
Quels liens entretiennent l'anxiété mathématique, le niveau socioéconomique et le genre sur les performances mathématiques ? Une analyse secondaire des données de PISA 2012

Auteur : Xhrouet, Dimitri

Promoteur(s) : Monseur, Christian

Faculté : Faculté de Psychologie, Logopédie et Sciences de l'Éducation

Diplôme : Master en sciences de l'éducation, à finalité spécialisée en enseignement

Année académique : 2024-2025

URI/URL : <http://hdl.handle.net/2268.2/24492>

Avertissement à l'attention des usagers :

Tous les documents placés en accès ouvert sur le site le site MatheO sont protégés par le droit d'auteur. Conformément aux principes énoncés par la "Budapest Open Access Initiative"(BOAI, 2002), l'utilisateur du site peut lire, télécharger, copier, transmettre, imprimer, chercher ou faire un lien vers le texte intégral de ces documents, les disséquer pour les indexer, s'en servir de données pour un logiciel, ou s'en servir à toute autre fin légale (ou prévue par la réglementation relative au droit d'auteur). Toute utilisation du document à des fins commerciales est strictement interdite.

Par ailleurs, l'utilisateur s'engage à respecter les droits moraux de l'auteur, principalement le droit à l'intégrité de l'oeuvre et le droit de paternité et ce dans toute utilisation que l'utilisateur entreprend. Ainsi, à titre d'exemple, lorsqu'il reproduira un document par extrait ou dans son intégralité, l'utilisateur citera de manière complète les sources telles que mentionnées ci-dessus. Toute utilisation non explicitement autorisée ci-avant (telle que par exemple, la modification du document ou son résumé) nécessite l'autorisation préalable et expresse des auteurs ou de leurs ayants droit.



Faculté de Psychologie, Logopédie et Sciences de l'Éducation

Année académique 2024 – 2025

Mémoire en vue de l'obtention du grade de Master en
Sciences de l'Éducation, à finalité spécialisée en
Enseignement

Quels liens entretiennent l'anxiété mathématique, le niveau socioéconomique et le genre sur les performances mathématiques ?
Une analyse secondaire des données de PISA 2012.

Présenté par XHROUET Dimitri

Promoteur : MONSEUR Christian

Lecteurs : PRESSIA Fabian

FAGNANT Annick



Faculté de Psychologie, Logopédie et Sciences de l'Éducation

Année académique 2024 – 2025

Mémoire en vue de l'obtention du grade de Master en
Sciences de l'Éducation, à finalité spécialisée en
Enseignement

Quels liens entretiennent l'anxiété mathématique, le niveau socioéconomique et le genre sur les performances mathématiques ?
Une analyse secondaire des données de PISA 2012.

Présenté par XHROUET Dimitri

Promoteur : MONSEUR Christian

Lecteurs : PRESSIA Fabian

FAGNANT Annick

Avant toute chose, je souhaite exprimer ma profonde gratitude à Monsieur Christian Monseur, mon promoteur, pour son accompagnement attentif, ses conseils éclairés et sa grande disponibilité. Son regard exigeant et bienveillant a constitué un repère essentiel tout au long de ces deux années de recherche.

J'adresse également mes sincères remerciements à Madame Annick Fagnant et Monsieur Fabian Pressia, lecteurs de ce mémoire, pour l'intérêt qu'ils lui ont porté, le temps qu'ils lui consacreront et les remarques constructives qu'ils formuleront à son sujet.

Mes remerciements vont aussi à Pascal Detroz, sans qui l'élaboration finale de ce mémoire n'aurait pu être aussi aboutie à mes yeux.

Je tiens aussi à remercier toutes celles et ceux avec qui j'ai partagé ces deux années de master. Nos échanges, nos moments et leur présence ont nourri mon parcours sur les plans professionnel comme personnel. Une mention toute particulière revient à ma compagne, dont la présence, l'écoute – et la patience – ont compté bien au-delà de ces pages.

Enfin, je souhaite exprimer toute ma reconnaissance à mes parents. Leur soutien constant, leur pleine confiance et leur présence bienveillante ont été un appui précieux tout au long de ces trois années. Si ce mémoire porte mon nom, il est aussi, en partie, le reflet de ce qu'ils ont pu m'apporter.

NOTE LIMINAIRE

A. INDEX DES PAYS

Afin de faciliter la lecture et l'interprétation des figures et tableaux présentés dans ce mémoire, un index récapitulatif des pays de l'OCDE, accompagné de leurs codes alphabétiques à trois lettres, est fourni ci-après. À noter que pour le Royaume-Uni, nous utiliserons également le terme « pays » pour y faire référence lors des analyses.

Pays	Code à trois lettres
Allemagne	DEU
Australie	AUS
Autriche	AUT
Belgique	BEL
Canada	CAN
Chili	CHL
Corée du Sud	KOR
Danemark	DNK
Espagne	ESP
Estonie	EST
Finlande	FIN
France	FRA

Pays	Code à trois lettres
Grèce	GRC
Hongrie	HUN
Irlande	IRL
Islande	ISL
Israël	ISR
Italie	ITA
Japon	JPN
Luxembourg	LUX
Mexique	MEX
Norvège	NOR
Nouvelle-Zélande	NZL

Pays	Code à trois lettres
Pays-Bas	NLD
Pologne	POL
Portugal	PRT
Royaume-Uni	GBR
République tchèque	CZE
Slovaquie	SVK
Slovénie	SVN
Suisse	CHE
Suède	SWE
Turquie	TUR
États-Unis	USA

B. SYNTAXE SAS

En outre, dans un souci de répliquabilité, l'ensemble des procédures et la syntaxe employées dans le logiciel statistique *SAS* sont présentés en annexe 25 (page 100). Les modèles principaux, ainsi que les étapes de nettoyage et de recodage des données, y sont détaillés. Toutefois, certaines opérations ponctuelles, telles que les calculs de corrélations, n'y seront pas décrites de manière approfondie.

TABLE DES MATIÈRES

1 – INTRODUCTION	1
2 – CLARIFICATIONS THÉORIQUES	3
2.1 – DÉFINITIONS DE L'ANXIÉTÉ MATHÉMATIQUE	3
2.2 – L'ANXIÉTÉ MATHÉMATIQUE : UN CONCEPT MULTIDIMENSIONNEL ?.....	3
2.2.1 – Les deux dimensions	3
2.2.2 – Interactions avec d'autres éléments	5
3 - LE LIEN ENTRE L'AM ET LES PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES	7
3.1 – LES RÉSULTATS DE LA RECHERCHE	7
3.1.1 – Relation entre l'AM et les performances en mathématiques	7
3.1.2 – Théories explicatives	9
3.1.2.1 – The deficit theory	9
3.1.2.2 – The debilitating theory	9
3.1.2.3 – Attitudes à l'égard des mathématiques	11
3.1.2.4 – Conclusion	12
3.2 – LES RÉSULTATS DES ÉTUDES PISA SUR LA RELATION ENTRE L'AM ET LES PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES.....	12
3.2.1– La relation AM/Performances dans PISA 2003	13
3.2.2– La relation AM/Performances dans PISA 2012	15

4 – LA VARIABLE GENRE	17
4.1 – LES DIFFÉRENCES D’AM SELON LE GENRE	17
4.1.1 – <i>Constats de la recherche</i>	17
4.1.2 – <i>Pourquoi les filles semblent plus anxieuses que les garçons ?</i>	18
4.2 – DIFFÉRENCES DE PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES	20
4.2.1 – <i>Les filles sont-elles réellement moins performantes que les garçons ?</i>	20
4.2.2 – <i>Relation AM/Performances selon le genre</i>	21
4.3 – AM ET PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES SELON LE GENRE : CONSTATS DES ÉTUDES PISA.....	22
4.3.1 – <i>AM et performances en mathématiques selon le genre : PISA 2003</i>	22
4.3.2 – <i>AM et performances en mathématiques selon le genre : PISA 2012</i>	24
5 – LE RÔLE DU SES DANS LA RELATION ENTRE LE GENRE ET L’AM, ET LES PERFORMANCES ?	26
5.1 – DÉFINITION DU NIVEAU SOCIOÉCONOMIQUE	26
5.2 – ÉTAT DES LIEUX EN MATHÉMATIQUES	27
5.2.1 – <i>La relation entre le SES et les performances en mathématiques</i>	27
5.2.2 – <i>La relation entre le SES et l’AM</i>	27
6 – OBJECTIFS DE CETTE RECHERCHE.....	28

7 – MÉTHODOLOGIE.....	30
7.1 – ÉCHANTILLON	30
7.1.1 – <i>Procédure d'échantillonnage dans PISA 2012.....</i>	<i>30</i>
7.1.2 – <i>Échantillon retenu pour cette recherche.....</i>	<i>31</i>
7.2 – INSTRUMENTS, VARIABLES ET MÉTHODES STATISTIQUES.....	32
7.2.1 – <i>Variables utilisées dans les analyses.....</i>	<i>32</i>
7.2.2 – <i>Instruments et méthodes statistiques.....</i>	<i>33</i>
8 – ANALYSE DES RÉSULTATS.....	33
8.1 – RELATION LINÉAIRE OU CURVILINÉAIRE ?	33
8.2 – PASSAGE AUX MODÈLES MULTINIVEAUX	35
8.2.1 – <i>Justification méthodologique et apports du modèle multiniveaux.....</i>	<i>35</i>
8.2.2 – <i>Illustration à travers deux cas contrastés : Belgique et Finlande.....</i>	<i>36</i>
8.3 – MODÈLES MULTINIVEAUX : ANALYSES DE VARIANCE	38
8.3.1 – <i>Analyse de la variance de la performance en mathématiques.....</i>	<i>38</i>
8.3.2 – <i>Analyse de la variance de l'AM.....</i>	<i>40</i>
8.3.3 – <i>Lien entre la performance moyenne et l'indice moyen d'AM.....</i>	<i>41</i>
8.3.4 – <i>Lien entre les différences inter-établissements liées aux performances mathématiques et à l'indice d'AM.....</i>	<i>42</i>
8.4 – MODÈLES MULTINIVEAUX : RELATIONS ENTRE L'AM, LE GENRE, LE NIVEAU SOCIOÉCONOMIQUE ET LES PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES.....	44

8.4.1 – Relations entre l’AM et les performances en mathématiques.....	44
8.4.1.1 – Effet moyen de l’AM sur les performances par pays	44
8.4.1.2 – L’effet de l’AM sur les performances varie-t-il selon les établissements ?.....	48
8.4.1.3 – Les variations de l’AM sur les performances entre écoles sont-elles liées aux performances moyennes des établissements ?.....	48
8.4.1.4 – Analyse croisée de la variance inter-établissements de l’effet de l’AM et de sa corrélation avec les performances moyennes des écoles	50
8.4.2 – Relation entre l’AM, le niveau socioéconomique et les performances en mathématiques.....	53
8.4.3 – Relation entre l’AM, le genre et les performances en mathématiques	55

9 – CONCLUSION, LIMITES ET PERSPECTIVES58

10 – BIBLIOGRAPHIE.....61

11 – ANNEXES.....75

Annexe 1. Tableau I : PISA 2003 – Indice moyen d’AM et variation du score en mathématiques par unité de l’indice d’AM, par pays.	75
Annexe 2. Tableau II : PISA 2003 – Différences d’AM et de performances selon le genre, par pays.	76
Annexe 3. Tableau III : PISA 2012 – Indice moyen d’AM et variation du score en mathématiques par unité de l’indice d’AM, par pays.	77
Annexe 4. Tableau IV : PISA 2012 – Différences d’AM et de performances selon le genre, par pays.	79
Annexe 5. Tableau V : Synthèse des pays retenus et écartés pour cette étude..	81

Annexe 6. Tableau VI : Nombre d'observations (N) et nombre d'établissements (n) obtenus après chaque phase de sélection.....	81
Annexe 7. Tableau VII : Nombre d'élèves et d'écoles présents dans l'échantillon final, et proportion d'élèves supprimés après les différentes sélections.	82
Annexe 8. Figure I : Comparaison entre les graphiques relatifs aux régressions linéaires (I) et quadratiques (II) de référence.....	83
Annexe 9. Tableau IX : Synthèse des coefficients de régression relatifs à la régression quadratique $MATH = \beta_0 + \beta_1(AM) + \beta_2(AM)^2$, et comparaison entre les coefficients de détermination provenant des régressions linéaires et quadratiques, par pays.	84
Annexe 10. Tableau X : Comparaison entre l'effet moyen de l'AM sur les performances mathématiques, selon que celui-ci soit provienne d'une régression linéaire simple (β_1) ou d'un modèle multiniveaux (γ_{10}), par pays.	85
Annexe 11. Tableau XI : Modèle M1 – Variance inter et intra-établissements de la performance en mathématiques, coefficient de corrélation intraclasse (ICC), et performances moyennes, par pays.	86
Annexe 12. Tableau XII : Modèle M2 – Variance inter et intra-établissements de l'indice d'AM, coefficient de corrélation intraclasse, et indice moyen d'AM, par pays.....	87
Annexe 13. Figure III : Association entre les performances moyennes et l'indice moyen d'AM au niveau pays.	88
Annexe 14. Tableau XIII : Modèle M3 – Effet moyen de l'AM sur les performances mathématiques et performances mathématiques moyennes, par pays.....	89
Annexe 15. Figure V : Modèle M3 – Effet moyen de l'AM sur les performances (γ_{10}), par pays.	90

Annexe 16. Tableau XIX : Modèle M3 – Variance inter et intra-établissements de la performance en mathématiques et coefficient de corrélation intraclasse (ICC) associé, par pays.....	91
Annexe 17. Tableau XX : Modèle M3 – Variance inter-établissements de la performance en mathématiques et de l’effet de l’AM sur ces performances, et covariance entre les résidus de niveau école U_{0j} et U_{1j} , par pays.....	92
Annexe 18. Figure VII : Modèle M3 – Variance inter-établissements de l’effet de l’AM sur les performances mathématiques, par pays.	93
Annexe 19. Tableau XXI : Modèle M3 – Coefficient de corrélation entre les résidus de niveau école liés aux performances mathématiques (U_{0j}) et à l’effet de l’AM sur ces performances (U_{1j}), par pays.	94
Annexe 20. Tableau XXII : Modèle M4 – Différence d’AM entre élèves favorisés et défavorisés, par pays.....	95
Annexe 21. Tableau XXIII : Modèle M4 – Effet d’interaction ESCS/AM (β_{3j}) sur les performances mathématiques, par pays.....	96
Annexe 22. Tableau XXIV : Modèle M4 – Différences de performances moyennes en mathématiques entre élèves favorisés et défavorisés, par pays. .	97
Annexe 23. Tableau XXV : Modèle M4 – Différences d’AM selon le genre, par pays.....	98
Annexe 24. Tableau XXVI : Modèle M4 – Effet d’interaction GIRLS/AM (β_{5j}) sur les performances mathématiques, par pays.....	99
Annexe 25. Syntaxe sas réalisée pour cette recherche	100

1 – INTRODUCTION

Dans un monde marqué par l’omniprésence des technologies, des données et des raisonnements scientifiques, les mathématiques occupent une place incontournable. Leur maîtrise dépasse le simple cadre scolaire : elle constitue un levier essentiel pour l’insertion professionnelle, la participation citoyenne et l’adaptation aux évolutions technologiques (OECD, 2019 ; Vohl & Loye, 2023). Dès lors, les écarts de performance en mathématiques observés entre élèves et entre pays suscitent une attention croissante, tant de la part des chercheurs que des décideurs politiques. Les enquêtes internationales à large échelle, telles que le *Programme international pour le suivi des acquis des élèves* (PISA), offrent à cet égard un cadre privilégié pour analyser ces différences et identifier les variables susceptibles de les expliquer.

Parmi ces variables, l’anxiété en mathématiques (AM) occupe une place de premier plan. Définie comme un sentiment de tension ou d’appréhension lié à la résolution de tâches mathématiques (Richardson & Suinn, 1972), elle est aujourd’hui reconnue comme un obstacle majeur à l’apprentissage. Loin d’être un simple malaise passager, l’AM agit comme un frein invisible : elle interfère avec la concentration et la mémoire de travail, réduit l’efficacité cognitive, compromet les performances et conduit fréquemment à l’évitement des situations mathématiques (Ashcraft & Kirk, 2001 ; Ramirez et al., 2013). En outre, ce phénomène, loin d’être marginal, concerne près d’un élève sur trois dans les pays de l’OCDE en 2012 (OECD, 2015).

Depuis plus de trente ans, de nombreuses études et méta-analyses soulignent de manière stable une relation négative entre AM et performances en mathématiques. Cette relation est également façonnée par le contexte éducatif : les structures scolaires, les politiques de différenciation, les attentes académiques ou encore la composition socioéconomique et sociale des établissements peuvent en renforcer ou en atténuer l’impact. Surtout, elle ne peut être pleinement comprise sans tenir compte d’autres variables qui structurent les parcours scolaires. Deux autres variables apparaissent alors comme particulièrement intéressantes à étudier : le statut socioéconomique (SES) et le genre.

D’un côté, le SES est depuis longtemps identifié comme un facteur clé de la réussite scolaire. Les élèves issus de milieux favorisés obtiennent en moyenne de meilleurs résultats en mathématiques, bénéficiant d’un capital culturel, matériel et symbolique plus important (Sirin, 2005 ; Perry et al., 2022). Ce gradient social traverse par ailleurs tous les pays étudiés par l’OCDE et explique une part significative des écarts de performance (OECD, 2015).

De l’autre, le genre constitue une variable incontournable dans la question de l’AM et des performances mathématiques. Il existe par ailleurs un paradoxe assez connu : alors que les écarts de

performance entre filles et garçons sont souvent faibles, voire inexistantes, les premières déclarent en moyenne des niveaux d'AM plus élevés (Else-Quest et al., 2010 ; Hyde et al., 1990 ; Lindberg et al., 2010). Autrement dit, à résultats équivalents, l'expérience émotionnelle des mathématiques diffère profondément selon le genre.

Ainsi, les performances en mathématiques ne sauraient être réduites à de simples compétences cognitives, ou encore à l'exposition aux contenus disciplinaires. Elles résultent d'interactions complexes entre facteurs cognitifs, affectifs et socio-culturels, qui eux-mêmes s'entrecroisent et s'inscrivent dans des contextes scolaires différenciés. Dès lors, seule une analyse tenant compte de la structure hiérarchique des données – élèves au sein des écoles, écoles au sein des systèmes éducatifs – permet d'en saisir pleinement les mécanismes. De plus, étudier conjointement l'AM, le SES et le genre pourrait ouvrir la voie à une compréhension plus complète des dynamiques croisées qui façonnent les inégalités de réussite entre élèves.

C'est dans ces perspectives que s'inscrit le présent mémoire. À partir d'une analyse secondaire des données de PISA 2012 – cycle au sein duquel les mathématiques constituaient le domaine majeur –, cette recherche vise à répondre à la question suivante :

Quels liens entretiennent l'anxiété mathématique, le niveau socioéconomique et le genre sur les performances mathématiques ?

2 – CLARIFICATIONS THÉORIQUES

2.1 – DÉFINITIONS DE L'ANXIÉTÉ MATHÉMATIQUE

Officiellement, la première définition liée au concept d'AM a été introduite par Richardson et Suinn (1972) lors de la publication d'un instrument permettant de la mesurer : le *Mathematics Anxiety Rating Scale* (MARS). Ces auteurs définissent l'AM comme « un sentiment de tension et d'anxiété qui interfère dans la manipulation des nombres et dans la résolution de problèmes mathématiques » [traduction libre]. Cette AM ne se manifeste pas uniquement lors de « situations académiques » mais peut également apparaître lors de « situations de la vie quotidienne » ; situations qui, dès lors, présenteraient – objectivement et/ou subjectivement – une connotation mathématique. Plusieurs définitions voient ensuite le jour mais qui, dans l'ensemble, présentent deux éléments similaires à celle de Richardson et Suinn (1972) : d'une part, il s'agit d'une réaction émotionnelle en réponse aux mathématiques, d'autre part, cette réaction dépend de la perception du sujet à visualiser cette situation comme mathématique (Ashcraft, 2002 ; Hembree, 1990 ; Ma, 1999).

D'autres définitions, figurant entre autres dans les travaux de Cipora et al. (2022), présentent un caractère plutôt « clinique », comparativement aux premières définitions précitées qui associent davantage l'AM à un trait ou à un état, tous deux fonctions de l'individu et de la situation rencontrée (Cipora et al., 2022). Ainsi, là où Tobias (1978) associe cette anxiété à « la peur, à la désorganisation mentale, à l'impuissance, voire à la paralysie qui peut survenir chez certaines personnes lorsqu'elles sont confrontées à la résolution d'un problème mathématique » [traduction libre], Lazarus (1974), quant à lui, la qualifie de « crainte irrationnelle et obstructive des mathématiques » [traduction libre]. Par ailleurs, ce dernier, par l'utilisation d'un terme fort, évoquera le concept de mathémophobie ; concept qui fût introduit pour la première fois par Gough en 1954, un auteur précurseur dans ce domaine.

En somme, l'AM est définie de différentes façons et recouvre divers concepts d'ordre cognitif, socioculturel, neurobiologique et lié à la personnalité (Ashcraft, 2019) ou encore clinique (Cipora et al., 2022).

2.2 – L'ANXIÉTÉ MATHÉMATIQUE : UN CONCEPT MULTIDIMENSIONNEL ?

2.2.1 – Les deux dimensions

Dans un premier temps, il convient de se questionner sur les possibles dimensions qui composent cette anxiété mathématique. Après avoir mobilisé 157 études publiées depuis une soixantaine d'années sur le sujet, Dowker et al. (2016) en viennent à la conclusion que l'AM ne peut être qualifiée de concept unidimensionnel. Toutefois, si la plupart des auteurs s'accordent sur cette multidimensionnalité

(Dowker et al., 2016 ; Cipora et al., 2022), ils ne s'accordent pas sur les dimensions qui la composent. Dans le cadre de ce travail, seules deux dimensions – ou composantes – évoquées par Wilgfield et Meece (1988), à savoir la dimension cognitive et la dimension affective, seront retenues. Les relations entre la performance en mathématiques et l'AM seront également abordées, mais uniquement dans le but de différencier ces deux dimensions à ce niveau ; une analyse plus approfondie de cette relation sera menée ultérieurement. Il importe toutefois de ne pas résumer l'AM uniquement à ces deux dimensions, puisque d'autres modèles existent et présentent eux aussi leur utilité (Ashcraft, 2019).

La dimension cognitive se réfère à aux préoccupations mentales et/ou aux pensées négatives vis-à-vis de ses performances en mathématiques, et des possibles conséquences qu'un échec pourrait engendrer (Wilgfield & Meece, 1988 ; Cipora et al., 2019). La dimension affective quant à elle renvoie au sentiment de tension et/ou de nervosité qu'un individu peut ressentir lors d'une situation perçue comme mathématique (Wilgfield & Meece, 1988). Elle peut se manifester par de la nervosité, de la tension ou encore de la panique (Wilgfield & Meece, 1988). Il est, par ailleurs, intéressant de constater la similarité entre cette dimension affective et la définition de Richardson et Suinn (1972), là où la dimension cognitive ne s'y retrouve pas explicitement.

Toutefois, bien que ces deux dimensions qui composent l'anxiété mathématique corréleront modérément entre elles ($r = 0.40$; Wilgfield et Meece (1988)), elles n'en agissent pas moins différemment sur les performances académiques (Wilgfield & Meece, 1988 ; Dowker et al., 2016). En effet, au travers d'une étude réalisée sur 564 élèves de la sixième année primaire à la sixième année secondaire – en équivalant les *grades* américains aux années d'enseignement en Belgique –, Wilgfield et Meece (1988) ont montré que, comparativement à la dimension cognitive qui indique une corrélation de 0.02 avec les performances en mathématiques, la dimension affective, de son côté, présente une corrélation de -0.22.

Les résultats de Pajares et Urdan (1996) corroboreront également ces premiers constats. Dans leur étude, ils montrent que la dimension affective présente une corrélation négative et assez forte (de $r = -0.54$ à $r = -0.68$) avec les performances en mathématiques, et ce, dans trois échantillons testés comportant des élèves provenant de l'enseignement secondaire inférieur (*middle school*), de l'enseignement secondaire supérieur (*high school*) et de l'université (*undegraduate*). Quant à la dimension cognitive, elle présente des résultats divergents. Ils ajoutent également que, compte tenu d'émotions moins développées à ce stade, la dimension affective explique une certaine variance dans lesdites performances pour les élèves du *middle school*.

En définitive, la composante affective semble présenter une relation négative plus importante avec les performances académiques, et pourrait donc s'avérer plus représentative de l'AM (Ho et al., 2000 ;

Wigfield & Meece, 1988). Cela pourrait, par ailleurs, être l'une des raisons pour lesquelles on retrouve un grand nombre d'études sur ce sujet (Dowker et al., 2016). Ainsi, il semblerait que les réactions émotionnelles que peut ressentir un individu lorsqu'il rencontre une situation mathématique exercent une influence plus forte sur ses performances, comparativement à la perception que ce même individu peut se faire de celles-ci. Toutefois, il convient de souligner que lorsque les deux dimensions sont mesurées simultanément, on constate une relation substantiellement plus forte entre l'AM et les performances mathématiques (Namkung et al., 2019). Dès lors, dans l'optique d'une intervention sur l'anxiété mathématiques d'un(e) élève, il conviendrait de prendre en compte ces deux dimensions plutôt que de se concentrer uniquement sur l'une d'entre elles.

2.2.2 – Interactions avec d'autres éléments

Dans un second temps, il est également intéressant de s'attarder sur certains éléments qui, avec l'AM, entretiennent une relation (fortement) significative, notamment : l'anxiété générale¹ (AG) et l'anxiété liée à l'évaluation (AE). En effet, plusieurs auteurs mettent en évidence que si l'AM se distingue bel et bien de l'AG ou de l'AE, elle n'en reste pas moins corrélée (Ashcraft & Ridley, 2005 ; Hembree, 1990 ; Namkung et al., 2023).

Concernant l'AG, la méta-analyse de Hembree (1990) – qui regroupe 151 études portant sur l'AM – a permis de mettre en évidence le lien entre ces deux types d'anxiété ($r = 0.35$). Un peu plus tard, Wang et al. (2014) arrivent au même résultat : ces deux types d'anxiété corréleront modérément, et de manière significative ($r = 0.37$). Ils parviennent également à montrer qu'une cause génétique existerait entre l'AG et l'AM. Selon eux, l'AM serait notamment influencée par les risques environnementaux impliqués dans l'AG. Ainsi, l'AM pourrait alors résulter non seulement d'expériences négatives liées aux mathématiques, mais aussi de facteurs de risques prédisposants et associés à l'AG, voire de la combinaison de ces deux éléments.

Au-delà de cette première relation AG/AM, la méta-analyse de Hembree (1990) en révèle une seconde. En effet, l'AM serait corrélée positivement ($r = 0.30$) avec l'AE, soit l'anxiété liée au contexte d'évaluation qui peut survenir lors d'un apprentissage (Cassady, 2010 ; Donolato et al., 2020 ; Raymo et al., 2019 ; Zeidner, 2004) ; une conclusion qu'Ashcraft et al. (1998) partageront par la suite ($r = 0.50$), tout comme Devine et al. (2012) ($r = 0.36$). Comme précité, il convient néanmoins de ne pas résumer l'AM comme une composante ou, à l'inverse, comme une résultante de ces deux types d'anxiété (Dowker et al., 2016). Par ailleurs, Dowker et al. (2016) expliquent que les mesures d'AM corréleront davantage avec d'autres mesures d'AM, et ce, même si les instruments diffèrent (Dew et al.,

¹ L'anxiété générale peut être qualifiée d'une réaction émotionnelle subjective caractérisée par des sentiments de tension, de nervosité et d'inquiétude face à des situations perçues comme menaçantes ou stressantes (Spielberger, 1972).

1983 ; Hembree, 1990, revu par Ashcraft & Ridley, 2005). Il demeure ainsi probable que les conditions de test, mais aussi les expériences antérieures, aient un impact sur l'AM lors d'une évaluation.

Enfin, pour clôturer cette première partie, il nous semble judicieux d'aborder l'importance de l'âge dans le développement de l'AM. Selon Burns (1996), l'AM pourrait se développer dès l'enfance et donc, dès l'entrée dans l'enseignement primaire. Wilgfield et Meece (1988) ont, quant à eux, observé dans leurs travaux que les élèves présentant le plus haut niveau d'AM se situaient dans l'équivalent de la troisième année secondaire en Belgique (*9th grade* aux USA), là où les élèves de sixième primaire (*6th grade* aux USA) présenteraient le plus faible niveau d'AM. On peut émettre l'hypothèse que ce niveau élevé d'AM au milieu de la scolarité secondaire résulterait de l'importante pression académique. De la même manière, la méta-analyse de Ma (1999) et les travaux menés par Dowker et al. (2018) et par Namkung et al. (2023) mettent également en lumière cette évolution négative de l'AM au cours de la scolarité. Selon ces derniers, cela pourrait être dû à l'augmentation de l'AG lors de l'entrée dans l'enseignement secondaire (*middle school*), aux stéréotypes – de genre notamment – dans le domaine des mathématiques ou aux attitudes négatives à l'égard des mathématiques. En outre, si ces attitudes et ces idées reçues peuvent résulter de réflexions individuelles, elles peuvent également provenir des pairs (Dowker et al., 2016) et/ou d'expériences mathématiques vécues ; expériences qui, avec l'AM, s'influenceront mutuellement par la suite (Ramirez et al., 2018).

Cependant, si ces auteurs montrent effectivement que l'AM évolue avec l'âge des individus, ce constat n'est pas universel. D'autres études contredisent les précédents résultats, puisqu'ils concluent majoritairement que cette AM n'entretient pas de relation significative avec l'âge des sujets (Ashcraft, 2002 ; Dowker et al., 2012 ; Wood et al., 2012). Selon Dowker et al. (2016), ces résultats contradictoires pourraient provenir des instruments de mesure utilisés, mais surtout des dimensions de l'AM mesurées : affective d'une part, cognitive d'autre part. Il reste donc que les interprétations quant à cette relation AM/âge doivent être considérées méticuleusement, et ce, compte tenu également de la diversité des contextes et des populations interrogées.

EN RÉSUMÉ

L'AM est un concept polyédrique, et dont les définitions varient en fonction de la perspective envisagée, du domaine d'étude et du contexte en présence. C'est également un concept multidimensionnel, bien que le nombre de dimensions varie d'un auteur à l'autre.

Si on se limite à l'étude des dimensions affective et cognitive de l'AM, on constate que la première exerce une plus grande influence sur les performances des élèves. De surcroît, elle est également considérée par plusieurs auteurs comme plus représentative de l'AM.

L'AM entretient également des liens notables avec l'AG, mais aussi avec l'AE. Toutefois, il importe de ne pas résumer l'AM à l'un de ces deux autres types d'anxiété, bien qu'elles corrèlent entre-elles. Enfin, si l'AM évolue naturellement avec l'âge, aucune conclusion univoque sur l'augmentation ou la diminution de l'AM au cours du temps n'a encore été mise en évidence.

3 - LE LIEN ENTRE L'AM ET LES PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES

3.1 – LES RÉSULTATS DE LA RECHERCHE

3.1.1 – Relation entre l'AM et les performances en mathématiques

Depuis de nombreuses années, les liens entre l'AM et les performances en mathématiques ont été étudiés et documentés. Si les premières conclusions proviennent de la méta-analyse de Hembree (1990), d'autres méta-analyses (Barroso et al., 2021 ; Caviola, et al., 2022 ; Ma, 1999 ; Namkung et al., 2023 ; Zhang et al., 2019), ainsi que plusieurs études (entre autres, Baloğlu & Koçak, 2006 ; Devine et al., 2012 ; Ho et al., 2000 ; Miller & Bichsel, 2004 ; Suren & Kandemir, 2020) ont également permis de mettre en exergue la relation qui associe ces deux variables.

En effet, les travaux menés par Hembree (1990) ont permis de révéler une relation négative entre l'AM et les performances mathématiques, dont la corrélation équivaut à -0.31. Il précise alors que les élèves présentant un niveau d'AM faible performant nettement mieux que leurs homologues dont le niveau d'AM est plus élevé. Il ajoute également que cette AM ne menacerait pas seulement les performances, mais jouerait également un rôle dans les attitudes que l'on peut manifester à l'égard des mathématiques, notamment l'implication personnelle dans la matière.

Ma (1999), quant à lui, à partir de 26 études publiées entre 1960 et 1994, obtient une corrélation égale à -0.27, soit légèrement plus faible que celle de Hembree (1990). De plus, au départ de 84 études publiées entre 2000 et 2019, Zhang et al. (2019) révèlent eux aussi un lien négatif et corroborant les précédents résultats ($r = -0.32$). Dans la même année, celle de Namkung et al. (2019), qui reprend 131 études publiées entre 1952 et 2018 pour un total de 478 ampleurs de l'effet, affiche des résultats similaires et significatifs ($r = -0.34$). Bien plus, Barroso et al. (2021), en analysant un total de 747 ampleurs de l'effet provenant d'études réalisées entre 1992 et 2018, obtiennent une corrélation significative de -0.28. Enfin, Caviola, et al. (2022), en mobilisant un total de 121 études publiées entre 1990 et 2018, observent également cette relation négative ($r = -0.30$). Ces différentes méta-analyses laissent donc peu de doutes sur l'existence d'une relation négative robuste et stable entre l'AM et les performances mathématiques.

Toutefois, l'influence de l'AM sur lesdites performances dépend également de divers facteurs. D'après Caviola et al. (2022), selon le type de tâches auxquelles serait confronté l'individu, l'intensité du lien entre ces deux variables peut varier ; un constat que l'on retrouve également dans la méta-analyse de Namkung et al. (2019). En effet, pour ces auteurs, face à des situations mathématiques qui nécessitent des processus plus complexes ou « multi-tasking », cette relation s'avère plus forte ($r = -0.31$) comparativement à la réalisation de tâches mathématiques dites fondamentales ($r = -0.22$) qui peuvent se résoudre en peu d'étapes (les calculs mentaux par exemples). Il est par ailleurs intéressant de noter que dans le cas de situations mathématiques plus complexes, cette relation s'apparenterait davantage à une relation curvilinéaire, et plus précisément quadratique (Suren & Kandemir, 2020 ; Wang et al., 2016), qu'à une relation purement linéaire. On observerait alors un pic de performances lorsque l'individu présenterait un niveau d'AM jugé moyen. Ainsi, bien qu'un niveau d'AM trop élevé exerce une influence négative sur les performances dans tout type de tâches, afficher un niveau d'anxiété trop faible peut également présenter des inconvénients dans des tâches plus complexes.

Pour Caviola et al. (2022), selon l'importance que peuvent revêtir les résultats de l'épreuve, l'effet de l'AM diffère : l'effet de l'AM sur les performances sera plus important pour les évaluations à enjeux élevés. Par ailleurs, comme évoqué précédemment, l'AM pourrait varier en fonction de l'âge des individus concernés, bien que les conclusions des auteurs divergent à ce sujet. La méta-analyse de Zhang et al. (2019) tente d'apporter des éléments de réponse à ce sujet, annonçant que la relation AM/performances mathématiques pourrait, elle aussi, varier selon l'âge des élèves. Ils déterminent que cette relation s'avère plus intense – négativement parlant – pour les élèves de fin de secondaire (*high school* aux USA), comparativement aux élèves du primaire (*elementary* aux USA). Néanmoins, à ce jour, les études publiées ne permettent pas de se prononcer définitivement sur cette variation (Dowker et al., 2016) et donc, sur le possible caractère modérateur de l'âge.

Enfin, toujours pour Dowker et al. (2016), le système éducatif pourrait jouer un rôle de modération dans la relation annoncée entre AM et performances. En effet, selon Stevenson et al. (1990 ; cités par Dowker et al., 2016) et Askew et al. (2010 ; cités par Dowker et al., 2016), les pays ne présenteraient pas seulement des différences en termes de performances, mais aussi en termes de niveaux d'AM. Deux points de vue peuvent être envisagés à ce sujet. D'une part, les élèves qui proviennent de pays hautement performants en mathématiques pourraient présenter un niveau d'AM assez faible en raison de leurs capacités dans ce domaine (Dowker et al. 2016). D'autre part, ils pourraient tout aussi bien présenter un niveau d'AM relativement élevé, compte tenu de la pression engendrée par cette nécessité d'être performants (Dowker et al. 2016 ; Zhang et al., 2019) et, dans une autre mesure, de la possible comparaison sociale avec ses pairs (Dowker et al. 2016 ; OCDE, 2015).

Plusieurs études semblent confirmer cette seconde hypothèse. Ainsi, Lee (2009), au départ des données PISA de 2003, a mis en évidence la différence d'AM mesurée sur des élèves provenant de deux « types » de pays hautement performants dans le domaine des mathématiques. Et si, dans le premier cas, les élèves issus de pays européens occidentaux – tels la Finlande, la Suisse ou encore les Pays-Bas – affichent un niveau d'AM suffisamment faible, dans le second cas, les élèves issus de pays asiatiques – tels la Chine ou la Corée du Sud – tendent à montrer un niveau d'AM bien plus élevé. Zhang et al. (2019) émettent des conclusions similaires puisque, dans leur méta-analyse, l'effet de l'AM sur les performances mathématiques chez les élèves européens est nettement plus faible que chez les élèves asiatiques. Ainsi, le système éducatif semble, lui aussi, jouer un rôle modérateur dans cette relation AM/performances et son influence dépendrait du contexte, des valeurs et attentes véhiculées et de la pression académique (Ho et al., 2000 ; Tan & Yates, 2011 ; Dowker et al., 2016 ; Zhang et al., 2019).

3.1.2 – Théories explicatives

Plusieurs théories ont été développées pour tenter d'expliquer la relation entre l'AM et la performance. On distingue généralement trois théories mais deux d'entre elles recouvrent des idées similaires : d'une part, on retrouve la théorie du déficit (*deficit theory*), d'autre part, on retrouve la théorie de l'anxiété invalidante (*debilitating theory* ou *debilitating anxiety model* selon les auteurs), qui repose sur la théorie de l'interférence (*interference theory*). Outre cela, nous aborderons également les attitudes que peuvent manifester les élèves de tout âge à l'égard des mathématiques et qui, selon la recherche, exercent une influence notable dans cette relation.

3.1.2.1 – THE DEFICIT THEORY

Cette première théorie stipule que l'AM serait la conséquence de mauvaises performances en mathématiques, lesquelles impacteraient alors la manière dont les élèves percevraient leurs capacités à obtenir de bons résultats par la suite (Carey et al., 2016). Ces mauvaises notes s'apparenteraient ainsi à des souvenirs négatifs qui rappelleraient sans cesse un manque de compétences chez l'élève concerné. Dans ce sens, cela contribuerait à engendrer davantage d'AM chez ce dernier (Hembree, 1990) qui, à terme, s'inscrirait inconsciemment dans une prophétie auto-réalisatrice (Carey et al., 2016). Selon Ramirez et al. (2018), ces faibles résultats contribueraient dès lors au développement d'attitudes négatives à l'égard des mathématiques, lesquelles finiraient inévitablement par s'influencer mutuellement, avec l'AM.

3.1.2.2 – THE DEBILITATING THEORY

Comme susmentionné, dans un souci de compréhension, il convient pour cette seconde théorie d'évoquer en amont la théorie de l'interférence (*interference theory*). Pour celle-ci, face à une situation donnée, un individu peut ressentir de l'anxiété qui affectera son comportement et les stratégies

mobilisées (Mandler & Sarason, 1952). Deux cas possibles peuvent alors être envisagés. Face à cette situation de stress, l'individu va devoir réaliser des efforts pour minimiser l'anxiété ressentie. Ceux-ci, naturellement, nécessiteront une certaine mobilisation cognitive. Toutefois, si ce dernier n'y arrive pas, il peut se retrouver submergé émotionnellement et cognitivement. En conséquence, cette surcharge émotionnelle et cognitive nuirait à la réalisation de la tâche (Ashcraft & Kirk, 2001).

La *debilitating theory* repose sur ces mêmes postulats. Elle stipule que, dans une telle situation, l'individu consacrerait une (grande) partie de ses ressources cognitives pour contrer l'anxiété vécue, impactant dès lors sa capacité à recourir à sa mémoire de travail² (Ashcraft & Krause, 2007). En effet, en reprenant quelques-unes des différentes méta-analyses précédemment mobilisées (Barroso et al., 2021 ; Caviola, et al., 2022 ; Hembree, 1990 ; Namkung et al., 2023 ; Zhang et al., 2019), on retrouve de nombreuses études mentionnant l'impact de l'anxiété – et des pensées négatives/intrusives s'y associant – sur les performances en mathématiques par l'intermédiaire de la mémoire de travail (Ashcraft & Kirk, 2001 ; Ashcraft & Krause, 2007 ; Mammarella et al., 2015 ; Mandler & Sarason, 1952 ; Ramirez et al., 2013).

D'autres constats viendront toutefois nourrir cette première conclusion. D'une part, les enfants et les adolescents qui présentent une mémoire de travail plus faibles à la normale tendraient davantage à développer de l'AM (Ramirez et al., 2013). D'autre part, pour Dowker et al. (2016), l'AM altère l'exécution des tâches faisant appel à la mémoire de travail. Pour exemple, les tâches arithmétiques la mobilisent énormément (Cragg et al., 2017). Dès lors, dans de telles tâches, ces pensées intrusives peuvent s'avérer plus que délétères pour leur résolution. Selon Ashcraft et Kirk (2001), les élèves qui présentent un niveau plus élevé d'AM ont une mémoire de travail plus faible ou moins efficace, comparativement aux élèves dont le niveau d'AM est plus faible. Ainsi, d'après Diamond et al. (2007 ; cités par Suren & Kandemir, 2020) et Arnsten (2009 ; cité par Suren & Kandemir, 2020), un niveau d'anxiété moyen serait alors optimal pour un bon développement de cette mémoire de travail et pour une concentration propice aux apprentissages. On retrouve dès lors, comme pour les performances, une relation curvilinéaire entre l'AM et la mémoire de travail.

En somme, en considérant l'ensemble des informations présentées, il existerait donc une influence mutuelle entre d'un côté, la mémoire de travail, et de l'autre, l'AM (Ashcraft & Faust, 1994), et qui, à son tour, impacterait les performances académiques.

² La mémoire de travail (working memory) est définie selon Baddeley (1996) comme « un système de capacités limité pour la maintenance temporaire et la manipulation des stimuli ».

3.1.2.3 – ATTITUDES À L'ÉGARD DES MATHÉMATIQUES

Au-delà de ces deux premières théories, un troisième élément d'analyse semble également pertinent à considérer lorsqu'on s'intéresse à cette relation AM/performances : les attitudes à l'égard des mathématiques. Ces attitudes renvoient, entre autres, à l'engagement et/ou au plaisir des mathématiques (Hembree, 1990), à la perception des mathématiques (Bekdemir, 2009 ; Devine et al., 2012), à la confiance en soi (Devine et al., 2012 ; Hembree, 1990 ; Suren & Kandemir, 2020), au self-concept (Amhed et al., 2012) ou encore à l'estime de soi (Devine et al., 2012). Plusieurs études menées sur le sujet ont effectivement montré qu'un grand nombre de personnes développaient des attitudes fortement négatives à l'égard des mathématiques (Ashcraft, 2002 ; Hembree, 1990). Par ailleurs, selon Wigfield et Meece (1988), ces attitudes envers les mathématiques « auraient tendance à se détériorer avec l'âge durant l'enfance et l'adolescence » [traduction libre].

En étudiant ces différentes variables, on peut constater que, sans grande surprise, l'AM joue un rôle prépondérant dans le développement de ces attitudes. Shen (2009) et Bedkemir (2009) énoncent d'ailleurs que l'AM serait l'un des facteurs les plus importants dans l'explication du développement de cette perception négative des mathématiques et, à fortiori, des attitudes ainsi manifestées. Ainsi, de telles attitudes peuvent contribuer à créer, sinon amplifier, des situation anxieuses (Devine et al., 2012).

De plus, ces attitudes peuvent aussi inférer sur les stratégies et ressources à mobiliser pour la résolution d'une tâche, ce qui, au travers d'une augmentation de l'AM, impactera les performances mathématiques (Carey et al., 2016). En revanche, des élèves présentant un faible niveau d'AM vont avoir tendance à manifester des attitudes plus positives et à déployer des efforts et des stratégies supplémentaires pour résoudre les problèmes administrés (Suren & Kandemir, 2020). Mais le cas inverse est également vrai. Les élèves qui présentent une AM élevée seraient plus enclins à éviter des situations mathématiques, tant scolaires (Ashcraft, 2002 ; Suren & Kandemir, 2020) que de la vie quotidienne (Chin, 2009). Et si Chin (2009) évoque les complications professionnelles que cela peut impliquer, d'autres auteurs insistent sur les conséquences négatives que cet évitement perpétuel pourrait engranger dans l'enseignement. Ashcraft (2002) mentionne alors qu'en raison de cet évitement lié à l'AM, les élèves pratiquent moins fréquemment, et de manière moins fluide, leurs compétences mathématiques. Quant à Suren et Kandemir (2020), ils précisent que ces mêmes élèves tendraient à diminuer – si possible – les heures allouées aux cours de mathématiques, ce qui, dès lors, résulterait en de moins bons résultats. Ces comportements d'évitement entraîneraient également une moins bonne confiance en soi (Hembree, 1990 ; Suren & Kandemir, 2020) et un plaisir plus limité à « faire » des mathématiques (Hembree, 1990).

Dans l'optique d'une influence mutuelle entre les attitudes et l'AM, les travaux de Hembree (1990) semblent porteurs d'intérêt, puisqu'ils recensent diverses corrélations entre ces variables. En effet, dans sa méta-analyse, il montre de manière systématique que la corrélation entre le plaisir à faire des mathématiques ($r = -0.75$), la confiance en soi en mathématiques ($r = -0.82$), la perception de soi en mathématiques ($r = -0.71$), la motivation à l'égard des mathématiques ($r = -0.64$) et l'AM est négative, significative et (assez) forte. Par ailleurs, des élèves qui présentent une perception biaisée négativement auront davantage tendance à percevoir les enseignants, voire les parents, qui évoquent les mathématiques, de manière négative (Hembree, 1990).

De la même manière, Ahmed et al. (2012) dans une étude longitudinale réalisée sur 495 élèves de 1^{re} secondaire (*7th grade* aux USA), mettent en exergue la relation négative entre l'AM et la perception que l'on peut avoir de ses propres compétences en mathématiques (*math self-concept*) ; un constat que l'on retrouvait déjà dans la méta-analyse de Hembree (1990) ($r = -0.71$).

3.1.2.4 – CONCLUSION

Ces quelques théories proposent des explications hypothétiques pour déterminer les causes et conséquences sous-jacentes de cette relation entre l'AM et les performances en mathématiques. Elles confortent l'idée que, dans le cas d'une situation mathématique engendrant de l'AM chez un individu, il est probable que celui-ci présente des performances plus faibles ; en raison d'expériences passées qui modifieraient la perception qu'il se fait de ses chances de réussite, ou dues aux pensées intrusives impactant cognitivement sa mémoire de travail. De la même manière, les attitudes que peut adopter cet individu présentent des implications – positives comme négatives – notables sur le développement de l'AM et donc, sur la relation AM/performances. Toutefois, il apparaît comme vain d'envisager ou de déterminer un sens unidirectionnel entre les attitudes/performances et l'AM. En effet, si d'une part, il semble difficile de distinguer avec précision la cause de la conséquence, d'autre part, les recherches présentent des résultats qui traduisent plutôt une « causalité » réciproque.

3.2 – LES RÉSULTATS DES ÉTUDES PISA SUR LA RELATION ENTRE L'AM ET LES PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES

Outre les travaux précédemment mentionnés, il apparaît pertinent de présenter les résultats issus des cycles PISA 2003 et PISA 2012 concernant la relation entre l'AM et les performances en mathématiques. À titre de support, un tableau synthétique relatif à chacun de ces cycles est disponible respectivement en annexe 1 (page 75) et en annexe 3 (page 77). Celui-ci regroupera l'indice d'AM et le coefficient de régression associé à la relation entre AM et performance. Il convient toutefois de préciser que seuls certains pays feront l'objet d'une analyse approfondie au sein de cette section.

3.2.1– La relation AM/Performances dans PISA 2003

Les résultats de PISA 2003 montrent qu’au niveau des pays participants, on retrouve des niveaux d’AM très variables. De surcroît, certains pays présenteraient des niveaux assez faibles, ce qui, selon l’OCDE (2004), constitue un élément porteur pour l’enseignement : le problème de l’AM n’est pas sans solutions.

Tout d’abord, en observant de manière générale l’indice d’AM, on constate que les pays nordiques présentent les niveaux d’AM les plus faibles. C’est le cas de la Suède – championne dans la catégorie –, du Danemark et de la Finlande. On retrouve également quelques pays d’Europe occidentale, dont les Pays-Bas, la Suisse, l’Autriche ou encore l’Allemagne, et qui affichent des niveaux d’AM sous la moyenne de l’OCDE. À l’inverse, dans le haut du classement, on retrouve le Mexique, le Japon, la Corée, La France, la Turquie, l’Italie et l’Espagne ; classés respectivement par ordre décroissant d’AM. Notons par ailleurs que les pays nordiques cités, mais aussi les Pays-Bas, figurent dans le haut du classement des performances, ce qui peut laisser suggérer – à nouveau – un lien important entre l’AM et les performances : plus l’AM est faible et plus les performances en mathématiques sont élevées (Barroso et al., 2021 ; Caviola, et al., 2022 ; Hembree, 1990 ; Ma, 1999 ; Namkung et al., 2023 ; Zhang et al., 2019). Ou bien, comme peuvent l’illustrer certains pays asiatiques (Japon et Corée par exemple), plus un pays tend à exercer une pression académique importante, plus les performances sont élevées, au détriment de l’AM, qui augmente elle aussi.

De plus, à l’aide des items figurant dans les questionnaires élèves, l’OCDE (2004, p.149) présente les pourcentages d’élèves qui indiquent être anxieux lors de situations liées aux mathématiques. Ainsi, pour les pays de l’OCDE, 29% d’entre eux se disent anxieux lorsqu’ils font face à des situations mathématiques (devoirs et problèmes à résoudre), là où près de 60% se disent inquiets quant aux difficultés qu’ils s’imaginent avoir lors des cours de mathématiques, mais aussi quant aux possibles mauvaises notes qu’ils pourraient présenter lors d’une évaluation. Par ailleurs, une analyse plus détaillée de ce dernier résultat permettrait d’obtenir des informations sur la relation entre l’AE et l’AM précitée, et pour laquelle des chercheurs affirmaient que l’une pouvait influencer l’autre (Ashcraft, 1998 ; Devine et al., 2012 ; Hembree et al., 1990).

Quant au lien entre l’AM et les performances mathématiques, on retrouve, au niveau pays, des résultats identiques au lien documenté dans les recherches susmentionnées. De plus, une tendance se dessine : les pays qui performant le mieux affichent une AM plus faible (OECD, 2004), bien que de variations existent – à nouveau. En effet, on retrouve une relation négative dans l’ensemble des pays présentés, dont le coefficient de régression qui relie ces deux variables s’élève en moyenne à $\beta = -35$: une augmentation d’une unité de l’indice d’AM fait varier négativement la performance de 35 points. De plus, en moyenne, la corrélation entre l’AM et lesdites performances s’élève à -0.36 environ ; une

corrélation fort semblable à celles obtenues par Hembree (1990), Zhang et al. (2019) et Namkung et al. (2019). De cette manière, l'AM expliquerait, dans les pays de l'OCDE, 12.7% de la variance des performances des élèves, soit plus d'un dixième de leurs résultats.

En outre, deux autres résultats méritent d'être mentionnés. Tout d'abord, au niveau pays, l'intensité de cette relation varie selon les performances des élèves et s'avérait plus forte chez les élèves les plus performants (OECD, 2004). Ensuite, on observe également certaines variations quant à la force de ce lien dans certains pays. En effet, les pays nordiques aux taux d'AM faibles présentent une intensité de la relation plus forte que la moyenne. Ainsi, le coefficient de régression en Finlande, en Suède et au Danemark (mais aussi en Norvège), est systématiquement au-dessus de $\beta = -40$. Par ailleurs, le pourcentage de variance de la performance expliquée par l'AM oscille de 19.7 à 26.5 – soit plus d'un quart. En termes de corrélations, cela équivaut à des coefficients allant de -0.44 à -0.51 environ. À l'inverse, le Japon et la Corée se caractérisent par une plus faible intensité entre ces deux variables (respectivement $\beta = -14$ et $\beta = -25$) avec des corrélations ne dépassant pas le seuil de -0.22. Pour les pays anglo-saxons, les coefficients de régression restent assez proches de la moyenne internationale avec des corrélations avoisinant -0.40, à l'exception de la Nouvelle-Zélande qui présente un coefficient de régression de $\beta = -48$ – le plus élevé parmi les pays de l'OCDE. Quant à quelques pays européens – tels que la Belgique, la France, l'Italie, l'Espagne, l'Allemagne ou encore les Pays-Bas –, ils présentent majoritairement un coefficient de régression inférieur à $\beta = -30$. Qui plus est, on peut remarquer que l'AM explique une faible proportion de la variance des performances : entre 4.9% pour les Pays-Bas et 11.6% pour l'Allemagne par exemple. Il importe néanmoins de rester prudent quant à cette dernière interprétation, dans la mesure où des effets de comparaison sociale peuvent intervenir et influencer cette relation.

Ainsi, de manière intéressante, on peut constater que, selon la zone géographique, l'indice d'AM, mais aussi l'intensité de la relation entre celui-ci et les performances mathématiques varient (Zhang et al., 2019) et définissent différentes situations. On retrouve ainsi des pays nordiques qui présentent un score peu élevé sur l'indice d'AM, mais qui, à contrario, présentent un impact plus fort de cette AM sur les performances des élèves. Les pays asiatiques présentent certains des indices d'AM les plus élevés, y compris dans d'autres études (Ho et al., 2000), mais l'intensité du lien entre l'AM et leurs performances s'avère bien plus faible. Quant aux pays d'Europe occidentale considérés, les indices d'anxiété varient mais se situent généralement en dessous de la moyenne internationale, tout comme l'intensité des relations AM/performances. Naturellement, ces différentes variables dépendent des contextes éducatifs et politiques propres à chaque pays (OECD, 2004) mais il reste que les résultats – aussi bien en termes de performances que d'AM – offrent une meilleure vision qui permettrait d'entrevoir des solutions pour remédier aux problèmes liés à l'AM.

3.2.2– La relation AM/Performances dans PISA 2012

À l'image des résultats de 2003, les pays qui présentent un indice d'AM élevé tendent à sous-performer (OCDE, 2015) ; tendance générale, certes, mais qui ne se retrouve pas dans l'intégralité des pays concernés. En effet, il convient de souligner que plusieurs pays asiatiques – la Corée, le Japon, Singapour ou encore Macao (Chine) – demeurent dans les hauts niveaux de performances, malgré des niveaux d'AM élevés qui pourraient supposément être liés aux pressions académiques.

En outre, l'OCDE (2015) indique également que cette tendance ne se retrouve pas seulement au niveau des pays, mais aussi au niveau des élèves au sein d'un même établissement. Ainsi, un élève présentant un niveau d'AM faible tendrait à performer davantage comparativement à ses camarades plus anxieux. De surcroît, l'OCDE (2015) indique que l'indice d'AM est également lié à l'établissement fréquenté par l'élève en question. Dans ce sens, malgré un niveau de performance équivalent entre deux élèves, il peut y avoir des différences d'AM selon les performances de leurs pairs, dues notamment au phénomène de comparaison sociale. L'OCDE (2015, p.4) montre ainsi que l'AM est associée dans la quasi-totalité des pays participants, et ce de manière significative, à la performance relative des élèves – en fonction de celles de leurs pairs.

Dans le haut du classement, soit les pays qui présentent un haut indice d'AM, on retrouve la France, l'Italie, le Japon, la Corée et le Mexique qui affiche l'indice le plus élevé (0.45). De l'autre côté, on retrouve de nouveau les pays nordiques (Danemark, Finlande et la Suède) et les mêmes pays d'Europe occidentale (Autriche, Suisse, Allemagne) dont les Pays-Bas qui, tout comme pour l'édition 2003, présente le plus faible indice d'AM (-0.39).

En s'attardant également sur les différentes situations face auxquelles les élèves se disent anxieux, on constate que les proportions d'élèves sont assez semblables à celles rencontrées dans l'édition 2003. En effet, l'OCDE (2014) mentionne une légère augmentation moyenne entre 2003 et 2012 et ajoute que l'indice d'AM, suivant dès lors cette tendance, a lui aussi augmenté et ce, dans « une mesure statistiquement significative dans 13 pays et économies, dont la Nouvelle-Zélande, la Suède, l'Australie et la Norvège notamment » (2014, p.101).

En 2012, le coefficient de régression de la relation AM/performances pour tous les pays de l'OCDE s'élève, en moyenne, à $\beta = -34$, ce qui correspond non seulement aux résultats de recherche, mais aussi aux résultats de 2003 ($\beta = -35$). Pour les différents pays participants, les pays nordiques affichent toujours des coefficients se situant aux alentours de $\beta = -40$, traduisant dès lors une plus grande influence de l'AM sur les performances mathématiques. Qui plus est, cette AM expliquerait entre 18% et 27% de ces performances environ ; soit des corrélations oscillant entre -0.42 et -0.52. Le Japon et la Corée présentent un impact plus faible de l'AM sur les performances comparativement à la moyenne

internationale, puisque les coefficients de régressions sont situés aux alentours de $\beta = -20$, et dont la corrélation obtenue entre l'AM et les performances équivaut à environ -0.20 . L'AM n'expliquerait dès lors qu'une très petite partie des résultats (à peine plus que 4%). De la même manière, la relation dans les pays d'Europe occidentale est plus faible que pour la moyenne des pays de l'OCDE, avec des coefficients se situant entre $\beta = -25$ et $\beta = -35$, les Pays-Bas se détachant avec un coefficient égal à $\beta = -20.6$. Enfin, en ce qui concerne les pays anglo-saxons, les coefficients de régression se situent entre $\beta = -33$ et $\beta = -40$. Par ailleurs, comme dans l'édition PISA 2003, c'est en Nouvelle-Zélande que l'on observe le coefficient le plus marqué, avec une valeur de $\beta = -49,1$.

De plus, toujours au niveau pays, il semblerait que l'intensité de la relation dépende du niveau de performances des élèves : là où le coefficient devient $\beta = -37$ pour les élèves situés dans le haut de la distribution des résultats, on obtient $\beta = -28$ pour les élèves les moins performants. Autrement dit, ceux-ci seraient moins impactés par l'AM comparativement aux élèves plus performants ; ces derniers pouvant, entre autres, se montrer plus sensibles aux enjeux de réussite ou, de manière générale, tendre à se fixer des objectifs scolaires plus élevés. Bien plus, dans les pays de l'OCDE, l'AM expliquerait plus de 14% de la variance des performances des élèves, soit une corrélation de -0.37 entre ces deux variables. Aussi pouvons-nous souligner qu'une interaction existerait entre l'AM, le genre et le SES sur les performances en mathématiques. En effet, lorsque l'on introduit ces deux dernières variables dans les modèles statistiques, on constate que le coefficient associé à l'AM diminue ; traduisant dès lors un effet moindre de l'AM sur la performance.

EN RÉSUMÉ

Il existe une relation substantiellement négative entre l'AM et les performances en mathématiques ; en témoignent les méta-analyses mobilisées, mais aussi les résultats des données PISA 2003 et PISA 2012. S'il est impossible d'attribuer une relation purement causale (OECD, 2015), il reste qu'une corrélation non-négligeable existe bel et bien entre ces deux variables.

De plus, en considérant les travaux de recherche et les résultats de PISA 2003 et PISA 2012, on observe une multitude de facteurs qui, selon les conditions et les systèmes éducatifs, peuvent contribuer à modérer l'intensité de la relation précitée. On retrouve notamment l'âge – bien que les avis divergent –, le type de tâches, les attitudes à l'égard des mathématiques ou encore la zone géographique.

Bien plus, ce lien négatif AM/performances semble montrer une certaine durabilité et stabilité temporelle puisque, d'une part, on constate des résultats similaires dans les éditions PISA 2003 et PISA 2012 ; d'autre part, les méta-analyses sollicitées présentent des résultats quasi-identiques malgré une trentaine d'années de différence.

4 – LA VARIABLE GENRE

L'étude du lien entre l'anxiété et les performances en mathématiques ne peut se passer de la variable « genre ». Bien que cette variable revêt une importance notable – sinon la plus importante (Dowker et al., 2018) – dans les domaines de l'AM, des performances en mathématiques et de la motivation en mathématiques, aucune conclusion claire n'a pour le moins été admise (Suren & Kandemir, 2020). Compte tenu des objectifs de cette recherche, il importe dès lors de s'attarder non seulement sur l'interaction entre le genre et l'AM, mais aussi sur les possibles écarts de performances entre filles et garçons en mathématiques.

4.1 – LES DIFFÉRENCES D'AM SELON LE GENRE

4.1.1 – Constats de la recherche

À ce jour, les conclusions quant aux réels écarts d'anxiété selon le genre sont encore floues, ou du moins, équivoques. En effet, dans la littérature, on retrouve un certain nombre de recherches qui indiqueraient que les filles se verraient plus anxieuses à l'égard des mathématiques.

En corroborant notamment les hypothèses de Betz (1978), Hembree (1990) montre dans sa méta-analyse que les filles seraient plus anxieuses comparativement aux garçons, et ce, non seulement chez les adolescents (fin du secondaire), mais aussi chez les jeunes adultes (universitaires). De la même manière, les travaux menés par Devine et al. (2012) ont révélé que, de manière générale, les filles présentaient des niveaux d'AM et d'AE plus élevés. Aussi ont-ils montré que, sous contrôle de cette AE, les filles continuent d'être en moyenne plus anxieuses que les garçons, conclusion que l'on retrouve également chez Ferguson et al. (2015). Par ailleurs, selon Ma (2003, cité par Geist, 2010), les filles sembleraient plus à risque de développer des attitudes négatives, dont l'AM, lors de leur entrée à l'école formelle – une école régie par des programmes scolaires, des méthodes d'évaluation, des conditions de passages entre les années, etc. En raison du nombre d'études sur le sujet, il serait fastidieux de se concentrer sur l'ensemble des résultats et des conclusions avancées par les chercheurs en faveur de cette prévalence à l'AM supérieure chez les filles. Toutefois, cette hypothèse reste fortement partagée, à la fois dans plusieurs études (Geist, 2020 ; Goetz et al., 2013 ; Ma, 2004 ; Pajares & Urdan, 1996 ; Wigfield & Meece, 1988) et dans les méta-analyses (Cipora et al., 2022 ; Else-Quest et al., 2010 ; Hyde et al., 1990). Cette préoccupation présente dans la littérature mérite dès lors que nous nous attardions sur les raisons de ces écarts d'AM.

Bien que cette première hypothèse semble particulièrement partagée, d'autres études obtiennent, quant à elles, des résultats inverses. C'est le cas notamment des méta-analyses de Barroso et al. (2021) et de Caviola et al. (2022), et des travaux de Namkung et al. (2023) qui présentent tous la même

conclusion : aucune différence significative n'est constatée au niveau de l'AM mesurée chez les filles et chez les garçons. Dowker et al. (2016) mentionnent dans leur travaux deux études qui vont dans ce sens. Goetz et al. (2013) et Bieg et al. (2015) ont présenté à des élèves de l'enseignement secondaire deux tests d'anxiété : l'un permettant de mesurer l'AM en tant que trait (*trait anxiety*), l'autre permettant de mesurer l'anxiété en tant qu'état (*state anxiety*). Dans ces deux études, les filles manifestent une plus grande AM en tant que trait, soit une plus grande propension à percevoir une situation mathématique comme potentiellement menaçante (Gidron, 2013), là où l'AM en tant qu'état présente des données inconsistantes. Dès lors, ces résultats suggèrent que les filles ne vivent pas spécialement plus d'expériences anxieuses que les garçons (*state anxiety*) mais qu'elles s'attendraient pourtant à ce que cela arrive. Ainsi, comme pour la première hypothèse évoquée, le constat qu'aucune prévalence à AM n'existerait chez les filles est un constat également partagé par différents auteurs (Amhed, 2018 ; Dowker et al., 2012 ; Namkung et al., 2023 ; Ramirez et al., 2013), même s'il s'avère moins documenté.

4.1.2 – Pourquoi les filles semblent plus anxieuses que les garçons ?

Différents travaux ont avancé plusieurs raisons pour tenter d'expliquer ces écarts d'anxiété selon le genre. La première d'entre elles concerne l'AG et l'AE qui, comme nous l'avons mentionné précédemment, entretiennent un lien modéré avec l'AM (Hembree, 1990 ; Wang et al., 2104). Pour Dowker et al. (2016), les filles, comparativement aux garçons, développent et affichent des niveaux d'AG plus importants (Feingold, 1994 ; Costa et al., 2001 ; Chapman et al., 2007). De surcroît, les filles montreraient également des niveaux d'anxiété plus élevés dans d'autres matières, et ce, même si elles performant nettement plus que les garçons (Dowker et al., 2016). Toutefois, pour Devine et al. (2012), lorsqu'on tient sous contrôle l'AE, le niveau d'AM reste pourtant plus important chez les filles, au contraire des garçons. Dès lors, il semble délicat, sinon inenvisageable, de réduire les différences d'AM à des différences d'anxiété quelles qu'elles soient – d'AG comme d'AE.

Une seconde explication se trouverait dans les attitudes que les élèves peuvent manifester à l'égard des mathématiques. En effet, si les filles affichent un niveau d'anxiété plus élevé dans un grand nombre d'études, il importe de prendre en considération d'autres composantes qui pourraient influencer ces résultats (Goetz et al., 2013), notamment lesdites attitudes (Watt, 2004). Plusieurs études mentionnent le fait que les garçons présentent une meilleure confiance en soi que les filles dans différents domaines (Beyer, 1990 ; Beyer & Bowden, 1997 ; Jakobsson et al., 2013) dont les mathématiques (Devine et al., 2012 ; Dowker et al., 2016 ; McMurrin et al., 2023), et ce, parfois dès le plus jeune âge (Dowker et al., 2012). De plus, les garçons semblent également montrer une meilleure estime de soi que les filles en mathématiques (Dowker et al., 2016 ; Hyde et al., 1990 ; Zander et al., 2020). Également, le fait que les filles s'auto-critiquent plus fréquemment et plus sévèrement quant à leur AM et leurs performances en mathématiques pourrait également expliquer une partie de ces écarts d'anxiété (Else-Quest et al., 2010 ;

Flessati & Jamisson, 1991 ; Wigfield & Meece, 1988). Les conclusions de Zander et al. (2020), qui corroborent ces résultats, suggèrent qu'en raison de ces attitudes plus positives à l'égard des mathématiques, les garçons développeraient des croyances plus positives quant à leur efficacité en mathématiques comparativement aux filles.

En revanche, d'après la méta-analyse de Hembree (1990), les garçons qui développeraient davantage d'attitudes négatives à l'égard des mathématiques. Dans le cas d'un niveau élevé d'AM, ils développeraient plus de stratégies d'évitement et ne s'encourageraient pas à choisir plus de mathématiques dans la suite de leur cursus comparativement aux filles (garçons : $r = -0.35$; filles : $r = -0.25$).

Une troisième explication, bien connue, repose sur des stéréotypes associés aux femmes dans le domaine des mathématiques (Dowker et al., 2016) tels que : « les garçons sont meilleurs que les filles en mathématiques » (Ding et al., 2006 ; Hyde et al., 2008 ; cités par Cox & Jacobson, 2020). Selon une autre idée reçue, les filles seraient moins, voire pas du tout, intéressées par les mathématiques comparativement aux garçons (Geist & King, 2008 ; Geist, 2010). Ces stéréotypes, omniprésents chez les enfants, adolescents mais aussi chez les parents et enseignants (Lindberg et al., 2010) se transmettent facilement et de manière durable (Delouée & Wagner-Egger, 2022) ce qui, selon Nosek et al. (2002), contribuerait au développement d'attitudes négatives chez les filles.

Pour exemple, Devine et al. (2012) mentionnent dans leurs travaux que les caractéristiques de l'enseignant influencent le développement de l'AM chez ses élèves, notamment lorsque celui-ci manifeste lui aussi de l'AM. Dans la même optique, pour Beilock et al (2010), une enseignante avec un certain niveau d'AM pourrait non seulement influencer l'AM des élèves (Devine et al., 2012 ; Maloney et al., 2013) – comme mentionné –, mais pourrait aussi contribuer à une plus grande intériorisation desdits stéréotypes chez les élèves et, à plus forte raison, chez les filles.

Toutefois, les stéréotypes ne se retrouvent pas dans toutes les études portant sur le lien entre le genre et l'AM et, par ailleurs, ne conclut pas de manière univoque sur l'effet qu'elle peut exercer sur cette relation (Ganley et al., 2013 ; Xie & Liu, 2023). Qui plus est, plusieurs études ont, certes, permis de mesurer l'impact (de la menace) des stéréotypes sur l'AM et sur les performances des filles, mais en recourant à une méthode plus ou moins directe. Par exemple, Spencer et al. (1999) montrent l'effet de cette menace en annonçant de manière explicite le stéréotype lié à ces différences de performances selon les genres en amont d'une épreuve mathématique. En conséquence, on observe une chute de performances chez les filles. Toutefois, dans le cadre des études PISA, il semble éthiquement évident qu'aucune de ces méthodes directes ne peut être envisagée pour influencer les performances des filles.

4.2 – DIFFÉRENCES DE PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES

4.2.1 – *Les filles sont-elles réellement moins performantes que les garçons ?*

Dans l'étude des performances en mathématiques, le genre constitue une variable fortement documentée. En effet, on peut retrouver dans une multitude d'articles scientifiques des titres évoquant ces associations, notamment « Mathematics – a male domain » (Brandell et al. 2004), « Mathematics: a female, male or gender-neutral domain » (Brandell & Staberg, 2008), ou encore « Mathematics: Stereotyped as a male domain » (Leder, 1986). Conformément à ce dernier, l'idée que les garçons seraient naturellement plus performants dans le domaine des mathématiques relève pourtant du stéréotype, et non d'une réalité. Si quelques recherches ont effectivement mis en évidence que les garçons performant mieux que les filles dans les tâches mathématiques (Hedges & Nowell, 1995 ; Royer et al., 1999), ce résultat n'est pas universel.

En effet, Spelke (2005), tout comme Geist (2020), Cipora et al. (2022) et Namkung et al. (2023), montre que les écarts de performances entre les filles et les garçons sont minimes, voire inexistantes. Quant aux différentes méta-analyses consultées, trois ont particulièrement étudié le lien entre le genre et les performances mathématiques. Les constats relevés corroborent à nouveau l'idée que filles et garçons présentent des résultats équivalents dans cette matière. On retrouve ainsi les méta-analyses de Hyde et al. (1990), de Else-Quest et al. (2010) et de Lindberg et al. (2010).

La méta-analyse de Hyde et al. (1990), qui examine une centaine d'études publiées entre 1963 et 1988, met en évidence des performances légèrement plus élevées chez les filles comparativement aux garçons. Cependant, les différences sont négligeables. De manière similaire, la méta-analyse de Lindberg et al. (2010), réalisée sur un total de 242 études publiées entre 1990 et 2007, aboutit aux mêmes résultats, soit des écarts de performances non-significatifs selon le genre (ampleur de l'effet $d = 0.05$). Quant à celle d'Else-Quest et al. (2010), menée sur base des enquêtes *Trends in Mathematics and Science Study 2003 (TIMSS 2003)* et *Programme for International Student Assessment (PISA 2003)*, elle présente des performances très similaires.

Quelques études mettent également en exergue des différences de variations de performances qui existeraient entre les genres et qui, par ailleurs, sembleraient être plus importantes chez les garçons. Robinson et Lubienski (2011) indiquent qu'on retrouve plus de garçons dans les hauts niveaux de performances en mathématiques, mais aussi dans les niveaux inférieurs, là où les filles tendraient à rester plus proches de la moyenne. Outre cela, il semblerait que les écarts de performances chez les élèves performants soient bien plus importants que les écarts moyens (Cox & Jacobson, 2020 ; Else-Quest et al., 2010 ; Robinson & Lubienski, 2011). D'après Cox et Jacobson (2020), ces différences de

performances à haut niveau pourraient ainsi contribuer à véhiculer l'idée que les garçons seraient plus talentueux en mathématiques.

Ainsi, il ressort que les différences entre filles et garçons, si tant est qu'elles existent, sont relativement faibles et/ou non-significatives. Cela ne permet donc pas de conclure à la potentielle supériorité de l'un de ces deux genres sur le second. De plus, ces différences de performances selon le genre en mathématiques apparaissent également comme nuancées, puisqu'elles peuvent dépendre de plusieurs facteurs (Charmichael, 2013), notamment : le contenu sur lequel on interroge – par exemple, les filles seraient plus fortes en calcul et en arithmétique, là où les garçons performeraient mieux en résolution de problèmes (Byrnes & Takahira, 1993) –, l'âge (Charmichael, 2013), les questions et méthodes employées pour mesurer ces performances (Charmichael, 2013 ; Lindberg et al., 2010), ou encore l'échantillon étudié (Lindberg et al., 2010). Dès lors, dans le but de décrire cette relation genre/performances de la manière la plus holistique possible, il conviendrait de prendre en considération un ensemble conséquent de facteurs pouvant modérer cette relation (Hyde et al., 1990).

En lien avec ces propos, nous voudrions évoquer une analogie fort éloquente : « les différences de performances en mathématiques entre les filles et les garçons sont comme un accordéon qui, selon une multitude de facteurs – entre autres méthodologiques, cognitifs et sociaux – s'étira plus ou moins fortement ». Compte tenu des différents résultats de recherche mentionnés, il semble que cet accordéon soit tout au plus étiré légèrement, sinon clos. Toutefois, malgré ces résultats, il semble que considérer les mathématiques comme un domaine masculin est une idée qui résiste au temps (Girelli, 2022) et qui, par ailleurs, représente une facilité d'interprétation lorsque des différences – aussi minimes soient-elles – sont identifiées (Girelli, 2022).

4.2.2 – Relation AM/Performances selon le genre

Comme développé dans les précédentes parties, là où les performances en mathématiques ne varient pas substantiellement selon le genre, les différences d'AM chez les filles et les garçons, quant à elles, n'aboutissent pas à une conclusion suffisamment claire. Comme mentionné précédemment, de multiples résultats de recherche mettent en lumière la relation négative qu'entretiennent ces deux variables, quel que soit le genre concerné (Barroso et al., 2021 ; Caviola et al., 2022 ; Dowker et al., 2016 ; Hembree, 1990 ; Ma, 1999 ; Zhang et al., 2019). Par conséquent, il semble dès lors intéressant d'explorer si, entre les filles et les garçons, cette relation AM/performances diffère en termes d'intensité.

La méta-analyse de Hembree (1990) a émis des premières conclusions quant à l'effet de l'AM sur les performances en fonction du genre. Il obtient par ailleurs un résultat allant à l'encontre des (futurs) présupposés, soit que l'AM impacterait plus fortement les performances des garçons ($r = -0.36$) comparativement aux filles ($r = -0.30$) chez les élèves de 10 à 18 ans (du *5th grade* au *12th grade* aux

USA). À l’opposé, selon la méta-analyse de Caviola et al. (2022), les différences d’intensité sont non-significatives (ampleur de l’effet $d = 0.05$). De la même manière, Barroso et al. (2021) montreront que ce lien AM/performances s’avère fortement similaire entre les genres, puisque la corrélation entre ces deux variables s’élève à -0.28 pour les filles et à -0.24 pour les garçons. Zhang et al. (2019), après avoir discutés des résultats inconsistants dans les études mobilisées sur ce sujet, arrivent – aux termes de leurs calculs – à des différences entre filles et garçons non-significatives.

En conclusion, la littérature montre en grande majorité que, à ce jour, le genre ne consiste pas réellement en une variable apportant un effet « significativement modérateur » (Caviola et al., 2022) dans le lien entre AM et performances mathématiques. Toutefois, plusieurs auteurs, dont Dowker et al. (2016) et Zhang et al. (2019), insistent sur le fait que d’autres facteurs peuvent contribuer à modifier cette relation (dimension étudiée – affective ou cognitive –, contenus mathématiques évalués, etc.) et, en conséquence, que l’effet du genre dans l’impact de l’AM sur les performances mathématiques mériterait donc d’être encore davantage exploré.

4.3 – AM ET PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES SELON LE GENRE : CONSTATS DES ÉTUDES PISA

À l’instar de l’analyse de la relation entre l’AM et les performances en mathématiques, les cycles PISA fournissent également de nombreuses informations concernant les disparités liées au genre. En guise de support, un tableau synthétique sera présenté pour chaque cycle – respectivement en annexe 2 (page 76) pour PISA 2003 et en annexe 4 (page 79) pour PISA 2012 – récapitulant les écarts d’indice d’AM selon le genre ainsi que les différences de performance en mathématiques observées entre filles et garçons, pays par pays.

4.3.1 – AM et performances en mathématiques selon le genre : PISA 2003

Au sein du rapport réalisé lors de l’édition PISA 2003, on retrouve deux tableaux qui résument et synthétisent les différences entre les filles et les garçons selon plusieurs variables ; différences qui seront exprimées sous la forme d’ampleurs de l’effet. Notons que lorsque celles-ci sont supérieures ou égales à $|0.20|$, elles représentent des différences entre les sexes qui méritent d’être considérées (OECD, 2004, p.161). Notons également que lorsque l’ampleur de l’effet est positive, elle signifie une différence à l’avantage des garçons et, à l’inverse, lorsque l’ampleur de l’effet est négative, elle désigne une différence à l’avantage des filles.

Dans un premier temps il convient de s’attarder sur les indices d’AM. On constate que, pour 32 pays sur 40, les filles se disent plus anxieuses que les garçons, l’ampleur de l’effet équivalant à environ -0.30 dans les pays de l’OCDE. Plusieurs pays présentent des différences plus élevées cependant : l’ampleur de l’effet avoisine les -0.40 au Danemark, en Finlande, en Allemagne, aux Pays-Bas ou encore

en France et l'ampleur de l'effet dépasse même cette valeur de -0.40 au Luxembourg et en Suisse. On retrouve également des pays dont les différences, bien que toujours à l'avantage des garçons, sont considérées comme faibles puisqu'elles se situent sous le seuil annoncé ($|0.20|$). C'est le cas de l'Italie, de la Corée, du Mexique et de la Pologne notamment.

Dans un second temps, il semble également important de considérer les possibles différences de performances en mathématiques à l'avantage des garçons dans la plupart des pays de l'OCDE. Celles-ci sont particulièrement élevées en Italie, au Luxembourg, en Suisse et au Danemark où elles atteignent presque 20 points. Toutefois, seuls cinq pays obtiennent des différences notables à l'avantage des garçons, dont la Corée et la Grèce, où cette différence de performances dépasse la barre des 20 points. Inversement, c'est en Suède, en Finlande, aux Pays-Bas, en Australie ou encore en Pologne que ces différences sont les plus faibles – bien que toujours à l'avantage des garçons. Notons que dans le cas de l'Islande, les filles sont systématiquement plus performantes que leurs homologues masculins, avec un écart avoisinant les 20 points. Néanmoins, si on retrouve effectivement un grand nombre de pays de l'OCDE dans lesquels les garçons performant davantage, de manière générale, il n'y a pas de différences réellement significatives quant aux performances selon le genre, puisque dans les pays de l'OCDE, l'ampleur de l'effet moyenne s'élève à 0.10 environ.

Toutefois, si les écarts de performances en mathématiques apparaissent comme assez faibles (OECD, 2004), voire identiques, un point semble plus interpellant : les attitudes à l'égard des mathématiques. En effet, dans les pays de l'OCDE, on relève tout d'abord une ampleur de l'effet égale à environ 0.35 concernant la perception de soi et de ses capacités en mathématiques ; deux variables hautement prédictives des résultats des élèves (OECD, 2004). De plus, les indices liés à ces deux variables sont plus élevés chez les garçons dans un certain nombre de pays, 35 et 33 pays respectivement. Ces résultats suggèrent que, dans la majorité des pays de l'OCDE, les garçons tendraient non seulement à se percevoir plus compétents dans ce domaine (Devine et al., 2012 ; Dowker et al., 2016 ; Zander et al., 2020), mais ceux-ci se considéreraient également davantage à leur « place » dans les mathématiques (Zander et al., 2020). Ce constat est d'autant plus représenté en Suisse, aux Pays-Bas, au Luxembourg ou encore en Allemagne.

Si on s'attarde sur la motivation instrumentale, les différences filles/garçons indiquent une ampleur de l'effet de 0.30 environ ; traduisant dès lors que les garçons seraient plus motivés à faire des mathématiques, compte tenu de l'importance qu'elles peuvent revêtir pour leur carrière professionnelle (OECD, 2004). On retrouve notamment, pour cette motivation, des ampleurs de l'effet particulièrement importantes aux Pays-Bas, en Suisse, en Allemagne, en Autriche et au Danemark.

Quant à l'intérêt et au plaisir porté aux mathématiques, les garçons semblent prendre plus de plaisir lors de l'apprentissage des mathématiques ; en témoigne une ampleur de l'effet égale à 0.21 pour les pays de l'OCDE. De la même manière que pour la motivation instrumentale, on retrouve les mêmes pays en tête du classement, et dont la Suisse représente, à nouveau, le sommet de celui-ci.

Aux termes de cette (brève) analyse, on retrouve plusieurs constats évoqués dans la recherche. D'une part, les résultats quant à l'AM corroborent avec différentes études mentionnées dans cette revue de la littérature, et dans lesquelles les filles montreraient un niveau d'AM plus élevé comparativement aux garçons (Cipora et al., 2022 ; Else-Quest et al., 2010 ; Goetz et al., 2013 ; Hyde et al., 1990). De plus, on constate également que les garçons développent des attitudes nettement plus positives à l'égard des mathématiques (Devine et al., 2012 ; Dowker et al., 2016 ; McMurrin et al., 2023), au contraire de leurs homologues féminins. D'autre part, similairement aux conclusions des méta-analyses d'Else-Quest et al. (2010), de Hyde et al. (1990) et de Lindberg et al. (2010), on n'observe pas de réelles différences de performances mathématiques selon le genre.

4.3.2 – AM et performances en mathématiques selon le genre : PISA 2012

Le rapport PISA 2012 propose également des tableaux reprenant ces mêmes variables selon le genre. Ainsi, comme en 2003, on retrouve dans la plupart des pays de l'OCDE un indice d'AM plus élevé chez les filles comparativement aux garçons. Également, la différence moyenne d'AM entre filles et garçons correspond à -0.29. À nouveau, une valeur négative (positive) indique que les filles sont plus (moins) anxieuses que les garçons. D'un côté, on retrouve des différences d'AM plus élevées en France, en Allemagne, au Luxembourg et au Royaume-Uni puisqu'elles dépassent légèrement -0.40, mais aussi au Danemark et en Suisse où elles atteignent -0.51. De l'autre côté, les écarts d'AM les plus faibles selon le genre sont observés aux États-Unis (-0.19), en Slovénie (-0.17), au Portugal (-0.13) et en Pologne (-0.11). En outre, en analysant plus en détails les réponses émises par les élèves, on constate une fois de plus des différences entre filles et garçons. Premièrement, là où un peu plus de 65% des filles indiquent s'inquiéter quant aux difficultés qu'elles pourraient rencontrer en mathématiques, on retrouve « seulement » 55% des garçons ; un constat que l'on observe également pour l'inquiétude liée aux mauvais résultats en mathématiques – à quelques différences près. Secondement, concernant les situations mathématiques, entre 25 et 30% des garçons se disent anxieux et/ou perdus face à un problème ou à un devoir mathématique, contre 35% des filles.

En analysant maintenant les performances mathématiques, on obtient une différence moyenne entre filles et garçons de 11 points en faveur de ces derniers. De plus, cet écart semble se creuser davantage parmi les élèves les plus performants, puisqu'il équivaut à environ 20 points chez ces élèves ; suggérant dès lors qu'il y aurait davantage d'élèves masculins performants. Dans la même optique, on observe une plus grande proportion de garçons dans les niveaux de compétences supérieurs (niveaux 4,

5 et 6) comparativement aux filles. Toutefois, comme pour PISA 2003, si des différences existent, elles n'en restent pas moins non-significatives selon l'OCDE (2015). Parmi les 38 pays présentant des écarts de performances à l'avantage des garçons, c'est notamment au Japon, en Corée et en Italie – dont les différences atteignent presque 20 points –, mais aussi au Chili et au Luxembourg – dont les différences sont proches des 25 points – que ces écarts sont les plus élevés. À l'inverse, on retrouve six pays dans lesquels les différences de performances sont à l'avantage des filles, dont l'Islande ; lequel présente une différence de -6 points.

Enfin, si on prête attention aux différentes attitudes que peuvent manifester les élèves à l'égard des mathématiques, on retrouve le même constat évoqué par Devine et al. (2012), Dowker et al. (2016) et McMurran et al. (2023) et observé dans les données PISA 2003 (OECD, 2004) : les filles manifestent des attitudes plus négatives que les garçons lorsqu'il s'agit de mathématiques. En observant tout d'abord les pourcentages d'élèves indiquant se sentir capable de réaliser différentes tâches mathématiques (efficacité perçue), on s'aperçoit de deux choses. Si, d'une part, les filles montrent une meilleure perception de leurs capacités dans des tâches mathématiques dites scolaires – fort semblables à celles pratiquées en cours –, elles se sentent, d'autre part, moins compétentes pour résoudre des tâches qui comporteraient un stéréotype masculin (OECD, 2015). Par exemple, près de 44% des filles se disent capables de calculer la quantité d'essence d'une voiture contre environ 68% des garçons. Les filles présentent également une moins bonne perception de soi en mathématiques, puisque près de 50% des filles (contre plus ou moins 38% des garçons) se disent « être mauvaises en mathématiques ». De la même manière, 30% d'entre elles affirment que « les mathématiques sont la matière dans laquelle elles sont les plus fortes » contre 45% des garçons.

Ainsi, « même lorsque les filles font jeu égal avec les garçons en mathématiques, elles se montrent moins persévérantes et moins motivées qu'eux à l'idée d'apprendre les mathématiques, ne croient pas autant qu'eux en leurs compétences en mathématiques et se disent plus anxieuses qu'eux en mathématiques » (OECD, 2014, p.4). Dès lors, non seulement ces attitudes contribueraient à renforcer, voire à intérioriser des stéréotypes liés au genre dans le domaine des mathématiques, mais elles impacteraient également l'AM et les performances académiques (Dowker et al., 2016 ; Hyde et al., 1990 ; Jakobsson et al., 2013 ; Zander et al., 2020) , et ce, de manière négative.

EN RÉSUMÉ

On retrouve des résultats nuancés quant aux différences d'AM entre les filles et les garçons. Si quelques méta-analyses et autres travaux de recherche montrent qu'il n'y aurait pas d'écarts d'AM selon le genre, le constat inverse est partagé par un plus grand nombre de chercheurs. En effet, les conclusions

d'autres méta-analyses et les résultats de PISA 2003 et PISA 2012 tendent à montrer que les filles présenteraient des niveaux d'AM supérieurs à ceux des garçons, et ce, de manière assez systématique.

Pour expliquer ces différences, deux raisons majeures sont avancées. D'une part, les filles seraient victime de la stéréotypisation masculine des mathématiques. L'un des constats de l'OCDE (2015) indique par ailleurs que les filles sont plus performantes dans les tâches semblables à celles rencontrées dans leur cursus scolaire mais performent nettement moins bien lorsqu'elles doivent « penser scientifiquement ». D'autre part, les filles montreraient des attitudes bien plus négatives à l'égard des mathématiques comparativement aux garçons.

En outre, malgré une tendance chez les garçons à légèrement mieux performer que les filles dans les tâches mathématiques, il semblerait que les travaux de recherche et les rapports PISA (2003, 2012) s'entendent sur le fait que ces différences de performances restent assez faibles. Toutefois, on retrouve de manière générale davantage de garçons dans les hauts niveaux de performances. Similairement, bien qu'il semble y avoir des différences d'AM selon le genre, ce dernier ne consisterait pas en une variable modératrice de la relation AM/performances.

5 – LE RÔLE DU SES DANS LA RELATION ENTRE LE GENRE ET L'AM, ET LES PERFORMANCES ?

5.1 – DÉFINITION DU NIVEAU SOCIOÉCONOMIQUE (SES)

Selon l'*APA Dictionary of Psychology*, le niveau socio-économique d'un individu, plus communément abrégé sous l'acronyme SES, « englobe non seulement le revenu, mais aussi le niveau d'instruction, le prestige professionnel ou encore les perceptions subjectives des statuts sociaux et des classes sociales. Il reflète ainsi les caractéristiques liées à la qualité de vie et les opportunités offertes aux individus au sein de la société, et il consiste en un prédicteur constant d'une vaste gamme de résultats psychologiques » [traduction libre]. Le SES est donc un concept assez large, qui vise à refléter et à mesurer aussi fidèlement soit-il les différents capitaux (financier, social, humain et culturel) dont les élèves disposent (Cowane et al., 2012 ; 2018 ; OECD, 2019).

Selon les travaux menés par Avvisati (2020), il existerait trois types d'approches qui permettraient d'envisager le SES dans le domaine de l'éducation. Les premières approches, dites *matérialistes*, consistent à décrire la relation entre le SES et les résultats (les performances en mathématiques par exemple) selon des éléments quantifiables, tels les revenus des parents ou encore le nombre de livres à la maison. Les secondes, les approches *par gradient*, considèrent le statut socio-économique comme un

instrument unidimensionnel de classement des individus dans la société. Quant aux troisièmes, elles se concentrent sur certaines classes sociales qui peuvent être ordonnées les unes par rapport aux autres.

5.2 – ÉTAT DES LIEUX EN MATHÉMATIQUES

5.2.1 – *La relation entre le SES et les performances en mathématiques*

Dans la littérature, la relation entre le SES et les performances scolaires est robustement établie (Perry et al., 2022). Les mathématiques n’y font pas exception, comme en témoignent les méta-analyses et moult études, dont Barbarin et al. (2006), Coley et al. (2020), DePascale et al. (2023) et Geist (2010), sur le sujet. Par ailleurs, selon certains auteurs (Borman & Dowling, 2010 ; Sirin 2005), cette relation serait d’autant plus marquée dans le domaine des mathématiques. La méta-analyse de Sirin (2005), répliquée sur celle de White (1982), indique une relation présentant un lien modéré, voire fort, entre ces deux variables. Quant à la méta-analyse de Wang (2023), de même que celle d’Else-Quest et al. (2010), elles affichent des résultats similaires : le SES entretient une relation positive et persistante avec les performances en mathématiques. L’enquête PISA 2003 indique également la même tendance. En effet, on observe une relation positive avec, au niveau des pays de l’OCDE, un coefficient de corrélation de $r = 0.45$. Autrement dit, plus un élève provient d’un milieu socioéconomique favorisé, plus celui-ci aura tendance à être performant en mathématiques.

En outre, si le SES de l’élève exerce une influence sur ses performances, c’est également le cas du SES de l’établissement dans lequel celui-ci évolue (OECD, 2015), et du pays dans lequel il vit (Chiu & Xihua, 2008). Notons également que, d’après Geist (2010), des écarts de performances seraient déjà visibles en fin de maternelle (*kindergarten*) en fonction du SES des élèves ; un constat également évoqué dans les travaux menés par Coley et al. (2020).

5.2.2– *La relation entre le SES et l’AM*

À l’inverse du lien entre le SES et la performance en mathématiques, la relation SES/AM est très peu documentée de manière empirique (Jadjewski, 2011 ; Guzman et al., 2020). Certes, quelques études mentionnent des différences d’attitudes manifestées à l’égard des mathématiques selon les écarts de SES (Geist, 2010 ; Jadjewski, 2011), mais l’AM n’y est toutefois pas abordée. Ainsi, comme le disent Guzman et al. (2020), il n’est pas aisé de proposer un cadre théorique développé. Néanmoins, certains résultats de l’enquête PISA 2012 peuvent être mobilisés, ainsi que les conclusions de Guzman et al. (2020) dont les travaux se concentraient notamment sur ladite relation.

Tout d’abord, en analysant les données reprises dans le rapport de l’OCDE (2015), on constate que les différences d’AM selon le SES des élèves sont systématiquement négatives, traduisant dès lors un niveau d’AM plus élevé chez les élèves issus de milieux socio-économiques plus défavorisés. En moyenne, dans les pays de l’OCDE, on observe une différence de -0.29 sur l’indice d’AM selon le SES

de l'élève. De la même manière, on constate une différence d'environ 10% quant aux pourcentages d'élèves se disant anxieux face à une situation mathématique ou inquiets des potentielles difficultés en mathématiques. Cet écart est plus faible mais reste en défaveur des élèves défavorisés lorsqu'il s'agit de l'inquiétude liée aux mauvaises notes en mathématiques (environ 6%). Notons que ces écarts d'AM sont particulièrement importants – dans les pays de l'OCDE – en Bulgarie, en Pologne, en Grèce et surtout au Danemark puisque ces différences d'AM selon le SES dépassent -0.40 et atteignent même pour certains de ces pays le seuil de -0.50. Ainsi, il apparaît clairement dans ce rapport que le SES présenterait une relation négative avec l'AM : plus un élève est issu d'un milieu socio-économique défavorisé, plus son niveau d'AM sera élevé.

De manière similaire, Guzman et al. (2020) présentent le même constat dans une étude longitudinale réalisée sur 451 jeunes enfants chiliens (cinq ans et demi en moyenne). Le SES entretiendrait un lien direct et négatif avec l'AM qui, selon eux, « serait dû en partie à l'effet de celui-ci sur le développement des apprentissages numériques au niveau préscolaire, ce qui aurait ensuite un impact sur les futurs apprentissages, plus complexes, conduisant ainsi à des différences d'AM par la suite » [traduction libre].

6 – OBJECTIFS DE CETTE RECHERCHE

Comme susmentionné, mis à part les rapports de l'OCDE (2015), peu d'études abordant spécifiquement l'impact du SES sur l'AM chez les jeunes adolescents – ou bien elles échappent à nos recherches –, de même concernant les potentielles interactions entre le genre, le SES et l'AM sur les performances en mathématiques. En conséquence, et à la lumière de ces constatations, plusieurs objectifs majeurs pour cette recherche semblent définis.

Dans un premier temps, comme l'ont souligné les travaux de Suren et Kandemir (2020) et de Wang et al. (2016), il semble intéressant de déterminer si la relation entre l'AM et la performance mathématique peut être considérée comme curvilinéaire, plutôt qu'essentiellement linéaire.

Dans un second temps, en fonction du modèle statistique défini, une deuxième série d'analyses sera réalisé dans le but d'approfondir nos résultats. En effet, bien que les liens entre les performances et les interactions AM/performances, AM/genre et AM/SES soient intéressants à considérer au niveau des élèves, il semble également pertinent de questionner le rôle qu'occupent les établissements dans cette relation. Comme mentionné précédemment, les élèves tendent naturellement à comparer leurs performances à celles de leurs pairs (OECD, 2015). Qui plus est, selon le « résultat » de cette comparabilité sociale, des différences d'AM sont à constater ; notamment un niveau d'AM plus élevé lorsque les autres élèves performant davantage. Ainsi, les performances moyennes de l'établissement

dans lequel se trouve l'élève jouent non seulement un rôle important vis-à-vis du développement des émotions négatives (Frenzel et al., 2007 ; Gerber et al., 2018) – dont l'AM potentiellement –, mais impactent également les performances en mathématiques. De la même manière, selon le niveau socioéconomique de l'école, les élèves ne bénéficient pas des mêmes opportunités. Lorsqu'on constate une ségrégation scolaire entre établissements, les écoles dites défavorisées ne peuvent offrir les mêmes ressources (Chiu & Khoo, 2005 ; Darling-Hammond, 2010) et les mêmes opportunités d'apprentissage (Camburn & Han, 2011 ; Owens, 2018) à leurs étudiants, comparativement aux écoles dites favorisées et/ou élitistes.

Dès lors, on peut s'interroger à nouveau. Au sein d'un système éducatif donné, quel serait l'impact de l'AM pour un élève qui fréquenterait une école élitiste, dans laquelle les attentes générales sont élevées ? Qu'advierait-il de cette relation si ce même élève, à performances égales, évoluait dans une école dont les performances moyennes seraient moindres ? De surcroît, en considérant également le genre et le SES de l'élève dans ces modèles, une multitude d'interactions émergent et complexifient les relations ; une complexification qui permettra néanmoins une description plus approfondie de ces différents phénomènes.

En définitive, ces quelques constats indiquent que l'établissement dans lequel évolue un élève joue un rôle notable sur ses apprentissages et sur ses attitudes ; nous amenant dès lors à ne plus seulement considérer le niveau « élève », mais aussi le niveau « école » dans nos analyses. Par ailleurs, les rapports PISA (OECD, 2004 ; 2015) montrent certaines tendances temporelles quant aux indices d'AM, au genre et au SES des élèves selon les pays. À nouveau, il semble alors pertinent de s'interroger sur les méthodes et modèles d'organisation mis en place dans ces pays, et qui les différencient les uns des autres au niveau éducatif ainsi qu'au niveau de ces variables.

EN CONCLUSION

Ce présent mémoire s'inscrit dans une perspective porteuse d'intérêt pour la recherche, et ce, sous différents aspects. En effet, si l'AM, le SES et le genre dans le domaine des mathématiques sont des sujets longuement documentés considérés individuellement, aucune recherche à ce jour n'envisage encore des interactions concernant ces trois éléments dans un cadre multiniveaux.

Ainsi, au-delà d'une description générale des relations associant ces trois variables aux performances en mathématiques, deux niveaux seront considérés : « élève » et « école ». En procédant de cette manière, l'objectif est de pouvoir inscrire ces variables dans un contexte éducatif, dans lequel les paramètres (et les variations) associé(e)s au niveau « école » peuvent exercer une influence sur les paramètres au niveau « élève ».

En ce sens, l'intention principale est de mettre en lumière, par l'intermédiaire de cette étude, les différentes composantes et interactions (complexes) entre les trois champs précités, dans le but de fournir une compréhension approfondie de la manière dont ces différentes variables interagissent et influencent les performances en mathématiques.

7 – MÉTHODOLOGIE

7.1 – ÉCHANTILLON

7.1.1 – Procédure d'échantillonnage dans PISA 2012

Pour vérifier nos hypothèses, nous nous sommes appuyés sur l'échantillon initial de PISA 2012. Avant toute chose, nous souhaitons brièvement souligner que le cycle PISA 2022 aurait pu être envisagé dans le cadre de cette étude, d'autant plus qu'il constitue l'édition la plus récente de l'enquête ayant pour thème principal la culture mathématique. Néanmoins, ce choix a été écarté en raison de l'objectif poursuivi par cette recherche, à savoir étudier des relations statistiques susceptibles d'être généralisées. En effet, les résultats du cycle 2022 reflètent une situation singulière et marquée par des spécificités nationales liées à la gestion de la crise sanitaire de la Covid-19, ce qui compromet la comparabilité des données et la portée généralisable des conclusions statistiques ; d'où notre décision de considérer le cycle 2012 pour cette recherche.

Les échantillons PISA peuvent être considérés comme aléatoires et simples, mais reposent sur une procédure d'échantillonnage rigoureuse, conçue pour la représentativité des populations cibles et ainsi assurer la comparabilité des résultats entre les différents pays participants. Plus précisément, la sélection des élèves repose sur un plan d'échantillonnage en deux étapes.

Dans un premier temps, un échantillon d'établissements scolaires est tiré au sort, généralement avec une probabilité proportionnelle à leur taille, mesurée par le nombre d'élèves de 15 ans inscrits. Cette méthode, appelée *probability proportional to size (PPS)*, permet de garantir que les établissements accueillant un plus grand nombre d'élèves de 15 ans aient une probabilité plus élevée d'être sélectionnés. La taille cible de l'échantillon est fixée à 150 écoles par pays, bien que ce nombre puisse varier légèrement d'un pays à l'autre (OECD, 2014, p. 68). Dans un second temps, une fois les établissements sélectionnés, un échantillon de 35 élèves est tiré au sort dans chacun d'eux.

Le plan d'échantillonnage intègre également une stratification, afin de refléter le plus fidèlement possible la diversité des systèmes éducatifs et des (sous-)populations étudiées (OECD, 2014). Deux

types de stratification³ sont mises en œuvre. Une stratification explicite qui consiste à regrouper les établissements selon des variables clés, telles que la région géographique, le secteur (public/privé), ou encore le type de programme scolaire (général, technique, professionnel). Ces variables sont définies par chaque pays en fonction de la structure du système éducatif (OECD, 2014, p. 73). Parallèlement, une stratification implicite est appliquée à l'intérieur de chaque strate explicite. Les établissements sont alors ordonnés selon d'autres variables comme la taille de l'école, la langue d'enseignement, ou encore des indices socio-économiques.

Notons enfin que la qualité de cette procédure d'échantillonnage fait l'objet d'un contrôle rigoureux de la part de l'équipe internationale de PISA. Celle-ci valide les plans d'échantillonnage proposés par chaque pays participant et veille au respect des normes méthodologiques définies par l'OCDE ; les taux de réponse minimaux par exemple.

7.1.2 – Échantillon retenu pour cette recherche

L'échantillon initial provenant des bases de données de l'enquête PISA 2012 comporte un total de 480 174 élèves pour près de 23 000 établissements. Cependant, l'ensemble des pays faisant partie de cet échantillon n'ont pas été retenus pour cette étude. Une première étape de sélection a consisté à exclure les pays partenaires, ne faisant donc pas partie de l'OCDE. Ensuite, une seconde sélection a été opérée en vue d'écarter certains pays dont les systèmes éducatifs présentent des spécificités telles qu'elles rendent les comparaisons internationales moins pertinentes. C'est notamment le cas du Chili, du Mexique, d'Israël et des pays asiatiques. Le tableau V (annexe 5, page 81) présente l'ensemble des pays retenus et exclus dans le cadre de cette recherche.

À l'issue de ces deux premières sélections, un troisième et dernier traitement des données a été réalisé. Dans le cadre de cette étude, trois variables principales ont été retenues pour les analyses : l'AM, le genre et le SES des élèves. En conséquence, toutes les observations comportant une donnée manquante pour l'une de ces variables ont été exclues. Ce dernier traitement a conduit à l'élimination de 35% de l'échantillon intermédiaire, ce qui, en définitive, ramène la taille finale de notre échantillon à 153 796 étudiants répartis dans environ 11 000 établissements. Bien que ce pourcentage puisse paraître élevé, il résulte du mode d'administration des questionnaires contextuels auprès des participants lors de l'enquête. En effet, trois versions (A, B et C) du questionnaire contextuel étaient proposées, chacune comprenant une section commune et une section en rotation (*rotated part*). Cette dernière, composée d'un ensemble spécifique d'items, n'était pas administrée à l'ensemble des élèves. Concernant les items liés à l'AM, ceux-ci ne figuraient que dans les questionnaires B et C, ce qui explique qu'environ un tiers

³ Toutes les variables de stratification, explicites comme implicites sont décrites en page 72 et 73 du rapport technique de l'enquête PISA 2012.

de l'échantillon intermédiaire n'a pas pu être utilisé dans cette étude, faute de données disponibles sur cet indice.

En guise de synthèse, le tableau VI (annexe 6, page 81) présente le nombre de participants retenus à chaque étape de sélection, tandis que le tableau VII (annexe 7, page 82) indique, pour chaque pays, le nombre final de participants ainsi que le nombre d'écoles concernées.

7.2 – INSTRUMENTS, VARIABLES ET MÉTHODES STATISTIQUES

7.2.1 – Variables utilisées dans les analyses

Le tableau VIII ci-dessous présente un récapitulatif des variables mobilisées dans le cadre des analyses statistiques de cette étude.

Tableau VIII
Synthèse des variables considérées pour cette recherche

Variable	Signification	Codage
MATH	Score de l'élève en culture mathématique.	Variable continue
AM	Indice d'anxiété mathématique de l'élève.	Variable continue
GIRLS	Genre de l'élève.	Fille = 1 Garçon = 0
ESCS	Statut socioéconomique de l'élève : <i>Economic, social and cultural status</i> .	Favorisé = 1 Défavorisé = 0

Concernant la variable MATH, nous avons utilisé la variable *PVIMATH* issue de la base de données de l'OCDE. Toutefois, en raison des différentes étapes de sélection appliquées à notre échantillon, la variable MATH présentait une moyenne légèrement inférieure ($\mu = 499.85$) et un écart-type de $\sigma = 95.51$. Bien que ces paramètres demeurent proches de la standardisation initiale de l'OCDE établie en 2003 ($\mu = 500$; $\sigma = 100$), nous avons opté pour une standardisation de la variable afin de la recentrer sur ces valeurs de référence ; dans un souci de lecture notamment.

Quant à l'indice d'AM, nous avons utilisé la variable *ANXMAT*, également fournie par l'OCDE. Là encore, de légères différences par rapport à la standardisation de l'OCDE ont été constatées ($\mu = 0.0029$; $\sigma = 0.99$). Par souci de cohérence, cette variable a également été standardisée ($\mu = 0$; $\sigma = 1$). Ainsi, une valeur négative indique un niveau d'AM inférieur à la moyenne de l'échantillon, tandis qu'une valeur positive traduit un niveau d'AM supérieur.

Enfin, en ce qui concerne la variable ESCS, nous avons procédé à un recodage de la variable continue initialement fournie par l'OCDE. Afin de la transformer en variable dichotomique, nous avons retenu le percentile 50 comme seuil de séparation pour chacun des pays. Les élèves ayant un score

supérieur ou égal à ce seuil ont été classés dans le groupe « favorisé » (codé 1), tandis que les autres ont été regroupés dans la catégorie « défavorisé » (codée 0). Ce choix méthodologique vise à simplifier l'interprétation des interactions dans les modèles statistiques qui incluent cette variable.

7.2.2 – Instruments et méthodes statistiques

Afin de produire nos résultats de recherche, nous avons utilisé le logiciel SAS (*Statistical Analysis System*), tant pour le traitement et le nettoyage de la base de données initiale que pour l'élaboration des modèles statistiques mobilisés dans nos analyses. Ces derniers consistent principalement en des modèles de régressions linéaires, curvilinéaires et multiniveaux, dont les choix méthodologiques seront justifiés en détail dans la section suivante. Par conséquent, les analyses porteront principalement sur l'estimation et l'interprétation de coefficients de régression et de corrélation, ainsi que d'autres paramètres statistiques, notamment le coefficient de corrélation intraclasse (ICC). Notons également que pour l'ensemble des résultats obtenus, nous utiliserons un seuil de significativité de 5% – soit $\alpha = 0.05$. Les paramètres jugés comme significatifs seront dès lors indiqués en gras dans les tableaux/figures.

Enfin, nous souhaitons rappeler que dans le contexte des analyses portant sur les échantillons de l'enquête PISA, l'utilisation d'une procédure de réplication est habituellement requise puisque le logiciel SAS présuppose que l'échantillon analysé est aléatoire et simple. Toutefois, dans le cadre des régressions multiniveaux, cette procédure n'est pas appliquée. En conséquence, des variables de stratification ne sont pas prises en compte lors de l'analyse, ce qui peut entraîner une légère surestimation des erreurs-types. Néanmoins, cette surestimation concerne principalement le niveau école. Or, les variables considérées étant situées au niveau élève, l'impact de cette limitation méthodologique reste relativement modéré. De plus, nous avons dû également modifier les pondérations associées à chacun des élèves participants. En effet, afin d'adapter les pondérations à notre sous-échantillon de 153 796 élèves – par rapport à l'échantillon PISA complet de près de 480 000 élèves –, nous avons procédé à une normalisation des pondérations initiales individuelles. Plus précisément, pour chaque pays, les pondérations initiales des élèves ont été divisées par la moyenne des pondérations du pays. De cette manière, nous avons voulu préserver la représentativité relative des élèves au sein de leur échantillon national, et nous assurer que les variances ne soient pas biaisées.

8 – ANALYSE DES RÉSULTATS

8.1 – RELATION LINÉAIRE OU CURVILINÉAIRE ?

En lien avec les travaux de Suren et Kandemir (2020) ainsi que de Wang et al. (2016), la première série d'analyses vise à examiner la nature de la relation entre l'AM et la performance en mathématiques. Plus précisément, il s'agit de déterminer si cette relation pourrait suivre une forme curvilinéaire –

suggérant un effet non linéaire de l'AM sur la performance – ou si elle peut être essentiellement réduite à un modèle linéaire simple.

En premier lieu, une régression linéaire simple (I) et une régression quadratique (II) ont été réalisées, en considérant l'ensemble de notre échantillon – sans distinction selon les pays. Nous les appellerons les modèles de référence.

$$(I) \quad \text{MATH} = 500.00 - 37.38 (\text{AM})$$

$$(II) \quad \text{MATH} = 498.95 - 37.18 (\text{AM}) + 1.05 (\text{AM})^2$$

Bien que le modèle quadratique (II) intègre un terme au carré de l'AM afin d'examiner une éventuelle non-linéarité dans cette relation, le faible coefficient associé à ce terme ($\beta = 1.05$) reste faible, traduisant une courbure très légère de la fonction. À noter que celui-ci est tout de même statistiquement significatif. De plus, l'introduction de ce terme quadratique n'améliore pas la qualité d'ajustement du modèle, le coefficient de détermination restant identique à celui du modèle linéaire (I) ($R^2 = 0.14$). La figure I illustre de manière comparative les graphiques des deux fonctions (annexe 8, page 83).

Dans un second temps, les mêmes analyses ont été appliquées séparément à chacun des pays, toujours en modélisant l'équation : $\text{MATH} = \beta_0 + \beta_1 (\text{AM}) + \beta_2 (\text{AM})^2$. Le tableau IX (annexe 9, page 84) présente l'ensemble des coefficients estimés ainsi que leurs erreurs-types. Après analyses, il apparaît que le coefficient quadratique β_2 n'est significatif que dans 16 des 29 pays.

Parmi l'ensemble de ces résultats, trois cas de figure méritent notamment d'être mentionnés. Premièrement, plusieurs pays, tels que la Nouvelle-Zélande ($\beta_2 = 4.64$), la Pologne ($\beta_2 = 4.37$), l'Autriche ($\beta_2 = 3.85$) ou encore l'Irlande ($\beta_2 = 3.76$) présentent des coefficients quadratiques positifs et plus élevés que pour le modèle de référence (II). Mathématiquement, cela signifie que la courbe présente une concavité vers le haut plus marquée, soit une courbe en U. Statistiquement, cela signifie que l'effet négatif de l'AM sur les performances tend à s'atténuer – voire à se stabiliser – lorsque l'AM augmente. Ce phénomène, bien que plus modéré, est également observable au Canada ($\beta_2 = 1.17$), en Finlande ($\beta_2 = 1.93$), au Royaume-Uni ($\beta_2 = 1.63$) et en Espagne ($\beta_2 = 1.51$). Deuxièmement, la Belgique ($\beta_2 = -4.54$) et l'Italie ($\beta_2 = -2.44$) affichent quant à eux des coefficients quadratiques négatifs, se traduisant par une courbe en \cap . Dans ce cas, l'effet négatif de l'AM s'amplifie à mesure que l'AM augmente, ce qui peut signifier une plus grande vulnérabilité des élèves les plus anxieux.

Néanmoins, tout comme pour le modèle de référence (II), l'ajout du terme quadratique n'apporte qu'une amélioration marginale, voire inexistante, de la qualité d'ajustement des modèles nationaux, comme en témoignent les coefficients de détermination globalement équivalents à ceux des modèles linéaires (tableau IX, annexe 9, page 89). En outre, dans le cas où l'indice d'AM ne permet de visualiser

qu'une portion limitée des courbes obtenues dans les modèles quadratiques, celles-ci apparaissent comme simplement décroissantes, se rapprochant donc d'un modèle linéaire décroissant et limitant l'intérêt de recourir à de tels modèles. En conséquence, et dans un souci de cohérence analytique, il a été décidé de retenir exclusivement une modélisation linéaire pour la suite des analyses. Ce choix permet d'assurer une comparabilité optimale entre pays – puisque certains présentaient un coefficient quadratique non-significatif –, garantissant ainsi une homogénéité méthodologique concernant les modèles multiniveaux mobilisés par la suite.

8.2 – PASSAGE AUX MODÈLES MULTINIVEAUX

Afin de poursuivre notre analyse de la relation entre l'AM et les performances en mathématiques, tout en tenant compte de la structure hiérarchique des données issues de l'enquête PISA, la seconde série d'analyses s'est appuyée sur des modèles de régressions multiniveaux.

8.2.1 – Justification méthodologique et apports du modèle multiniveaux

Ce choix méthodologique s'est imposé premièrement en raison du plan d'échantillonnage de l'OCDE et de l'influence possible des mécanismes de comparaison entre pairs (Dowker et al., 2016 ; OCDE, 2015). Ces mécanismes peuvent être éclairés par le concept du *Big-Fish-Little-Pond Effect* (BFLPE) (Marsh & Parker, 1984), selon lequel, à compétence égale, les élèves intégrés dans des environnements scolaires très performants développent un concept de soi plus faible que leurs pairs issus d'écoles moins « exigeantes », du fait de comparaisons ascendantes avec des élèves plus performants. Si le BFLPE concerne principalement le concept de soi, la littérature souligne néanmoins un lien robuste entre ce dernier et l'AM (Ahmed et al., 2012 ; Hembree, 1990), suggérant que la diminution du concept de soi pourrait accroître l'anxiété (Ahmed et al., 2018 ; Dupont & Lafontaine, 2016). Les comparaisons sociales dans un contexte scolaire élitiste pourraient alors générer des émotions négatives (Frenzel et al., 2007 ; Gerber et al., 2018), parmi lesquelles figure l'AM.

Par conséquent, dans les systèmes éducatifs fortement ségrégués, où les écarts de performance entre écoles sont marqués, le passage aux modèles multiniveaux tend à réduire l'effet de l'AM sur les performances au niveau individuel. En effet, la prise en compte des effets contextuels – tels que la composition académique des établissements ou le climat compétitif associé au BFLPE – explique une part de la variance initialement attribuée à l'AM. Inversement, dans des systèmes plus homogènes, où la variance inter-écoles est faible, l'effet mesuré de l'AM reste plus directement perceptible, car il n'est pas atténué par un effet contextuel.

Ces considérations nous ont donc conduit à écarter les modèles linéaires simples et multiples, ceux-ci ne tenant pas compte de la répartition des élèves au sein du système éducatif et risquant, par conséquent, de négliger l'influence des mécanismes de comparaison sociale dans les résultats.

Cependant, il convient de souligner que ces comparaisons s’opèrent généralement entre pairs d’une même classe. Or, dans la présente étude, les analyses reposent sur un échantillon d’âge, au sein duquel les élèves peuvent être répartis dans différentes classes et grades au sein d’un même établissement. Puisque nos modèles multiniveaux n’intègrent pas de niveau « classe », il est donc probable que ces mécanismes de comparaison sociales soient tout de même sous-estimés. C’est par ailleurs un point sur lequel nous reviendrons à plusieurs reprises au cours de cette recherche.

Ainsi, au-delà de la prise en compte de la structure hiérarchique des données, les modèles multiniveaux permettent également d’estimer simultanément les effets individuels (au niveau élève) et contextuels (au niveau école), tout en prenant en compte la corrélation intraclasse. Ce coefficient va permettre d’identifier, pour une variable donnée, la proportion de la variance totale qui est attribuable aux différences entre établissements ($\text{Var}(U_{0j})$), plutôt qu’aux différences entre élèves ($\text{Var}(\varepsilon_{ij})$), (Hox et al., 2017 ; Raudenbush & Bryk, 2002) ; proportions qui dépendent du regroupement et de la répartition des élèves dans les différents établissements du système éducatif.

8.2.2 – Illustration à travers deux cas contrastés : Belgique et Finlande

Pour illustrer nos propos, nous avons tenu à mettre en évidence les différences entre ces deux modèles de régression (linéaire et multiniveaux) au moyen de deux pays, la Belgique et la Finlande. Tout d’abord, nous avons utilisé la régression simple $MATH_i = \beta_0 + \beta_1(AM)_i + \varepsilon_i$ qui montre, pour un élève i , l’effet de l’AM sur ses performances mathématiques. Ensuite, nous avons adapté notre régression pour en constituer un modèle multiniveaux supposant deux effets aléatoires qui, cette fois-ci, prend également en compte l’école j dans laquelle évolue l’élève i .

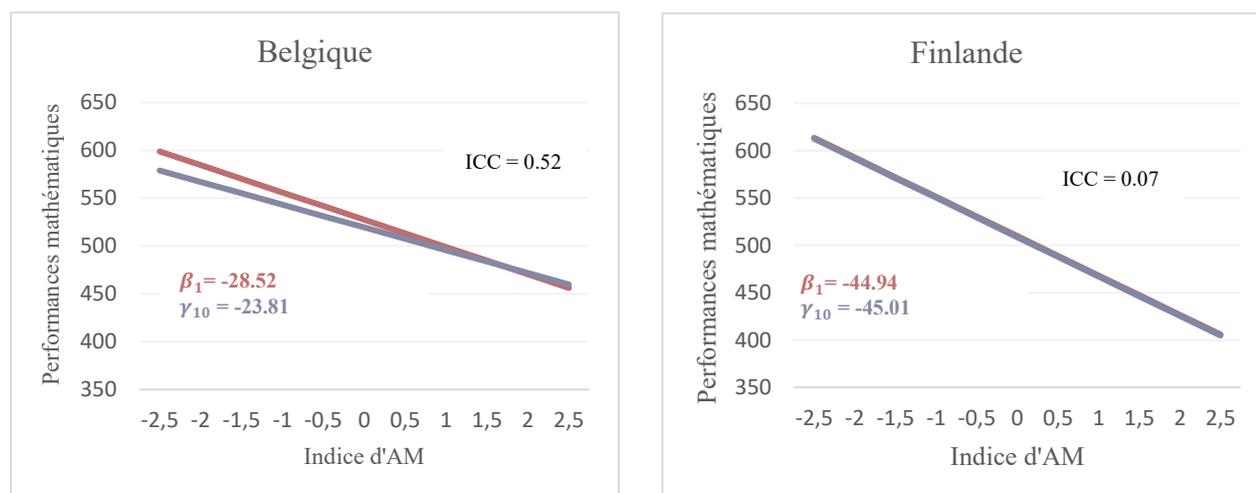
$$\left\{ \begin{array}{l} MATH_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(AM)_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ \beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j} \\ \beta_{1j} = \gamma_{10} + U_{1j} \end{array} \right.$$

Enfin, nous avons également calculé les coefficients de corrélation intraclasse (ICC) pour les deux pays choisis, en divisant la variance inter-écoles par la variance totale (intra-écoles et inter-écoles).

À noter que puisque des analyses plus approfondies concernant ce modèle multiniveaux seront présentées dans la section 8.3, nous nous attarderons principalement sur la plus-value que représente ce modèle dans le cadre de cette recherche. L’ensemble des comparaisons des coefficients liés à l’AM (β_1 et γ_{10} selon le modèle statistique) sont tout de même accessibles dans le tableau X (annexe 10, page 85), bien que nous nous attarderons davantage sur celles qui sont liées aux deux pays précités. La figure ci-dessous présente par ailleurs les résultats comparatifs obtenus.

Figure II

Comparaison des pentes liées à l'effet de l'AM sur les performances mathématiques, selon l'utilisation d'un modèle linéaire simple ou multiniveaux, pour la Belgique et la Finlande



En Belgique, la différence entre la pente estimée dans le modèle simple ($\beta_1 = -28.52$) et celle obtenue dans le modèle multiniveaux ($\gamma_{10} = -23.81$) indique que l'effet négatif de l'AM sur les performances en mathématiques est atténué lorsque l'on tient compte du niveau école. Cette réduction suggère que la structure du système éducatif contribue partiellement à la relation observée entre ces deux variables, en particulier en raison de la composition sociale et académique différenciée des établissements. Le coefficient de corrélation intraclasse (ICC = 0.52) appuie cette interprétation, en révélant que plus de la moitié de la variance des scores en mathématiques est attribuable à des différences entre écoles. Ces disparités reflètent notamment des mécanismes institutionnels tels que l'orientation précoce (Eurydice, 2012), le redoublement (Eurydice, 2012) ou encore la ségrégation scolaire et sociale (Dupriez & Dumay, 2004 ; Dupriez & Dumay, 2006). En conséquence, la hiérarchisation des établissements – plus ou moins sélectifs, élitistes ou anxiogènes – pourrait potentiellement faire varier l'effet de l'AM sur les résultats en mathématiques des élèves.

En Finlande, les deux pentes ($\beta_1 = -44.94$; $\gamma_{10} = -45.01$) sont pratiquement identiques, ce qui indique une absence de regroupement homogène au sein du système éducatif. Le faible ICC confirme cette homogénéité : la grande majorité (93%) des différences de performances relèvent de différences entre élèves, et non entre établissements. Ce constat est cohérent avec les principes organisationnels du système éducatif finlandais, qui valorise l'hétérogénéité au sein des classes et limite les mécanismes de tri et de hiérarchisation entre écoles (Eurydice, 2012). Ainsi, contrairement à la Belgique, on peut supposer que si les établissements finlandais offrent des environnements scolaires relativement similaires, l'effet de l'AM sur les performances tend, en moyenne, à rester constant à l'échelle du pays.

Ces deux exemples illustrent donc, de manière contrastée, à quel point la structure des systèmes éducatifs peut influencer (ou non) la relation entre l'AM et les performances en mathématiques chez les

élèves. Ils mettent en évidence l'existence de contextes où les différences entre établissements jouent un rôle important – comme en Belgique –, et d'autres où elles sont moins marquées – comme en Finlande. Pour autant, ces observations ne se limitent pas aux deux cas présentés : à l'échelle internationale, on observe que les coefficients γ_{10} sont, à l'exception des pays nordiques, de l'Espagne, de la Suisse, du Canada et de l'Irlande, systématiquement plus faibles que les coefficients β_1 . Cela signifie que l'introduction du niveau école dans le modèle permet de révéler l'influence – aussi faible soit-elle – structurelle du système éducatif sur cette relation et, par la même occasion, de considérer cette influence dans l'interprétation des résultats.

8.3 – MODÈLES MULTINIVEAUX : ANALYSES DE VARIANCE

Avant d'examiner plus en profondeur les effets de l'AM sur les performances des élèves, nous nous sommes intéressés à la structure même des données recueillies, en identifiant les niveaux auxquels s'exerce la plus grande variabilité. Dans cette perspective, deux analyses de variance ont été réalisées à partir de modèles vides, aussi bien pour les performances en mathématiques que pour l'indice d'AM. Ces premiers modèles (M1 et M2) permettent ainsi d'explorer la structure hiérarchique des données et de poser les bases des analyses multiniveaux à venir.

8.3.1 – Analyse de la variance de la performance en mathématiques

Pour débiter, nous avons procédé à l'analyse de la décomposition de la variance de la performance en mathématiques au sein de notre échantillon. De cette manière, nous souhaitons déterminer les parts de variance qui se situent entre les établissements ($\text{Var}(U_{0j})$) et entre les élèves ($\text{Var}(\varepsilon_{ij})$). Pour ce faire, nous avons mobilisé le modèle vide M1 ci-dessous, à savoir un modèle qui n'inclut aucune variable indépendante.

$$\mathbf{M1} \begin{cases} MATH_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \\ \beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j} \end{cases}$$

De ce fait, il permet de prédire la performance en mathématiques de l'élève en fonction de l'école dans laquelle il se trouve. Sur base de ces deux premiers paramètres, nous avons ensuite déterminé le coefficient de corrélation intraclasse. Le tableau XI (annexe 11, page 86) présente la synthèse des résultats obtenus.

Les pays nordiques tels que l'Islande (ICC = 0,09), la Suède (ICC = 0,13), la Norvège (ICC = 0,14) ou encore le Danemark (ICC = 0,16) se caractérisent par des coefficients ICC particulièrement faibles, à l'image de la Finlande qui présente un ICC minimal de 0,06. Ces résultats indiquent une faible variance inter-établissements et, par conséquent, une certaine équité scolaire en ce qui concerne les performances des élèves selon l'établissement fréquenté. Cette situation s'explique en grande partie par

des systèmes éducatifs égalitaires et peu ségrégatifs : les conditions d'enseignement y sont relativement homogènes d'un établissement à l'autre, le redoublement est rare voire non employé, l'orientation des élèves est tardive, et les filières sont peu hiérarchisées (Blossing et al., 2014 ; OCDE, 2015). En conséquence, cela conduit notamment à favoriser une forte hétérogénéité des classes (Blossing et al., 2014 ; Eurydice, 2012) et une différenciation au sein de celles-ci (Blossing et al., 2014). Ainsi, la variance intra-établissement représente entre 80 % et 95 % de la variance totale, ce qui signifie que les écarts de performance entre élèves au sein d'un même établissement sont bien plus importants que ceux observés entre les différents établissements. En d'autres termes, dans ces pays, les résultats scolaires d'un élève varient peu selon qu'il fréquente l'école A ou l'école B ; conséquence d'un système éducatif à la fois inclusif et égalitaire (Biermann & Powell, 2014 ; cité par Taneja-Johansson & Powell, 2024). On observe également des valeurs similaires en Irlande (ICC = 0,18) et en Espagne (ICC = 0,17), bien que cette dernière présente tout de même d'importantes disparités régionales (Zinovyeva et al., 2014).

De manière assez proche, on retrouve la plupart des pays anglo-saxons de notre échantillon, soit le Canada (ICC = 0.20), le Royaume-Uni (ICC = 0.22), la Nouvelle-Zélande (ICC = 0.22), les États-Unis (ICC = 0.24) et l'Australie (ICC = 0.27). Ces faibles coefficients peuvent être notamment attribuables à des politiques visant à promouvoir la mixité sociale dans les écoles et à limiter la ségrégation scolaire (Eurydice, 2012). Toutefois, dans une majorité de ces pays (y compris en Irlande), l'affectation des élèves aux établissements scolaires reste largement déterminée par la zone de résidence ou de recrutement (les *catchment areas* par exemple) (Eurydice, 2012 ; OCDE, 2012). Ainsi, la localisation géographique, et par conséquent le niveau socioéconomique des familles, continuent d'influencer de manière significative la composition sociale des établissements puisque les familles disposant de ressources financières plus élevées sont en mesure de s'installer dans des quartiers réputés pour la qualité de leur offre scolaire. Cette dynamique contribue donc à créer de la ségrégation résidentielle qui pourrait, malgré les efforts de mixité, expliquer une part de la variance inter-établissements observée dans ces systèmes éducatifs. Dans le même ordre de grandeur, on retrouve également l'Estonie (ICC = 0.20) – souvent associée aux pays nordiques en raison de la structure de son système éducatif et de ses performances aux enquêtes PISA – ainsi que la Pologne (ICC = 0.24), tous deux affichant une part de variance inter-établissements avoisinant 20 % de la variance totale des performances en mathématiques.

Enfin, les coefficients d'ICC les plus élevés concernent plusieurs pays d'Europe de l'Ouest, où près de 50 % ou plus de la variance des scores en mathématiques se situent entre les établissements scolaires. Parmi eux, l'Allemagne (ICC = 0.49), la Belgique (ICC = 0.50), l'Autriche (ICC = 0.51), la France (ICC = 0.56) ou encore les Pays-Bas (ICC = 0.63) illustrent une forte différenciation – à la fois académique et sociale – entre établissements, souvent liée à des mécanismes de tri académique précoce

ou à la liberté de choix scolaire (Dupriez & Dumay, 2006 ; Mons, 2007). Ces pays mettent en œuvre des systèmes de filières dès les premières années du secondaire et/ou recourent au redoublement (Eurydice, 2012), souvent accompagné d'un changement d'école, ce qui tend à segmenter les établissements selon des profils d'élèves différenciés, et contribue à renforcer les inégalités de performances entre écoles (Hanushek & Wößmann, 2006). On constate par ailleurs des taux de redoublements non négligeables pour ces pays dans notre échantillon : 23% en Suisse, 28% aux Pays-Bas, 27% en France, 31% en Belgique ou encore 33% au Luxembourg par exemple. Ce phénomène est aussi observable dans plusieurs pays d'Europe centrale, tels que la République tchèque (ICC = 0.50), la Slovénie (ICC = 0.55) ou la Hongrie (ICC = 0.64). Ces systèmes éducatifs privilégient – eux-aussi – une orientation précoce, différenciant les filières générales et professionnelles.

En conséquence, ces organisations conduisent à séparer les élèves selon leurs performances académiques, renforçant la ségrégation scolaire et sociale (Eurydice, 2012 ; Dupriez & Dumay, 2004, 2006), comme en témoigne la part importante de la variance inter-écoles, reflet d'un système accentuant les différences entre établissements. De ce fait, dans l'ensemble de ces pays, l'établissement fréquenté au secondaire joue un rôle déterminant non seulement dans les performances en mathématiques des élèves (Field et al., 2007 ; OCDE, 2015), mais aussi dans la manière dont des facteurs psychologiques comme l'AM s'expriment et influencent ces performances.

8.3.2 – Analyse de la variance de l'AM

Nous avons ensuite mobilisé le même modèle statistique que celui utilisé pour l'analyse précédente (M1), en remplaçant cette fois la variable dépendante par l'indice d'AM. L'objectif était d'évaluer dans quelle mesure les écarts observés en matière d'AM s'expliquent par des différences entre établissements scolaires ou relèvent plutôt de facteurs individuels. Le tableau XII (annexe 12, page 87) répertorie les résultats obtenus.

$$\mathbf{M2} \left\{ \begin{array}{l} AM_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \\ \beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j} \end{array} \right.$$

De manière générale, les coefficients de corrélation intraclasse (ICC) obtenus apparaissent comme relativement faibles, allant de 0.016 à 0.096. Ces résultats suggèrent que pour l'ensemble des pays, la majorité de la variance de l'AM se situe au sein des établissements : autrement dit, les différences entre élèves d'une même école sont nettement plus importantes que celles constatées d'un établissement à l'autre. Au plus, environ 10 % de la variation totale de l'AM peut être attribuée à des disparités entre écoles, ce qui est cohérent avec les travaux soulignant que l'AM est principalement influencée par des facteurs individuels, tels que les attitudes des pairs (Dowker et al., 2016), les attitudes personnelles

(Ahmed et al., 2012 ; Hembree, 1990) ou encore les expériences antérieures en mathématiques (Hembree, 1990 ; Namkung et al., 2023 ; Ramirez et al., 2018).

8.3.3 – Lien entre la performance moyenne et l'indice moyen d'AM

À partir des deux modèles vides précédemment estimés (M1 pour la performance en mathématiques et M2 pour l'AM), nous avons cherché à explorer la relation entre le niveau moyen de performance mathématique d'un pays et l'indice moyen d'AM observé au sein de celui-ci. Cette approche vise à analyser, au niveau pays, les résultats constatés au niveau individuel. En effet, les différentes méta-analyses sur le sujet (Barroso et al., 2012 ; Caviola et al., 2022 ; Hembree, 1990 ; Ma, 1999 ; Namkung et al., 2019 ; Zhang et al., 2019) suggèrent l'existence d'une relation négative entre les performances mathématiques et l'AM : les élèves les plus performants seraient aussi ceux qui éprouvent le moins d'AM. Nous avons donc souhaité tester cette hypothèse en examinant si les pays affichant de meilleurs résultats moyens en mathématiques (selon le modèle M1) sont également ceux où l'indice d'AM moyen (issu du modèle M2) est le plus faible. Pour ce faire, nous avons croisé, pour chaque pays, les coefficients γ_{00} extraits des deux modèles vides précédemment estimés, l'un pour la performance en mathématiques, l'autre pour l'anxiété en mathématiques (AM). La figure III (annexe 13, page 87) présente le nuage de points obtenu.

Les résultats révèlent une corrélation négative, modérément forte et statistiquement significative ($r = -0.51$; $p = 0.0046$) entre les niveaux moyens de performance et d'AM. Cette corrélation suggère donc que les pays dont les élèves obtiennent, en moyenne, de meilleurs résultats en mathématiques sont également ceux où l'indice moyen d'AM est le plus faible. À l'inverse, dans les pays dont les performances moyennes sont plus faibles, les élèves tendent à éprouver davantage d'AM. Cette observation rejoint l'un des constats rapportés par Dowker et al. (2016), selon lequel, dans les systèmes éducatifs performants, le niveau moyen d'AM reste assez faible, ce qui pourrait s'expliquer – entre autres – par de meilleures compétences des élèves dans ce domaine.

Il importe toutefois de préciser que la Grèce et la Turquie exercent un effet de levier sur cette relation, puisqu'ils constituent deux valeurs extrêmes combinant de faibles performances et un niveau élevé d'AM. En effet, le retrait de ces deux pays modifie la relation observée : la corrélation, bien que toujours négative et significative, devient plus faible ($r = 0.39$; $p = 0.446$). Quant au coefficient de détermination, celui-ci passe de 0.26 à 0.15. Ce changement indique que l'association initiale était en partie portée par ces observations atypiques, ce qui invite à interpréter la corrélation globale avec prudence.

En définitive, cette relation indique tout de même que les contextes éducatifs les plus performants sur le plan académique sont aussi ceux qui parviennent, en moyenne, à maintenir des niveaux plus

faibles d'AM parmi leurs élèves. Ce constat est en cohérence avec les recherches antérieures (Barroso et al., 2012 ; Caviola et al., 2022 ; Hembree, 1990 ; Ma, 1999 ; Namkung et al., 2019 ; Zhang et al., 2019), et invite à considérer qu'au-delà du niveau individuel, la qualité globale d'un système éducatif en termes de résultats pourrait aller de pair avec un climat d'apprentissage plus apaisé en mathématiques.

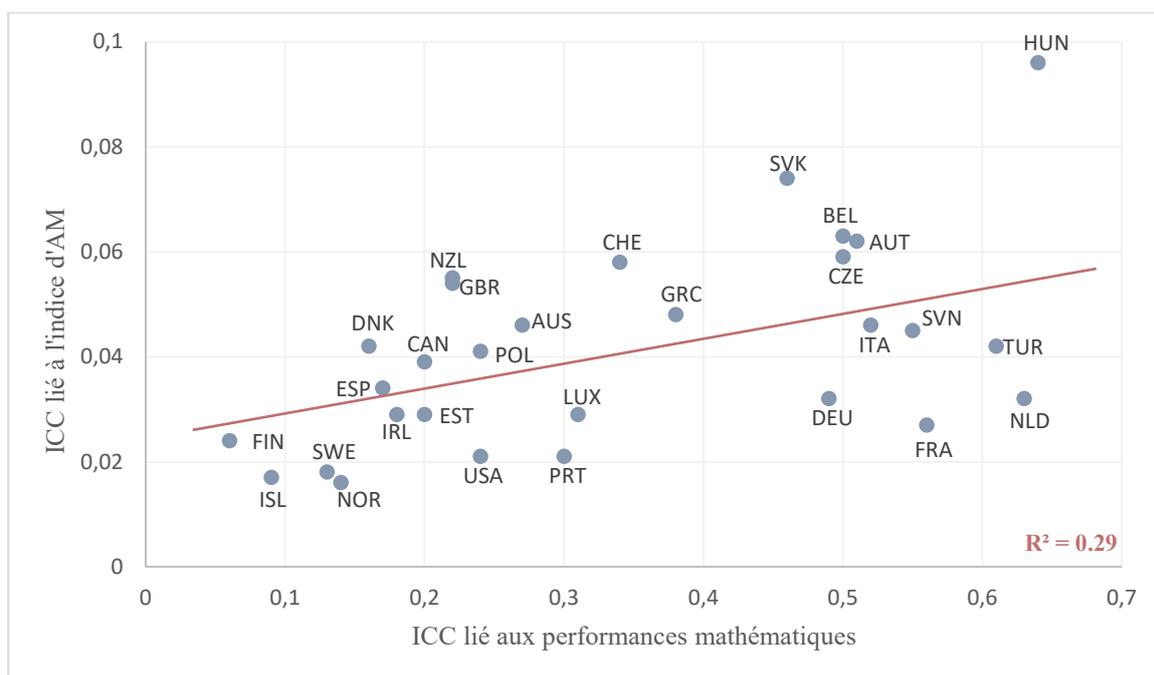
8.3.4 – Lien entre les différences inter-établissements liées aux performances mathématiques et à l'indice d'AM

Après avoir mis en évidence un lien négatif entre la performance moyenne d'un pays et son niveau moyen d'AM, il paraît également pertinent de s'interroger sur la manière dont les disparités internes aux pays, notamment entre établissements scolaires, peuvent à leur tour jouer un rôle. En d'autres termes, si les systèmes éducatifs les plus performants tendent à présenter une AM moindre, il est possible que les écarts de performance entre écoles, reflet d'une plus grande inégalité scolaire, soient aussi associés à des écarts d'AM entre établissements.

En effet, dans un contexte scolaire plus inégal, où certaines écoles accueillent majoritairement des élèves performants tandis que d'autres concentrent davantage d'élèves en difficulté, on pourrait s'attendre à une plus forte variation d'AM entre écoles, car les environnements scolaires et les expériences des élèves y sont très différents. Pour explorer cette hypothèse, nous avons donc, toujours à partir des deux modèles vides précédents, croisé les coefficients de corrélation intraclasse relatifs à la performance en mathématiques et à l'indice d'AM. Avant de procéder aux interprétations, rappelons que la part de variance de l'AM attribuable aux différences entre établissements demeure faible ($ICC \leq 0.10$). Autrement dit, si des écarts inter-écoles existent, l'essentiel de la variabilité de l'AM reste intra-établissement et inter-individuelle. La figure IV synthétise les résultats obtenus.

L'analyse révèle une corrélation modérément forte, positive et significative entre les deux coefficients ICC ($r = 0.54$; $p = 0.0024$), ce qui tend à confirmer notre hypothèse : plus les écarts de performance entre les écoles sont importants au sein d'un pays, plus les variations d'AM entre établissements le sont également. Comme dans l'analyse précédente, un pays exerce toutefois une influence particulière sur la relation observée. En l'occurrence, il s'agit de la Hongrie : son retrait de l'échantillon réduit la corrélation à $r = 0.46$ et fait passer le coefficient de détermination de 0.29 à 0.21, ce qui met en évidence son rôle spécifique dans les résultats obtenus.

Figure IV
Association entre les coefficient de corrélation intraclasse (ICC) liés à la performance en mathématiques et à l'indice d'AM, par pays



En examinant plus attentivement le nuage de points, nous pouvons distinguer deux groupes extrêmes de pays. Le premier, situé dans le quadrant inférieur gauche, est principalement composé de pays nordiques tels que la Finlande, l'Islande, la Suède et la Norvège. Ces pays affichent de faibles écarts entre établissements, à la fois en termes de performances scolaires et d'AM. Comme mentionné précédemment, ces systèmes éducatifs sont régulièrement qualifiés d'équitables et caractérisés par une faible ségrégation scolaire et une mixité sociale importante au sein des écoles (Eurydice, 2012). On peut donc supposer que l'homogénéité des performances entre établissements contribue également à une expérience scolaire relativement « identique », limitant ainsi les différences d'AM entre écoles.

À l'inverse, dans le quadrant supérieur droit, nous retrouvons des pays où les écarts entre établissements sont marqués non seulement en termes de performances scolaires, mais également en termes d'AM – bien que ces derniers restent faibles rappelons-le. Ce groupe inclut notamment la Slovaquie, la Belgique, l'Autriche et la République tchèque, dont les systèmes éducatifs se caractérisent par une ségrégation académique et sociale plus prononcée, des filières précoces et une pratique du redoublement répandue (Eurydice, 2012). Cette plus grande variance de l'AM entre établissements dans ces pays pourrait donc être liée à ces caractéristiques structurelles. En outre, d'autres facteurs contextuels, tels que les inégalités socioéconomiques entre établissements, les différences de pédagogies et de climat scolaire – eux-mêmes souvent liés à ces disparités inter-écoles – pourraient amplifier l'impact du contexte scolaire sur l'AM. En conséquence, ces différents facteurs liés aux disparités entre écoles contribuent à modifier les compositions sociales des classes et engendrent dès lors des

environnements scolaires contrastés, susceptibles d'accentuer les différences d'expérience scolaire selon les établissements ; lesquelles pourraient mener à une variation plus importante de l'AM.

8.4 – MODÈLES MULTINIVEAUX : RELATIONS ENTRE L'AM, LE GENRE, LE NIVEAU SOCIOÉCONOMIQUE ET LES PERFORMANCES EN MATHÉMATIQUES

Après avoir examiné la répartition de la variance des performances et de l'AM entre les établissements et les élèves, ainsi que les relations entre niveaux moyens et disparités inter-établissements à travers les pays, nous nous attarderons sur le point central de cette recherche : l'étude des liens entre les performances en mathématiques, l'AM, le genre et le niveau socioéconomique. Sur la base du premier modèle vide (M1), plusieurs variables indépendantes seront donc insérées pour étudier plus en profondeur ces relations.

8.4.1 – Relations entre l'AM et les performances en mathématiques

Le modèle utilisé pour l'étude de la relation AM/performances est identique à celui présenté dans la section « Pourquoi un modèle multiniveaux » de cette même recherche, à savoir un modèle multiniveaux comportant deux effets aléatoires : la performance moyenne de l'école j (β_{0j}) et l'effet de l'AM sur les performances mathématiques dans l'école j (β_{1j}).

$$\mathbf{M3} \quad \left\{ \begin{array}{l} MATH_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(AM)_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ \beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j} \\ \beta_{1j} = \gamma_{10} + U_{1j} \end{array} \right.$$

8.4.1.1 – EFFET MOYEN DE L'AM SUR LES PERFORMANCES PAR PAYS

En cohérence avec les résultats obtenus par l'OCDE (2013) en régression linéaire, on retrouve également une relation négative et significative entre l'AM et les performances en mathématiques puisque l'ensemble des coefficients γ_{10} associés aux pays retenus le sont également : plus le niveau d'AM d'un élève est élevé, plus les performances mathématiques en sont affectées négativement. Le tableau XIII (annexe 14, page 89) synthétise l'ensemble de ces coefficients avec leur erreur-type pour tous les pays composant l'échantillon. La figure V illustre quant à elle ces résultats (annexe 15, page 90).

Au plus bas, on retrouve la Turquie ($\gamma_{10} = -14.5$) et les Pays-Bas ($\gamma_{10} = -17.8$) pour lesquels l'impact moyen de l'AM sur les performances est le plus faible. À l'opposé, c'est la Pologne ($\gamma_{10} = -48.8$) qui présente l'effet négatif de l'AM le plus important. Elle est suivie de près par la Nouvelle-

Zélande ($\gamma_{10} = -48.1$) et par l'ensemble des pays nordiques dont les coefficients γ_{10} sont compris entre $\gamma_{10} = -39$ et $\gamma_{10} = -48$.

Autour de la moyenne de l'échantillon ($\mu_{\gamma_{10}} = -33.4$), on retrouve notamment la plupart des pays anglo-saxons tels que le Canada, le Royaume-Uni l'Irlande, l'Australie et les États-Unis, ainsi que le Portugal, la Slovaquie et la République tchèque, dont les coefficients γ_{10} varient entre -30 et -37.

Enfin, on observe que la majorité des pays d'Europe de l'Ouest et d'Europe centrale présentent un effet de l'AM plus faible sur les performances, comparativement à la moyenne de l'échantillon. C'est notamment le cas pour l'Autriche, le Luxembourg, la Hongrie, la Suisse, l'Espagne, l'Allemagne, l'Italie et la France qui se situent entre $\gamma_{10} = -25$ et $\gamma_{10} = -30$, ou encore pour la Belgique et la Slovénie pour lesquels les coefficients valent respectivement $\gamma_{10} = -23.8$ et $\gamma_{10} = -22.8$. Comme évoqué dans la revue de la littérature et dans la section 7.1, la relation entre l'AM et les performances dans ces différents pays pourrait cependant être influencée par la manière dont les élèves sont répartis au sein du système scolaire. Puisque le niveau d'AM est sensible aux phénomènes de comparaison sociale (Dowker et al., 2016 ; Zhang et al., 2019), cette répartition – selon le grade, la filière ou la classe – au sein d'un même établissement pourrait donc, dans ces pays, expliquer en partie pourquoi l'effet moyen de l'AM sur les performances mathématiques apparaît plus faible dans nos analyses.

Lien avec les performances moyennes du pays ?

Dans la section 8.2.3, nous avons mis en évidence l'existence d'un lien négatif et significatif entre le niveau moyen de performance en mathématiques d'un pays et l'indice moyen d'AM au sein de celui-ci ($r = -0.51$; $p = 0.0046$). Sur cette base, il paraît pertinent de se demander si les pays les plus performants sont aussi ceux dans lesquels l'impact négatif de l'AM sur les résultats des élèves est le plus faible ou, au contraire, le plus fort ?

Cette question permet de distinguer deux éléments complémentaires de l'AM : son « niveau » moyen dans la population scolaire, et son effet sur les performances mathématiques. En effet, même si un pays parvient à limiter globalement l'AM, cela ne signifie pas nécessairement que les élèves qui en souffrent en subissent moins les conséquences sur le plan académique. À ce titre, on pourrait formuler l'hypothèse qu'un système éducatif performant, en raison de son efficacité pédagogique, pourrait être en mesure de mieux atténuer l'effet délétère de l'AM, ou au contraire, qu'un haut niveau d'exigence renforce cet effet.

Afin de vérifier cette hypothèse, nous avons analysé la relation entre les coefficients γ_{00} (performance moyenne du pays) et γ_{10} (effet moyen de l'AM sur les performances) extraits de notre modèle multiniveaux (M3), pour chacun des pays de l'échantillon.

Les résultats ne mettent toutefois pas en évidence de lien significatif entre ces deux variables. En effet, la corrélation obtenue s'avère négative et modérée ($r = -0.26$), certes, mais non significative ($p = 0.17$). Autrement dit, même si les pays les plus performants affichent en moyenne des niveaux d'AM plus faibles, cela ne garantit pas pour autant que l'impact de l'AM sur les élèves qui en souffrent y soit moindre. Ainsi, cette absence de significativité suggère que la manière dont l'AM affecte les performances mathématiques ne dépend pas directement du niveau global de performance d'un système éducatif. Dès lors, pour mieux comprendre l'effet de l'AM sur lesdites performances, il importe de porter l'attention sur d'autres variations contextuelles, notamment entre écoles, ce qui fera l'objet de l'analyse suivante.

Lien avec la variance inter-établissements de la performance ?

Dans les sections précédentes, nous avons montré que certains pays présentent des différences de performances marquées – ou au contraire, limitées – entre les établissements scolaires. Dès lors, si la performance moyenne d'un pays n'était pas significativement corrélée avec l'effet moyen de l'AM sur les performances mathématiques, dans quelle mesure celui-ci est-il lié à ces disparités scolaires ? En d'autres termes, dans un système éducatif où les inégalités de performances entre écoles sont plus prononcées, l'effet moyen de l'AM serait-il renforcé, ou au contraire atténué ?

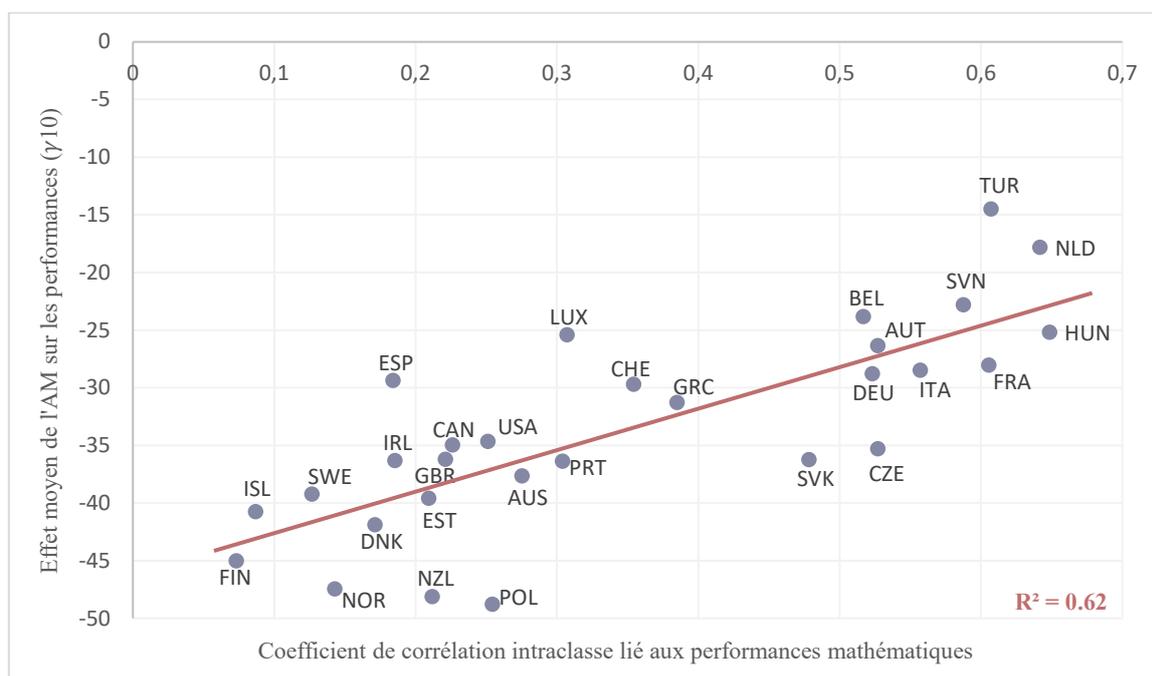
Dans le but d'apporter un éclairage sur cette question, nous avons calculé la corrélation entre, d'une part, les coefficients γ_{10} relatifs à chaque pays (tableau XIII, annexe 14, page 88) et, d'autre part, le coefficient ICC lié aux performances mathématiques (tableau XIX, annexe 16, page 91) ; ces deux coefficients étant issus de notre modèle multiniveaux M3.

Nos résultats indiquent une corrélation forte, positive et statistiquement significative entre ces deux variables ($r = 0.78$; $p < 0.0001$). Ainsi, dans notre échantillon, plus les performances mathématiques des élèves varient fortement d'une école à l'autre dans un pays, plus l'effet moyen de l'AM sur ces performances tend à être faible. Inversement, dans les pays où les écarts entre établissements sont faibles, cet effet de l'AM serait plus important.

La figure VI ci-dessous illustre ce phénomène. D'un côté, les pays situés à gauche de la figure, comme la Finlande, la Norvège, l'Islande, le Danemark, l'Estonie ou encore l'Irlande, la Nouvelle-Zélande et le Canada, caractérisés par une faible variance inter-écoles, présentent un effet de l'AM particulièrement délétère sur les performances mathématiques. De l'autre, des pays comme les Pays-Bas, la Belgique, l'Autriche, l'Allemagne, la Turquie, ou la Hongrie, avec une plus grande ségrégation scolaire, montrent un effet de l'AM plus modéré.

Figure VI

Modèle M3 – Association entre le coefficient de corrélation intraclasse (ICC) lié aux performances mathématiques, et l'effet moyen de l'AM sur ces performances, par pays



Dans des pays plus égalitaires, tels que les pays nordiques (Blossing et al., 2014) et le Canada (Parkin, 2015), les écarts de performance entre élèves ne pourraient être imputés à des différences structurelles majeures, mais seraient davantage liés à des caractéristiques individuelles. Par ailleurs, dans un rapport précédent de l'OCDE (Field et al., 2007) qui explorait l'association entre la performance individuelle et le choix de l'établissement de l'élève, les pays situés dans la partie inférieure gauche de cette figure, tels que la Pologne, les États-Unis, le Royaume-Uni, la Nouvelle-Zélande, l'Espagne, le Canada et les pays nordiques, présentaient les associations les plus faibles. Ainsi, concernant ces pays, on peut supposer que l'AM y apparaît comme un facteur explicatif plus directement observable, dans la mesure où d'autres sources d'inégalités ont été, en partie, atténuées par le système lui-même.

À l'inverse, dans des systèmes plus ségrégués tels que ceux de la Belgique, de l'Allemagne, de l'Autriche, de la Hongrie, des Pays-Bas ou encore de la France, les logiques de différenciation et/ou de séparation sont plus marquées, menant ainsi à davantage d'inégalités au sein du système éducatif (Dupriez & Dumay, 2006 ; Eurydice, 2012). Par ailleurs, dans le rapport de l'OCDE (Field et al., 2007) précité, on retrouve l'Autriche, l'Allemagne, la Hongrie et l'Italie dans les pays présentant l'association la plus forte entre performance individuelle et choix de l'établissement scolaire. Néanmoins, cette corrélation doit être interprétée avec prudence : elle peut en partie résulter de raisons méthodologiques liées à l'échantillon d'âge de PISA et aux niveaux pris en compte dans nos modèles. Cela étant posé, il reste possible qu'une part de la relation observée reflète tout de même des mécanismes propres aux systèmes éducatifs. Dans de tels contextes, l'effet négatif de l'AM, bien qu'existant, pourrait être atténué ou masqué dans certains établissements par d'autres facteurs plus déterminants sur les résultats.

8.4.1.2 – L’EFFET DE L’AM SUR LES PERFORMANCES VARIE-T-IL SELON LES ÉTABLISSEMENTS ?

Afin d’approfondir nos analyses portant sur l’effet négatif de l’AM sur les performances, nous avons souhaité explorer si celui-ci variait significativement selon les établissements scolaires, et, par extension, identifier les pays dans lesquels cette variation est la plus faible/importante. Pour cela, et toujours sur la base du modèle multiniveaux M3, nous avons examiné la significativité de la variance associée au terme U_{1j} , lequel représente la composante aléatoire de l’effet de l’AM au niveau des écoles. Cette démarche vise à déterminer s’il existe, dans chaque pays, des différences significatives dans l’effet de l’AM selon les établissements. Les variances estimées ainsi que leurs erreurs-types sont accessibles dans le tableau XX (annexe 17, page 92), tandis que la figure VII (annexe 18, page 93) illustre graphiquement ces variations.

Les résultats indiquent que, dans notre échantillon, cette variation inter-établissements de l’effet de l’AM est statistiquement significative dans 22 pays. En revanche, elle s’avère non significative dans six pays : en Turquie ($p = 0.478$), en Allemagne ($p = 0.208$), en Norvège ($p = 0.258$), aux États-Unis ($p = 0.057$), en Islande ($p = 0.116$) et en France ($p = 0.069$). Quant aux cas du Luxembourg et de la Nouvelle-Zélande, le modèle n’a pas permis d’estimer la matrice de variance/covariance des effets aléatoires (matrice G), un message d’erreur signalant que cette dernière « n’a pas pu être estimée ». Selon le Help Center relatif au logiciel SAS, ce type de problème peut résulter de différentes causes statistiques, notamment une variance d’effet aléatoire proche de zéro, une trop faible variabilité inter-établissements, ou un nombre insuffisant d’unités de niveau 2 (écoles). Dans notre cas, ni la variance U_{1j} , ni sa significativité n’ont donc pu être estimées.

Ainsi, cette première série d’analyses met en évidence que l’effet de l’AM sur les performances mathématiques varie significativement selon les établissements dans un grand nombre de pays, bien que cette variation ne soit pas systématique. Néanmoins, les différences constatées selon les contextes nationaux ne seront pas approfondies ici. Ces résultats seront croisés, dans la section 7.2.1.5, avec ceux portant sur l’association entre cet effet et le niveau moyen de performance des établissements, afin d’en identifier des « profils » de systèmes éducatifs.

8.4.1.3 – LES VARIATIONS DE L’AM SUR LES PERFORMANCES ENTRE ÉCOLES SONT-ELLES LIÉES AUX PERFORMANCES MOYENNES DES ÉTABLISSEMENTS ?

Dans le prolongement des résultats obtenus concernant les variations inter-établissements de l’effet de l’AM sur les performances mathématiques, nous avons donc souhaité étudier dans quelle mesure ces variations peuvent être associées aux performances moyennes des établissements. Pour y parvenir, nous avons en premier lieu recueilli pour chacun des pays les variances relatives aux résidus

école U_{0j} et U_{1j} , la covariance entre ceux-ci, ainsi que toutes les erreurs-types correspondantes (tableau XX, annexe 17, page 92). En second lieu, nous avons déterminé les corrélations entre les deux paramètres U_{0j} et U_{1j} .

Avant de procéder à l'interprétation des corrélations obtenues, deux éléments importants sont toutefois à mentionner. Premièrement, nous souhaitons rappeler les deux problèmes constatés pour le Luxembourg et la Nouvelle-Zélande pour lesquels la variance de U_{1j} n'avait pu être calculée. En outre, pour la France, le modèle a produit une valeur de corrélation inférieure à -1 ($r = -1.14$), ce qui indique une estimation aberrante. Par conséquent, pour ces trois pays, aucune interprétation ne saurait être proposée. Secondement, il est à préciser qu'aucun test de significativité n'est fourni par défaut pour cette corrélation, et que la significativité de la covariance ne peut être directement transposée à celle de la corrélation sans vérification statistique. Ainsi, dans notre cas, les analyses liées aux différentes corrélations seront interprétées de manière descriptive et pédagogique.

Puisque les deux résidus U_{0j} et U_{1j} sont associés à des coefficients de signes opposés – respectivement β_{0j} et β_{1j} –, nous souhaitons également clarifier l'interprétation du signe de la corrélation en lien avec l'objectif voulu :

- dans le cas où la corrélation est positive, cela signifie que l'effet de l'AM est plus fort dans les établissements moins performants et, inversement, plus faible dans les établissements très performants ;
- dans le cas où elle est négative, l'effet de l'AM sera plus important dans les établissements performants, et plus faible dans les établissements moins performants.

Le tableau XXI (annexe 19, page 94) présente l'ensemble de ces corrélations. De manière générale, celles-ci s'avèrent majoritairement négatives, bien que certaines demeurent proches de zéro. Ainsi, c'est principalement la seconde hypothèse qui semble se vérifier. Toutefois, derrière cette tendance générale se profilent des situations contrastées selon les pays.

Pour commencer, certains pays affichent une corrélation très proche de zéro, qu'elle soit légèrement positive – comme en Finlande ($r = 0.05$), en Islande ($r = 0.02$) ou en Suisse ($r = 0.01$) – ou légèrement négative – comme au Royaume-Uni ($r = -0.03$), en Autriche ($r = -0.05$), en Australie ($r = -0.06$) et en Allemagne ($r = -0.06$). Pour ces pays, l'effet de l'AM sur les performances semble relativement stable, indépendamment du niveau moyen de l'établissement fréquenté. Autrement dit, le niveau d'élitisme des établissements ne semble pas moduler de manière significative l'effet de l'AM, ce qui laisse penser que d'autres facteurs, qu'ils soient contextuels et/ou individuels, pourraient exercer plus de poids sur la variation de cet effet d'un établissement à l'autre. Cependant, il est intéressant de rappeler que certains de ces pays, tels que l'Allemagne et l'Autriche, sont pourtant caractérisés par des

systemes scolaires fortement différenciés et ségrégués (Eurydice, 2012). Les analyses précédentes ont par ailleurs montré que leur coefficient ICC lié à la performance des élèves était relativement élevé ; respectivement égal à 0.52 et 0.53. Il conviendrait donc d'approfondir ces cas pour comprendre pourquoi l'effet de l'AM y reste relativement constant malgré de fortes différences de performances entre écoles.

D'autres pays présentent quant à eux des corrélations négatives, mais de faible intensité, laissant entrevoir une tendance selon laquelle l'effet de l'AM serait légèrement plus prononcé dans les établissements les plus performants. C'est notamment le cas de la République tchèque ($r = -0.14$), des Pays-Bas ($r = -0.19$), du Canada ($r = -0.20$) et de l'Irlande ($r = -0.22$). Le Danemark, bien que proche de ce groupe par l'ampleur de la corrélation, s'en distingue par son signe positif ($r = 0.31$), indiquant que l'impact négatif de l'AM serait, dans ce cas, davantage marqué dans les établissements moins performants. Dans ces contextes, la relation entre performance moyenne et effet de l'AM existe, mais reste relativement limitée, laissant supposer qu'elle pourrait être davantage modulée par d'autres variables contextuelles

Enfin, un troisième groupe de pays se distingue par des corrélations négatives plus marquées, signifiant une variation plus importante de l'effet de l'AM selon le niveau de performance des établissements. C'est le cas de l'Espagne ($r = -0.37$), de l'Estonie ($r = -0.38$), de la Belgique ($r = -0.45$), de l'Italie ($r = -0.50$), de la Hongrie ($r = -0.53$), de la Suède ($r = -0.54$) ou encore de la Slovénie ($r = -0.59$). Dans ces systèmes éducatifs, l'effet de l'AM apparaît comme nettement plus délétère dans les établissements à haut niveau de performance. Dans ce groupe, la Norvège occupe une position extrême avec la corrélation la plus forte en valeur absolue ($r = -0.90$), ce qui laisse penser que la variation de l'effet de l'AM y est très largement déterminée par le niveau de performance des établissements.

8.4.1.4 – ANALYSE CROISÉE DE LA VARIANCE INTER-ÉTABLISSEMENTS DE L'EFFET DE L'AM ET DE SA CORRÉLATION AVEC LES PERFORMANCES MOYENNES DES ÉCOLES

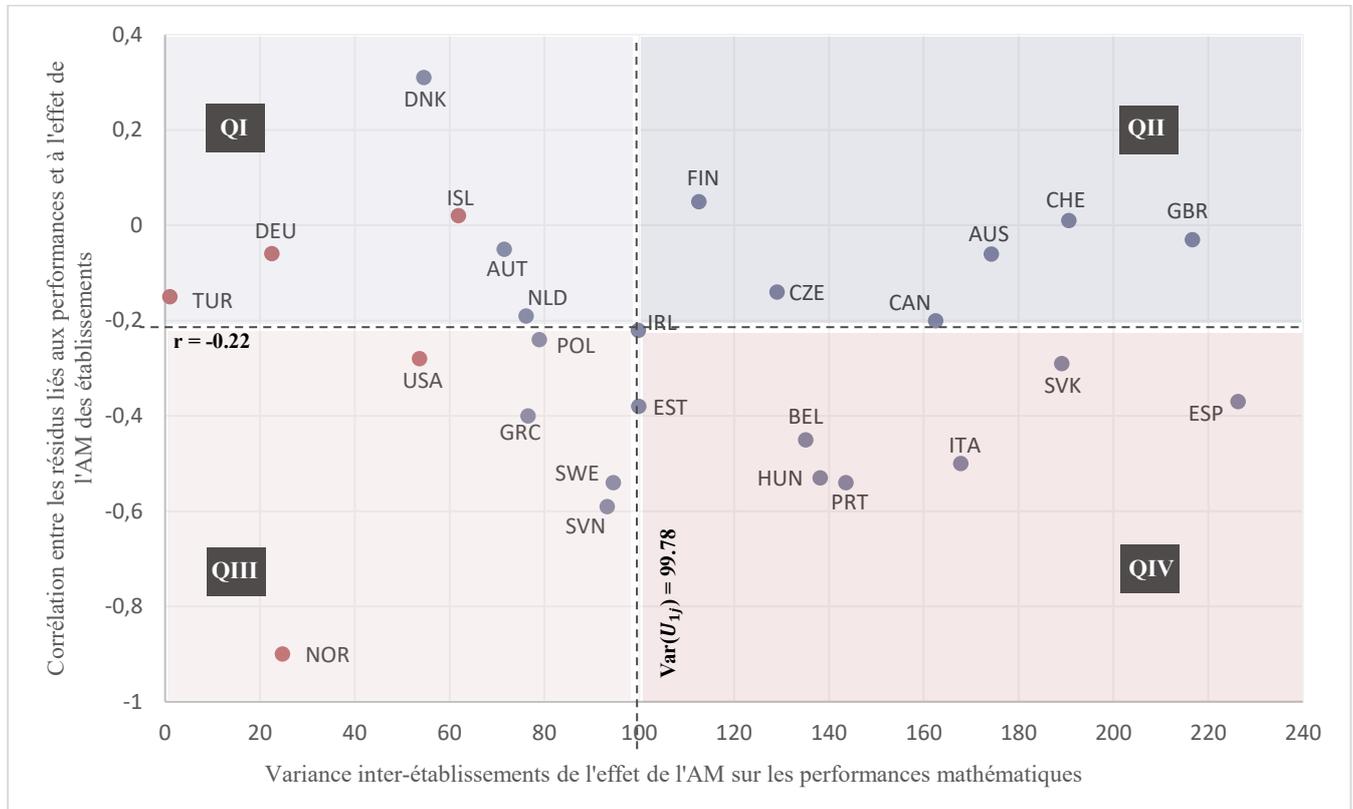
Pour conclure l'analyse du modèle M3, nous avons procédé à une lecture croisée entre les corrélations précédemment observées et la variance inter-école de l'effet de l'AM ($\text{Var}(U_{1j})$), nous permettant d'identifier différents profils de pays, selon les manières dont l'effet de l'AM s'exprime dans leurs systèmes éducatifs.

Pour ce faire, les résultats ont été synthétisés sous la forme d'une figure divisée en quatre quadrants, construits sur la base des médianes observées pour chaque paramètre (99.87 pour $\text{Var}(U_{1j})$, et -0.22 pour $\text{corr}(U_{0j}; U_{1j})$). Les pays pour lesquels la variance inter-établissement n'était pas significative sont représentés en rouge. Il convient également de rappeler qu'aucun test de significativité

n'a été mené pour les coefficients de corrélation. Ces deux paramètres doivent dès lors être considérés lors de la lecture des résultats et des interprétations.

Figure VIII

Modèle M3 – **Analyse croisée entre d'une part, la variance inter-établissement de l'effet de l'AM sur les performances mathématiques et, d'autre part, l'association de celui-ci avec les performances moyennes des établissements, par pays**



Le premier quadrant (QI) regroupe des pays dans lesquels l'effet de l'AM varie peu d'un établissement à l'autre. Dans certains cas, comme l'Allemagne, l'Islande ou la Turquie, cette variance est même statistiquement non significative. Par ailleurs, la corrélation entre cet effet et les performances moyennes des écoles y est également très faible, voire nulle. Cela suggère une homogénéité du rôle joué par l'AM sur les performances mathématiques dans ces systèmes, indépendamment du niveau académique des établissements ; et ce, bien que des différences de performances inter-écoles notables puissent exister. Dans le second quadrant (QII), l'effet de l'AM varie sensiblement entre établissements, mais sans relation claire avec leur niveau moyen de performance. Il est notamment intéressant de s'interroger sur le cas de la République tchèque, où les différences de résultats entre écoles sont marquées ($ICC = 0.53$), sans que cela ne se traduise par une modulation plus forte de l'effet de l'AM.

Pour ces deux premiers quadrants, l'effet négatif de l'AM sur les performances mathématiques des élèves ne semble pas être amplifié – ou alors, très peu – lorsqu'ils sont scolarisés dans des établissements à haut niveau de performance. Dès lors, il est possible de formuler l'hypothèse que, dans

ces contextes, le niveau moyen de performance de l'école n'est pas le principal facteur différenciant l'effet de l'AM entre établissements. D'autres variables, qu'elles soient contextuelles et/ou individuelles, pourraient ainsi exercer une influence plus déterminante, que les écarts inter-établissements liés à l'effet de l'AM soient marqués ou relativement faibles.

Dans la partie inférieure de la figure, le quadrant QIII regroupe des pays caractérisés par une faible variation inter-établissements de l'effet de l'AM. Cependant, lorsque ces variations existent, elles sont faiblement ou modérément associées au niveau moyen de performance des écoles. Quant au quadrant QIV, il rassemble des pays où l'effet de l'AM varie sensiblement d'un établissement à l'autre, et où cette variation est corrélée au niveau moyen de performance scolaire. Il est intéressant de constater qu'à l'exception de l'Estonie, ces pays se caractérisent par des systèmes éducatifs particulièrement ségrégatifs (Eurydice, 2012), comme en témoignent les coefficients ICC relatifs aux performances, qui oscillent généralement entre 0.30 et 0.65 pour la majorité des pays de ce quadrant (sauf pour l'Espagne et l'Estonie).

Contrairement aux deux premiers quadrants, les pays regroupés dans les quadrants QIII et QIV présentent une tendance, légère à modérée, indiquant que l'effet de l'AM sur les performances scolaires tend à s'accroître dans les établissements à haut niveau de performance. Par ailleurs, cette dynamique est particulièrement marquée dans les systèmes éducatifs plus différenciés ; à l'exception notable de la Suède et de l'Estonie, réputés pour leur équité scolaire (Blossing et al., 2014). Ces résultats font écho aux constats précédemment évoqués quant à l'influence des contextes scolaires. Dans les systèmes marqués par des politiques de différenciation et les logiques ségrégatives qui en découlent – qu'elles soient sociales ou académiques (Eurydice, 2012) –, on observe une tendance à regrouper les élèves de manière homogène au sein des établissements. Dans ce type d'organisation, les performances des élèves apparaissent alors étroitement liées aux caractéristiques de leur établissement scolaire (Field et al., 2007).

Dans ce cadre, l'effet de l'AM pourrait être atténué dans les écoles moins performantes ou défavorisées, où d'autres facteurs pèseraient davantage sur les résultats : les ressources à disposition (Chiu & Khoo, 2005 ; Darling-Hammond, 2010), les opportunités d'apprentissage (Camburn & Han, 2011 ; Owens, 2018) ou le SES de l'école et de l'élève par exemple. À l'inverse, dans les établissements plus performants, l'AM pourrait être renforcée par la pression académique (Dowker et al. 2016 ; Zhang et al., 2019) et les mécanismes de comparaison sociale (Dowker et al. 2016). Ce phénomène pourrait être mis en parallèle avec le BFLPE, dans le sens où, dans les pays organisant des regroupements sélectifs, on observe souvent une différenciation marquée du public scolaire : les établissements très performants accueillent majoritairement des élèves eux-mêmes très performants, formant un groupe relativement homogène, tandis que les écoles moins performantes ou offrant des filières techniques et

professionnelles présentent un public plus hétérogène. Cette structuration favorise alors la comparaison avec des pairs plus compétents dans les établissements élitistes, accentuant potentiellement l'effet négatif de l'AM sur les performances. Dès lors, dans la plupart des systèmes éducatifs appartenant aux quadrants QIII et QIV, le BFLPE pourrait contribuer à expliquer pourquoi l'impact délétère de l'AM se manifeste plus fortement dans les écoles les plus performantes.

Cependant, par prudence, il convient néanmoins de formuler une réserve quant à cette dernière interprétation. Comme déjà souligné précédemment, le phénomène de comparaison sociale s'opère généralement entre pairs d'une même classe. Puisque nos modèles multiniveaux ne tiennent compte que des niveaux « école » et « élève », il est possible que l'intensité de ces dynamiques de comparaison sociale restent sous-estimée.

8.4.2 – Relation entre l'AM, le niveau socioéconomique et les performances en mathématiques

Dans ce modèle M4, nous avons de nouveau adapté le modèle initial (M3) en y ajoutant la variable ESCS. Comme le rapport de l'OCDE (2015) pouvait le mentionner, on retrouve également un lien négatif entre le SES de l'élève et son indice d'AM dans notre échantillon. En effet, les données montrent que dans l'ensemble des pays étudiés, les élèves favorisés présentent une AM significativement plus faible que les élèves défavorisés (tableau XXII, annexe 20, page 95). Plus précisément, ces écarts varient entre les pays, allant de 0,40 au Danemark à seulement 0,05 en Suisse – en valeur absolue.

Dans la suite de ces analyses, il sera pertinent d'explorer comment ces différences d'anxiété interagissent avec les performances, notamment en étudiant si l'effet de l'AM sur les résultats diffère entre élèves favorisés et défavorisés. En d'autres termes, nous chercherons donc à vérifier s'il existe bel et bien un effet d'interaction significatif entre le SES et l'AM sur les performances mathématiques. Puisque l'AM constitue la variable centrale de cette recherche, seuls deux effets aléatoires sont considérés – comme pour le modèle précédent (M3).

$$\mathbf{M4} \left\{ \begin{array}{l} MATH_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(AM)_{ij} + \beta_{2j}(ESCS)_{ij} + \beta_{3j}(INTER)_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ \beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j} \\ \beta_{1j} = \gamma_{10} + U_{1j} \\ \beta_{2j} = \gamma_{20} \\ \beta_{3j} = \gamma_{30} \end{array} \right.$$

De ce fait, nous supposerons que l'effet de l'interaction ESCS/AM est identique d'une école à l'autre au sein d'un même pays. Lors des analyses qui vont suivre, nous emploierons donc le terme β_{3j} ,

bien qu'identique à γ_{30} . Le tableau XXIII (annexe 21, page 96) reprend l'ensemble de ces coefficients, ainsi que leur erreur-type.

Les résultats révèlent que près d'un tiers de notre échantillon présente un effet d'interaction significatif : le Portugal, la Norvège, la Grèce, les États-Unis, le Canada, l'Espagne, la Belgique, le Royaume-Uni, l'Italie et la Hongrie. Mis à part pour cette dernière, le coefficient β_{3j} est systématiquement négatif, indiquant que l'impact de l'AM sur les performances mathématiques est plus marqué chez les élèves favorisés. Ainsi, dans ces systèmes éducatifs, à niveau d'AM équivalent, un élève favorisé verra ses performances perdre en moyenne entre trois et neuf points de plus comparativement à un élève défavorisé. Or, comme évoqué précédemment, les élèves défavorisés déclarent pourtant un niveau d'AM supérieur à celui des favorisés. Ce ne sont donc pas les plus anxieux qui subissent les plus grandes pertes de performances.

Afin de mieux comprendre ces résultats, nous avons tenté d'explorer la littérature existante, bien que celle-ci reste encore limitée sur ce sujet – comme évoqué dans la partie théorique. Néanmoins, plusieurs hypothèses pourraient tout de même être formulées à la lumière des travaux antérieurs et méritent d'être discutées.

Premièrement, les élèves issus de milieux plus favorisés tendraient à intérioriser davantage les normes de réussite scolaire. Les travaux de Luthar et Becker (2002) vont jusqu'à considérer la performance scolaire comme un élément central de l'identité individuelle de l'élève. Dans cette optique, nous pourrions supposer que les performances de ces élèves pourraient être affectées de manière disproportionnée lorsqu'ils font face à de l'AM. Par ailleurs, dans les pays où la ségrégation entre élèves est plus marquée, ce phénomène pourrait potentiellement être amplifié, notamment à travers la présence d'une pression académique et sociale importante. Les élèves favorisés, soumis à des attentes plus élevées, pourraient alors être « victimes » d'une pression scolaire accrue, non seulement au niveau individuel et familial, mais aussi en raison des caractéristiques des établissements qu'ils fréquentent.

Cela pourrait notamment être le cas en Belgique, ainsi qu'en Italie, en Espagne et au Portugal, où l'existence de filières et la pratique du redoublement tendent à renforcer cette ségrégation scolaire (Eurydice, 2020). Ce phénomène pourrait aussi s'observer au Royaume-Uni et aux États-Unis, où la ségrégation résidentielle, et donc sociale, est particulièrement marquée. De même, il pourrait également se retrouver en Grèce, où le recours massif aux cours privés (*shadow education*) est largement répandu (Kassotakis & Verdis, 2013), ainsi qu'en Espagne et au Portugal, où le secteur privé occupe une place importante dans l'offre éducative (Eurydice, 2012), contribuant ainsi à accentuer les différences entre classes sociales (Eurydice, 2012 ; Kassotakis & Verdis, 2013).

Cependant, il demeure difficile d'assurer cette hypothèse avec certitude, dans la mesure où d'autres systèmes éducatifs présentant des caractéristiques similaires ne montrent pas d'effet d'interaction statistiquement significatif. De surcroît, certains systèmes considérés comme plus égalitaires, tels que la Norvège et le Canada, et également concernés par un effet d'interaction significatif, s'efforcent pourtant de limiter ces dynamiques de ségrégation, ce qui complexifie davantage notre interprétation.

Une autre hypothèse pourrait s'appuyer sur le fait que les élèves défavorisés, souvent confrontés plus tôt à des situations d'échec, et dont les performances sont généralement plus faibles (OECD, 2013 ; tableau XXIV, annexe 22, page 97), développent une certaine « habitude » à la difficulté. À l'inverse, les élèves favorisés, moins fréquemment exposés à la frustration académique, pourraient se révéler plus vulnérables à l'AM ressentie lors d'une tâche mathématique.

Enfin, en lien avec les travaux de Stoeber et Rambow (2007), cet effet plus marqué de l'AM sur les performances mathématiques chez les élèves favorisés pourrait également être associé à un perfectionnisme auto-imposé, un phénomène davantage observé chez les classes moyennes et supérieures. Si selon les auteurs, ce perfectionnisme peut favoriser les apprentissages, il peut aussi engendrer une plus grande vulnérabilité à l'anxiété de performance et, par extension, possiblement à l'AM dans notre cas.

Il convient de souligner que le cas de la Hongrie se distingue nettement des pays précédemment évoqués, puisque son coefficient d'interaction est non seulement positif, mais aussi particulièrement élevé ($\beta_{3j} = 9.00$). Cela indique que l'impact négatif de l'AM sur les performances y serait donc plus marqué chez les élèves défavorisés. Concrètement, ces élèves obtiennent non seulement des scores inférieurs à ceux de leurs pairs favorisés – 76.65 points de moins en moyenne –, mais, à niveau d'AM équivalent, subissent en outre une perte supplémentaire d'environ 9 points dans leurs performances en mathématiques. Ce résultat inverse pourrait refléter des spécificités particulières au système éducatif hongrois, mais son interprétation demanderait une analyse plus spécifique.

8.4.3 – Relation entre l'AM, le genre et les performances en mathématiques

Pour le modèle M5, nous avons procédé de la même manière que pour la relation ESCS/AM/performances, soit en insérant la variable GIRLS dans le modèle M3. Conformément aux nombreux travaux de recherche cités précédemment (Cipora et al., 2022 ; Devine et al., 2012 ; Else-Quest et al., 2010 ; Geist, 2020 ; Goetz et al., 2013 ; Hembree, 1990 ; Hyde et al., 1990 ; Ma, 2004 ; Pajares & Urdan, 1996 ; Wigfield & Meece, 1988) et aux constats déjà évoqués dans les rapports de l'OCDE, nous constatons dans notre échantillon que les filles présentent un niveau d'AM plus élevé que les garçons dans 28 des 29 pays retenus. Ces écarts de moyenne d'AM entre les sexes sont présentés

dans le tableau XXV (annexe 23, page 98). À noter que la Turquie se distingue du reste de l'échantillon, avec une différence quasi nulle entre filles et garçons ; en défaveur de ces derniers. À l'inverse, le Danemark et la Suisse présentent les écarts les plus marqués, puisque ceux-ci atteignent respectivement 0.51 et 0.52 en valeur absolue.

Cependant, bien qu'en moyenne, les filles indiquent être plus anxieuses vis-à-vis des mathématiques, cet effet d'AM affecte-t-il davantage leurs performances mathématiques par rapport à celles des garçons ? Pour y répondre, ce nouveau modèle (M5) permet d'examiner un éventuel effet d'interaction significatif entre le genre et l'AM sur les scores en mathématiques. À nouveau, nous avons considéré les deux mêmes effets aléatoires que pour les modèles précédents, en supposant donc que l'effet de l'interaction GIRLS/AM est identique d'une école à l'autre au sein d'un même pays.

$$\mathbf{M5} \left\{ \begin{array}{l} MATH_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(AM)_{ij} + \beta_{4j}(GIRLS)_{ij} + \beta_{5j}(INTER)_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ \beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j} \\ \beta_{1j} = \gamma_{10} + U_{1j} \\ \beta_{4j} = \gamma_{40} \\ \beta_{5j} = \gamma_{50} \end{array} \right.$$

Pour éviter les confusions avec les coefficients précédents, nous avons décidé de poursuivre la numérotation pour la variable GIRLS et la variable d'interaction. Nous emploierons donc le terme β_{5j} dans la suite des analyses. Le tableau XXVI (annexe 24, page 99) reprend l'ensemble des coefficients obtenus, ainsi que leur erreur-type. Contrairement au modèle précédent (M4), les résultats obtenus après analyse se révèlent plus ambivalents. Cette fois-ci, seuls six pays parmi les 29 retenus présentent un effet d'interaction statistiquement significatif : l'Estonie, les États-Unis, la Finlande, le Luxembourg, le Royaume-Uni et la Suède.

Ainsi, au-delà des valences opposées observées, les interprétations qui en découlent diffèrent également. En Suède, au Royaume-Uni et au Luxembourg, ce sont les filles qui apparaissent comme les plus sensibles à l'effet négatif de l'AM sur leurs performances. Dès lors, les filles qui, initialement, indiquent déjà un niveau d'AM plus élevé que les garçons en moyenne, seraient également les plus affectées par l'effet négatif de l'AM sur les performances mathématiques. En moyenne, à niveau d'AM équivalent, les filles perdraient entre 5 et 7 points environ de plus que les garçons.

À l'inverse, en Finlande, en Estonie et aux États-Unis, on observe le phénomène inverse : ce sont les garçons qui sont les plus impactés par l'AM quant à leurs performances scolaires, malgré des niveaux d'AM déclarés plus faibles. Cela se traduit par une perte de 5 points environ, ou de 9 points environ aux États-Unis. Ces résultats sont par ailleurs semblables à la méta-analyse de Hembree (1990) qui stipule

que l'AM impacterait davantage les garçons quant à leurs performances en mathématiques, notamment au travers d'une plus grande propension aux stratégies d'évitement.

Globalement, ces résultats demeurent cohérents avec les constats établis dans la littérature théorique. Si les modèles multiniveaux mobilisés ici ne constituent pas le cœur des analyses des études précédentes, ils corroborent néanmoins une tendance régulièrement observée : l'effet de l'AM sur les performances en mathématiques ne semble pas systématiquement modéré par le genre (Barroso et al., 2021 ; Caviola et al., 2022 ; Ma, 1999 ; Zhang et al., 2019). En tenant compte de la structure hiérarchique des données et des spécificités institutionnelles propres à chaque système éducatif, nos résultats suggèrent à leur tour que, dans la majorité des pays retenus, le genre ne joue pas un rôle modérateur dans cette relation.

9 – CONCLUSION, LIMITES ET PERSPECTIVES

L'objectif principal de ce mémoire était d'examiner la relation entre l'AM et les performances en mathématiques, tout en intégrant deux variables indépendantes clés – le genre et le SES des élèves – et en considérant la structure hiérarchique des données : des élèves aux écoles, et des écoles aux systèmes éducatifs.

Dans un premier temps, nos analyses ont montré que, dans un peu plus de la moitié des pays étudiés, la relation entre AM et performances mathématiques pouvait présenter une forme curvilinéaire. Concrètement, dans 16 des 29 pays, l'effet négatif de l'AM pourrait être atténué ou, au contraire, amplifié selon le niveau d'AM déclaré par les élèves. Toutefois, en raison de l'absence d'amélioration des modèles statistiques et du souci de comparabilité entre pays, il a été décidé de privilégier une modélisation linéaire pour le reste des analyses. Cela étant, ce choix méthodologique n'exclut pas, pour de futurs travaux, l'intégration de régressions quadratiques dans les modèles multiniveaux, en particulier dans les pays où les coefficients apparaissaient comme significatifs.

Le passage aux modèles multiniveaux a ensuite permis de confirmer que l'AM exerce un effet négatif significatif sur les performances en mathématiques, en cohérence avec les constats de l'OCDE et des nombreuses méta-analyses publiées sur le sujet. Ce constat, attendu, souligne l'importance de continuer à considérer l'AM comme un facteur central dans la compréhension des inégalités scolaires. Mais l'apport des modèles multiniveaux dépasse cette confirmation en mettant en évidence le rôle déterminant du contexte éducatif. Dans la majorité des pays étudiés – à l'exception des pays nordiques, du Canada et de l'Espagne – les structures scolaires modulent l'effet de l'AM, notamment à travers les (absences de) politiques de différenciation et de regroupement. Ce constat illustre ainsi combien les caractéristiques structurelles des systèmes éducatifs influencent la manière dont l'AM agit sur les performances des élèves.

À l'échelle internationale, une corrélation négative a également été observée entre le niveau moyen d'AM et les performances moyennes des pays. Autrement dit, les systèmes éducatifs les plus performants sont aussi ceux où l'AM est la moins répandue. En revanche, en ce qui concerne l'effet de l'AM sur les résultats, celui-ci ne dépend pas directement du niveau global de performance d'un pays. Dès lors, si les élèves des pays performants se déclarent en moyenne moins anxieux, l'impact délétère de l'AM reste en revanche comparable à celui observé dans les pays moins performants.

Les analyses portant sur les disparités inter-établissements apportent un éclairage supplémentaire sur cet effet de l'AM : plus un pays présente des inégalités de performance entre ses écoles, plus cet effet tend à être faible. Ce résultat pourrait cependant être influencé par des biais de comparaison sociale propres aux systèmes ségrégués, qui atténueraient ainsi l'impact apparent de l'AM. Une autre

corrélation positive entre ces inégalités académiques et les écarts inter-écoles de l'effet de l'AM a également été mise en évidence. Dans les contextes où les différences de performance entre établissements sont marquées, l'effet de l'AM sur les résultats varie davantage d'une école à l'autre ; bien que ces variations restent faibles.

L'analyse de la variance inter-établissements de l'effet de l'AM a quant à elle permis de montrer que dans 22 pays sur 29, cette variance est significative, indiquant que l'impact de l'AM n'est pas essentiellement homogène, mais peut dépendre également du type d'établissement fréquenté. Certains pays tels que l'Espagne, le Royaume-Uni, la Suisse ou la Slovaquie présentent par ailleurs les plus fortes disparités inter-établissements quant à cet effet. Lorsque l'on met en relation cette variance avec les performances moyennes des établissements, plusieurs profils de pays se dessinent. En Finlande, en Allemagne ou en Islande par exemple, la corrélation apparaît comme quasi nulle. À l'inverse, dans certains pays comme les Pays-Bas, le Canada ou l'Irlande, elle est négative mais faible, tandis que dans d'autres pays tels que la Belgique, la Suède ou la Slovénie, elle devient modérée. Ces constats laissent penser que, dans les systèmes marqués par la ségrégation scolaire, l'impact négatif de l'AM pèserait davantage dans les établissements les plus performants.

Dans la continuité, l'analyse croisée de la variance inter-établissements de l'effet de l'AM et de son association avec le niveau moyen de performance des écoles a permis d'identifier quatre quadrants regroupant différents profils de pays. L'un de ces quadrants rassemble notamment plusieurs systèmes caractérisés par une forte ségrégation scolaire, où l'impact de l'AM varie sensiblement d'un établissement à l'autre et tend à s'accroître dans les écoles les plus performantes. Ces résultats suggèrent que les logiques de différenciation et de regroupement homogène contribuent non seulement à accroître les écarts de réussite, mais aussi à renforcer la variabilité de l'effet de l'AM.

En ce qui concerne le SES, nos résultats confirment les constats de la littérature, à savoir que les élèves issus de milieux défavorisés sont en moyenne plus anxieux et moins performants. Néanmoins, l'effet d'interaction entre l'AM et le SES n'est significatif que dans 10 pays. Dans la majorité des cas, ce sont paradoxalement les élèves favorisés qui, bien que moins anxieux, subissent davantage les effets négatifs de l'AM sur leurs performances ; notamment au Portugal, au Canada, en Espagne, en Norvège et en Belgique. À noter que la Hongrie se démarque des 9 autres pays en présentant le cas inverse, où ce sont les élèves défavorisés qui sont les plus impactés.

Enfin, concernant le genre, les analyses corroborent un constat largement établi : dans l'ensemble des pays étudiés, les filles déclarent systématiquement des niveaux d'AM plus élevés que les garçons. Cependant, nos résultats concernant les effets d'interaction n'ont pas permis de mettre en évidence un rôle modérateur stable dans la relation AM/performance puisque sur les 29 pays retenus, seuls six

présentent un effet statistiquement significatif selon le genre. En Suède, au Royaume-Uni et au Luxembourg, ce sont les filles qui subissent davantage l'effet de l'AM, tandis qu'en Finlande, en Estonie et aux États-Unis, ce sont les garçons les plus affectés. Ainsi, conformément aux résultats de recherche, dans la majorité des cas, l'effet négatif de l'AM sur les performances semble s'exercer de manière comparable entre les deux genres, même si ses manifestations affectives diffèrent.

Limites et perspectives

Comme toute recherche, ce travail comporte certaines limites qu'il convient de rappeler. Tout d'abord, l'absence du niveau « classe » dans les modèles, conséquence directe du plan d'échantillonnage de PISA, peut conduire à sous-estimer certains phénomènes de comparaison sociale, lesquels s'opèrent principalement entre pairs. Toutefois, l'intégration du niveau « école » a permis d'en appréhender partiellement les effets. Une seconde limite concerne le traitement de la variable ESCS. Le choix de la dichotomiser – en opposant élèves favorisés et défavorisés – a facilité l'interprétation des coefficients d'interaction, mais au prix d'une perte de finesse. Un découpage en quartiles permettrait de mieux distinguer les écarts entre les élèves les plus favorisés et les plus défavorisés, et de capter plus finement l'hétérogénéité des inégalités. Enfin, l'indice d'AM utilisé repose sur cinq items auto-rapportés par les élèves. Bien que validé et largement mobilisé dans les recherches internationales, cet indice reste exposé à des biais de désirabilité sociale ou de styles de réponse, qui pourraient affecter la fiabilité des déclarations et limiter la précision de l'analyse.

Si ces limites appellent à la prudence dans l'interprétation des résultats, elles ouvrent également des pistes de recherche prometteuses. Une première piste consisterait à complexifier les modèles statistiques en intégrant des variables contextuelles de niveau école, telles que le SES moyen des établissements ou leur climat scolaire par exemple. L'ajout de ces dimensions permettrait de mieux cerner dans quelle mesure les caractéristiques institutionnelles façonnent l'effet de l'AM. Parallèlement, l'introduction de variables individuelles étroitement liées à l'AM, comme le plaisir éprouvé à pratiquer cette discipline ou le concept de soi académique (Barroso et al., 2021 ; Wang, 2023), contribuerait à enrichir l'analyse. En dernier lieu, l'exploration d'interactions entre niveaux (*cross-level interactions*) représenterait une piste méthodologique intéressante : elle offrirait la possibilité d'examiner comment certaines caractéristiques scolaires modulent l'impact d'une variable individuelle telle que l'AM. Concrètement, plusieurs variables de niveau école disponibles dans PISA pourraient être mobilisées, comme le SES moyen des établissements, le climat scolaire, les opportunités d'apprentissage ou encore l'hétérogénéité du public scolaire. L'intégration de ces dimensions permettrait d'éclairer plus finement dans quelles conditions l'effet délétère de l'AM sur les performances est amplifié ou, au contraire, atténué.

10 – BIBLIOGRAPHIE

- 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>
- Ahmed, W. (2025). Big fish in little ponds are less anxious about math: A multilevel analysis of school average achievement on math anxiety. *Social Psychology of Education*, 28, Article 35. <https://doi.org/10.1007/s11218-024-09960-w>
- Ahmed, W., Minnaert, A., Kuyper, H., & Van Den Werf, G. (2012). Reciprocal relationships between math self-concept and math anxiety. *Learning and Individual Differences*, 22(3), 385–389. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2011.12.004>
- Arnsten, A. F. (2009). Stress signaling pathways that impair prefrontal cortex structure and function. *Nature Reviews Neuroscience*, 10(6), 410–422. <https://doi.org/10.1038/nrn2648>
- Ashcraft M. H., Krause J. A. (2007). Working memory, math performance, and math anxiety. *Psychonomic Bulletin & Review*, 14, 243–248. <https://doi.org/10.3758/BF03194059>
- 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. (2019). Models of math anxiety. In I. C. Mammarella, S. Caviola, & A. Dowker (Eds.), *Mathematics anxiety: What is known and what is still to be understood* (pp. 1–19). Routledge/Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9780429199981-1>
- Ashcraft, M. H., & Faust, M. W. (1994). Mathematics anxiety and mental arithmetic performance: An exploratory investigation. *Cognition and Emotion*, 8(2), 97–125. <https://doi.org/10.1080/02699939408408931>
- Ashcraft, M. H., & 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., & Ridley, K. S. (2005). Math anxiety and its cognitive consequences: A tutorial review. In J. I. D. Campbell (Ed.), *Handbook of mathematical cognition* (pp. 315–327). Psychology Press.

- Ashcraft, M. H., Kirk, E. P., & Hopko, D. (1998). On the cognitive consequences of mathematics anxiety. In C. Donlan (Ed.), *The development of mathematical skills* (pp. 175–196). Erlbaum.
- Askew, M., Hodgen, J., Hossain, S., & Bretscher, N. (2010). *Values and variables: Mathematics education in high-performing countries*. London: Nuffield Foundation.
- Avvisati, F. (2020). The measure of socio-economic status in PISA: a review and some suggested improvements. *Large-scale Assessment in Education*, 8(1), 8. <https://doi.org/10.1186/s40536-020-00086-x>
- Baloğlu, M., & Koçak, R. (2006). A multivariate investigation of the differences in mathematics anxiety. *Personality and Individual Differences*, 40(7), 1325–1335. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.10.009>
- Barbarin, O., Bryant, D., McCandies, T., Burchinal, M., Early, D., Clifford, R., Pianta, R., & Howes, C. (2006). Children enrolled in public pre-K: The relation of family life, neighborhood quality, and socioeconomic resources to early competence. *American Journal of Orthopsychiatry*, 76(2), 265–276. <https://doi.org/10.1037/0002-9432.76.2.265>
- Barroso, C., Ganley, C. M., McGraw, A. L., Geer, E. A., Hart, S. A., & 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>
- Beilock, S. L., Gunderson, E. A., Ramirez, G., & 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>
- Bekdemir, M. (2009). Meslek yüksekokulu öğrencilerinin matematik kaygı düzeylerinin ve başarılarının değerlendirilmesi [Evaluation of mathematics anxiety levels and achievements of vocational high school students]. *Erzincan University Journal of Science and Technology*, 2(2), 169-189. Retrieved May 09, 2024, from <https://dergipark.org.tr/en/pub/erzifbed/issue/6019/80631>
- Betz, N. E. (1978). Prevalence, distribution, and correlates of math anxiety in college students. *Journal of Counseling Psychology*, 25(5), 441–448. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.25.5.441>
- Beyer, S. (1990). Gender differences in the accuracy of self-evaluations of performance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(5), 960–970. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.59.5.960>

- Beyer, S., & Bowden, E. (1997). Gender differences in self-perceptions: Convergent evidence from three measures of accuracy and bias. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23(2), 157–173. <https://doi.org/10.1177/0146167297232005>
- Bieg, M., Goetz, T., Wolter, I., & Hall, N. C. (2015). Gender stereotype endorsement differentially predicts girls' and boys' trait-state discrepancy in math anxiety. *Frontiers in Psychology*, 6, Article 1404. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01404>
- Blossing, U., G. Imsen, and L. Moos, Eds. 2014. *The Nordic Education Model: 'A School for All' Encounters Neo-Liberal Policy*. Heidelberg: Springer.
- Borman, G. D., & Dowling, M. (2010). Schools and Inequality: A Multilevel Analysis of Coleman's Equality of Educational Opportunity Data. *Teachers College Record*, 112(5), 1201-1246. <https://doi.org/10.1177/016146811011200507>
- Brandell, G., & Staberg, E. (2008). Mathematics: a female, male or gender-neutral domain? A study of attitudes among students at secondary level. *Gender and Education*, 20(5), 495–509. <https://doi.org/10.1080/09540250701805771>
- Brandell, G., Nyström, P., & Sundqvist, C. (2004). *Mathematics - a male domain?*
- Burns, M. (1998). *Math: Facing an American phobia*. Sausalito, CA: Math Solutions Publications.
- Byrnes, J. P., & Takahira, S. (1993). Explaining gender differences on SAT-math items. *Developmental Psychology*, 29, 805–812. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.29.5.805>
- Carey, E., Hill, F., Devine, A., & Szűcs, D. (2015). The chicken or the egg? The direction of the relationship between mathematics anxiety and mathematics performance. *Frontiers in Psychology*, 6, Article 1987. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01987>
- Cassady, J. C. (2010). The influence of cognitive test anxiety across the learning–testing cycle. *Learning and Individual Differences*, 20(6), 619–626. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2010.09.004>
- Caviola, S., Toffalini, E., Giofrè, D., Ruiz, J. M., Szűcs, D., & Mammarella, I. C. (2022). Math performance and academic anxiety forms, from sociodemographic to cognitive aspects: A meta-analysis on 906,311 participants. *Educational Psychology Review*, 34(1), 363–399. <https://doi.org/10.1007/s10648-021-09618-5>
- Chapman, B. P., Duberstein, P. R., Sörensen, S., & Lyness, J. M. (2007). Gender differences in five factor model personality traits in an elderly cohort: Extension of robust and surprising findings to

an older generation. *Personality and Individual Differences*, 43(7), 1594–1603. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.04.028>

Chinn, S. (2009). Mathematics anxiety in secondary students in England. *Dyslexia*, 15(1), 61–68. <https://doi.org/10.1002/dys.381>

Chiu, M. M., & Khoo, L. (2005). Effects of resources, inequality, and privilege bias on achievement: Country, school, and student level analyses. *American Educational Research Journal*, 42(4), 575–604. <https://doi.org/10.3102/00028312042004575>.

Chiu, M. M., & Xihua, Z. (2008). Family and motivation effects on mathematics achievement. *Learning and Instruction*, 18(4), 321–336. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2007.06.003>

Cipora, K., Artemenko, C., & Nuerk, H.-C. (2019). Different ways to measure math anxiety. In I. C. Mammarella, S. Caviola, & A. Dowker (Eds.), *Mathematics anxiety: What is known and what is still to be understood* (pp. 20–41). Routledge/Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9780429199981-2>

Cipora, K., Santos, F. H., Kucian, K., & Dowker, A. (2022). Mathematics anxiety—where are we and where shall we go? *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1513(1), 10–20. <https://doi.org/10.1111/nyas.14770>

Coley, R. L., Kruzik, C., & Votruba-Drzal, E. (2020). Do family investments explain growing socioeconomic disparities in children’s reading, math, and science achievement during school versus summer months? *Journal of Educational Psychology*, 112(6), 1183–1196. <https://doi.org/10.1037/edu0000427>

Costa, P. T., Terracciano, A., & 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>

Cowan, C. D., Hauser, R. M., Levin, H. M., Beale Spencer, M., & Chapman, C. (2012). *Improving the measurement of socioeconomic status for the National Assessment of Educational Progress: A theoretical foundation*. Retrieved May 11, 2024, from https://nces.ed.gov/nationsreportcard/pdf/researchcenter/Socioeconomic_Factors.pdf.

Cox, J., & Jacobson, E. (2020). *Mathematics anxiety as a mediator for gender differences in 2012 PISA mathematics scores*. 1350-1359. <https://doi.org/10.51272/pmna.42.2020-209>

- Cragg, L., Keeble, S., Richardson, S., Roome, H. E., & Gilmore, C. (2017). Direct and indirect influences of executive functions on mathematics achievement. *Cognition*, *162*, 12-26. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2017.01.014>
- Delouée, S. & Wagner-Egger, P. (2022). Les stéréotypes, les préjugés et la discrimination. In S. Delouée & P. Wagner-Egger (Eds), *Manuel visuel de psychologie sociale* (pp. 127-149). Paris: Dunod.
- DePascale, M., Jaeggi, S., & Ramani, G. (2023). The influence of home environmental factors on kindergarten children's addition strategy use. *Frontiers in Psychology*, *13*, 1027431. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1027431>
- Devine, A., Fawcett, K., Szucs, D., & 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), 1–9. <https://doi.org/10.1186/1744-9081-8-33>
- Dew, K., Galassi, J., & Galassi, M. (1983). Mathematics anxiety: Some basic issues. *Journal of Counseling Psychology*, *30*(3), 443–446. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.30.3.443>
- Diamond, A., Barnett, W. S., Thomas, J., & Munro, S. (2007). Preschool program improves cognitive control. *Science*, *318*(5855), 1387–1388. <https://doi.org/10.1126/science.1151148>
- Ding, C. S., Song, K. I. M., & Richardson, L. I. (2006). Do mathematical gender differences continue? A longitudinal study of gender difference and excellence in mathematics performance in the US. *Educational Studies*, *40*(3), 279–295. <https://doi.org/10.1080/00131940701301952>
- Donolato, E., Toffalini, E., Giofrè, D., Caviola, S., & Mammarella, I. C. (2020). Going beyond mathematics anxiety in primary and middle school students: The role of ego-resiliency in mathematics. *Mind, Brain, and Education*, *14*(3), 255–266. <https://doi.org/10.1111/mbe.12251>
- Dowker, A., Bennett, K., & 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., & Looi, C. Y. (2016). Mathematics anxiety: What have we learned in 60 years? *Frontiers in Psychology*, *7*, Article 508. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00508>
- Dupont, V., & Lafontaine, D. (2016). Fréquenter des pairs très performants n'a pas que des vertus : Impact de l'école ou de la classe fréquentée sur le concept de soi scolaire (le BFLPE). *Revue française de pédagogie*, *195*, 63–86. <https://doi.org/10.4000/rfp.5037>

- Dupriez, V., & Dumay, X. (2004). Les inégalités sociales d'accès aux filières et les inégalités de résultats scolaires : Typologie des systèmes éducatifs en Europe. *Revue française de pédagogie*, (149), 55–68. <https://doi.org/10.3406/rfp.2004.3144>
- Dupriez, V., & Dumay, X. (2006). Les effets de la ségrégation scolaire. *Revue française de pédagogie*, 154, 105–117. <https://doi.org/10.4000/rfp.287>
- Duru-Bellat, M. (2009). *L'inflation scolaire: Les désillusions de la méritocratie*. Seuil.
- Else-Quest, N., Hyde, J. S., & Linn, M. (2010). Cross-national patterns of gender differences in mathematics: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(1), 103–127. <https://doi.org/10.1037/a0018053>
- Eurydice. (2011). *Grade retention during compulsory education in Europe*. Publications Office of the European Union.
- Eurydice. (2012). *Key data on education in Europe 2012*. Publications Office of the European Union.
- Eurydice. (2012). *Key data on education in Europe 2012* (8th ed.). Publications Office of the European Union. <https://doi.org/10.2797/77414>
- Eurydice. (2020). *Equity in school education in Europe: Structures, policies and student performance*. Publications Office of the European Union. <https://doi.org/10.2797/163180>
- Feingold, A. (1994). Gender differences in personality: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 116(3), 429–456. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.116.3.429>
- Ferguson, A. M., Maloney, E. A., Fugelsang, J., & Risko, E. F. (2015). On the relation between math and spatial ability: The case of math anxiety. *Learning and Individual Differences*, 39, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2015.02.007>
- Field, S., M. Kuczera and B. Pont (2007), No More Failures: Ten Steps to Equity in Education, Education and Training Policy, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264032606-en>
- Flessati, S. L., & Jamieson, J. (1991). Gender differences in mathematics anxiety: An artifact of response bias? *Anxiety Research*, 3(4), 303–312. <https://doi.org/10.1080/08917779108248759>
- Ganley, C. M., Mingle, L. A., Ryan, A. M., Ryan, K., Vasilyeva, M., & Perry, M. (2013). An examination of stereotype threat effects on girls' mathematics performance. *Developmental Psychology*, 49(10), 1886–1897. <https://doi.org/10.1037/a0031412>

- Geist, E., & King, M. (2008). Different, Not Better: Gender Differences in Mathematics Learning and Achievement. *Journal of Instructional Psychology*, 35(2), 152-158. Retrieved March 19, 2024, from https://www.researchgate.net/publication/234166079_Different_Not_Better_Gender_Differences_in_Mathematics_Learning_and_Achievement
- Geist, Eugene. (2010). The Anti-Anxiety Curriculum: Combating Math Anxiety in the Classroom. *Journal of Instructional Psychology*. 37. 24-31. Retrieved May 03, 2024, from https://www.researchgate.net/publication/281089312_The_Anti-Anxiety_Curriculum_Combating_Math_Anxiety_in_the_Classroom
- Gerber, J. P., Wheeler, L., & Suls, J. (2018). A social comparison theory meta-analysis 60+ years on. *Psychological Bulletin*, 144(2), 177–197. <https://doi.org/10.1037/bul0000127>
- Gidron, Y. (2013). Trait Anxiety. In M. D. Gellman & J. R. Turner (Eds.), *Encyclopedia of Behavioral Medicine* (pp. 1989-1989). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-1005-9_1539
- Girelli L. (2023). What does gender has to do with math? Complex questions require complex answers. *Journal of neuroscience research*, 101(5), 679–688. <https://doi.org/10.1002/jnr.25056>
- Goetz, T., Bieg, M., Lüdke, O., Pekrun, R., & Hall, N. C. (2013). Do girls really experience more anxiety in mathematics? *Psychological Science*, 24(11), 2079–2087. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2012.09.001>
- 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>
- Guzmán, B., Rodríguez, C., & Ferreira, R. A. (2021). Longitudinal performance in basic numerical skills mediates the relationship between socio-economic status and mathematics anxiety: Evidence from Chile. *Frontiers in Psychology*, 11, 611395. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.611395>
- Hanushek, E. A., & Wößmann, L. (2006). Does educational tracking affect performance and inequality? *Economics of Education Review*, 26(5), 496-512.
- Hedges, L. V., & Nowell, A. (1995). Sex differences in mental test scores, variability, and numbers of high-scoring individuals. *Science*, 269(5220), 41–45. <https://doi.org/10.1126/science.7604277>

- 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>
- Ho, H., Senturk, D., Lam, A. G., Zimmer, J. M., Hong, S., Okamoto, Y., et al. (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>
- Hox, J. J., Moerbeek, M., & van de Schoot, R. (2017). *Multilevel analysis: Techniques and applications* (3rd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315650982>
- Hyde, J. S., Fennema, E., Ryan, M., Frost, L. A., & Hopp, C. (1990). Gender comparisons of mathematics attitudes and affect: A meta-analysis. *Psychology of Women Quarterly*, 14(3), 299–324. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1990.tb00022.x>
- Hyde, J. S., Lindberg, S. M., Linn, M. C., Ellis, A. B., & Williams, C. C. (2008). Gender similarities characterize math performance. *Science*, 321(5888), 494–495. <https://doi.org/10.1126/science.1160364>
- Jadjewski, K. (2011). *Attitudes about Mathematics: Compare and contrast boys and girls from high and low socio-economic status* [mémoire de maîtrise, California State University]. <https://scholarworks.calstate.edu/concern/theses/mp48sd31z>
- Jakobsson, N., Levin, M., & Kotsadam, A. (2013). Gender and overconfidence: Effects of context, gendered stereotypes and peer group. *Advances in Applied Sociology*, 3(2), 137–141. <https://doi.org/10.4236/aasoci.2013.32018>
- Kassotakis, M., & Verdis, A. (2013). *Shadow education in Greece*. https://doi.org/10.1007/978-94-6209-237-2_6
- Lazarus, M. (1974). Mathophobia: Some personal speculations. *National Elementary Principal*, 53(1), 16–22. Retrieved May 04, 2024, from <https://www.semanticscholar.org/paper/MATHOPHOBIA%3A-SOME-PERSONAL-SPECULATIONS-Lazarus/673203796a47e982f6a562ddfec990c12a14d20a>
- Leder, G. C. (1986). Mathematics: Stereotyped as a Male Domain? *Psychological Reports*, 59(2), 955–958. <https://doi.org/10.2466/pr0.1986.59.2.955>

- Lee, J. (2009). Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries. *Learning and Individual Differences*, 19(3), 355–365. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.10.009>
- Lindberg, S. M., Hyde, J. S., Petersen, J. L., & Linn, M. C. (2010). New trends in gender and mathematics performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136, 1123–1135. <http://doi.org/10.1037/a0021276>
- 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. (2003). Effects of Early Acceleration of Students in Mathematics on Attitudes toward Mathematics and Mathematics Anxiety. *Teachers College Record*, 105(3), 438–464. <https://doi.org/10.1177/016146810310500305>
- Maas, C. J. M., & Hox, J. J. (2005). *Sufficient Sample Sizes for Multilevel Modeling*. *Methodology*, 1(3), 86–92.
- Mammarella, I. C., Hill, F., Devine, A., Caviola, S., & Szucs, D. (2015). Math anxiety and developmental dyscalculia: A study on working memory processes. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 37(8), 878–887. <https://doi.org/10.1080/13803395.2015.1066759>
- Mandler, G., & Sarason, S. B. (1952). A study of anxiety and learning. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 47(2), 166–173. <https://doi.org/10.1037/h0062855>
- Marsh, H. W., & Hau, K. T. (2003). Big-fish–little-pond effect across 26 countries. *American Psychologist*, 58(5), 364–376. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.58.5.364>
- Marsh, H. W., & Parker, J. W. (1984). Determinants of student self-concept: Is it better to be a relatively large fish in a small pond even if you don't learn to swim as well? *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(1), 213–231. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.47.1.213>
- Marsh, H. W., Seaton, M., et al. (2007). The big-fish-little-pond effect stands up to critical scrutiny. *Educational Psychology Review*, 19(3), 319–344. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9005-4>

- McMurran, M., Weisbart, D., & Atit, K. (2023). The relationship between students' gender and their confidence in the correctness of their solutions to complex and difficult mathematics problems. *Learning and Individual Differences, 107*, 102349. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2023.102349>.
- Miller, H., & Bichsel, J. (2004). Anxiety, working memory, gender, and math performance. *Personality and Individual Differences, 37*(3), 591–606. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2003.09.029>
- Mons, N. (2007). *Les nouvelles politiques éducatives : La France fait-elle les bons choix ?* Paris : Presses Universitaires de France (PUF).
- Namkung, J. M., Goodrich, J. M., & Lee, K. (2023). The factor structure of mathematics anxiety and its relation to gender and mathematics performance. *Psychology in the Schools, 60*, 4740–4757. <https://doi.org/10.1002/pits.23016>
- Namkung, J. M., Peng, P., & Lin, X. (2019). The relation between mathematics anxiety and mathematics performance among school-aged students: A meta-analysis. *Review of Educational Research, 89*(3), 459–496. <https://doi.org/10.3102/0034654319843494>
- Nosek, B. A., Banaji, M. R., & Greenwald, A. G. (2002). Math = male, me = female, therefore math ≠ me. *Journal of Personality and Social Psychology, 83*, 44-59. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.83.1.44>
- OECD. (2004), *Learning for Tomorrow's World: First Results from PISA 2003*, PISA, OECD Publishing, <https://doi.org/10.1787/9789264006416-en>.
- OECD. (2012). *Equity and Quality in Education: Supporting Disadvantaged Students and Schools*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264130852-en>
- OECD. (2012). *OECD reviews of evaluation and assessment in education: Luxembourg*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264116801-en>
- OECD. (2012). *School choice and equity: Current policies in OECD countries and a literature review*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/5k9fq23507vc-en>
- OECD. (2013). *PISA 2012 results: Excellence through equity (Volume II)*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264201132-en>
- OECD. (2013). *PISA 2012 results: What makes schools successful? Resources, policies and practices (Volume IV)*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264201156-en>

- OECD. (2015). *Education policy outlook 2015: Making reforms happen*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264225442-en>
- Owens, A. (2018). Income segregation between school districts and inequality in students' achievement. *Sociology of Education*, *91*(1), 1–27. <https://doi.org/10.1177/0038040717741180>.
- Pajares, F., & Urban, T. (1996). An exploratory factor analysis of the Mathematics Anxiety Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *29*(1), 35–47. Retrieved May 10, 2024, from <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=3432409>
- Ramirez, G., Gunderson, E. A., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2013). Math anxiety, working memory, and math achievement in early elementary school. *Journal of Cognition and Development*, *14*(2), 187–202. <https://doi.org/10.1080/15248372.2012.664593>
- Ramirez, G., Shaw, S. T., & 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>
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd ed.). SAGE Publications.
- Raymo, L. A., Somers, C. L., & Partridge, R. T. (2019). Adolescent test anxiety: An examination of intraindividual and contextual predictors. *School Mental Health*, *11*(3), 562–577. <https://doi.org/10.1007/s12310-018-09302-0>
- Richardson, F. C., & Suinn, R. M. (1972). The Mathematics Anxiety Rating Scale. *Journal of Counseling Psychology*, *19*(6), 551–554. <https://doi.org/10.1037/h0033456>
- Robinson, J. P., & Theule Lubienski, S. (2011). The development of gender achievement gaps in mathematics and reading during elementary and middle school: Examining direct cognitive assessments and teacher ratings. *American Educational Research Journal*, *48*(2), 268–302. <https://doi.org/10.3102/0002831210372249>
- Royer, J. M., Tronsky, L. N., Chan, Y., Jackson, S. G., & Marchant, H. G. (1999). Math fact retrieval as the cognitive mechanism underlying gender differences in math achievement test performance. *Contemporary Educational Psychology*, *24*, 181–266. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1004>

- Shen, E. (2009). *The effects of agent emotional support and cognitive motivational messages on math anxiety, learning, and motivation* [thèse de doctorat, Florida States University]. http://purl.flvc.org/fsu/fd/FSU_migr_etd-0309
- Sirin, S. R. (2005). Socioeconomic Status and Academic Achievement: A Meta-Analytic Review of Research. *Review of Educational Research*, 75(3), 417-453. <https://doi.org/10.3102/00346543075003417>
- Siryk, B., & Hossler, D. (1992). Predicting student anxiety from high school characteristics. *Journal of College Student Development*, 33(3), 229–234.
- Spelke, E. (2005). Sex differences in intrinsic aptitude for mathematics and science? A critical review. *American Psychologist*, 60(9), 950–958. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.60.9.950>
- 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>
- Spielberger, C. D. (1972). Anxiety as an emotional state. In C. D. Spielberger (Ed.), *Anxiety: Current trends in theory and research*, 1, pp. 23-49. Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-657401-2.50009-5>
- Stevenson, H. W., Lee, S.-Y., Chen, C., Stigler, J. W., Hsu, C. C., Kitamura, S., et al. (1990). Contexts of achievement: A study of American, Chinese, and Japanese children. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 55(1), 1–119. <https://doi.org/10.2307/1166090>
- Süren, N., & Kandemir, M. (2020). The Effects of Mathematics Anxiety and Motivation on Students' Mathematics Achievement. *International Journal of Education in Mathematics, Science and Technology*, 8(3), 190. <https://doi.org/10.46328/ijemst.v8i3.926>.
- Tan, J. B., & Yates, S. (2011). Academic expectations as a source of stress in Asian students. *Social Psychology of Education*, 14, 389–407. <https://doi.org/10.1007/s11218-010-9146-7>
- Taneja-Johansson, S., & Powell, J. J. W. (2024). Confronting the idealised 'Nordic model' in education with contemporary realities of special education in Sweden. *European Journal of Special Needs Education*, 39(6), 866–881. <https://doi.org/10.1080/08856257.2024.2425501>
- Tobias, S. (1978). *Overcoming Math Anxiety*. Houghton Mifflin Company.

- Wang, X. F., Perry, L. B., Malpique, A., & Ide, T. (2023). Factors predicting mathematics achievement in PISA: A systematic review. *Large-Scale Assessments in Education, 11*, Article 24. <https://doi.org/10.1186/s40536-023-00174-8>
- Wang, Z., Hart, S. A., Kovas, Y., Lukovski, S., Soden, B., Thompson, L. A., et al. (2014). Who is afraid of math? Two sources of genetic variance for mathematical anxiety. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 55*(10), 1056–1064. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12224>
- Watt, H. M. G. (2004). Development of adolescents' self-perceptions, values, and task perceptions according to gender and domain in 7th- through 11th-grade Australian students. *Child Development, 75*(5), 1556–1574. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2004.00757.x>
- White, K. R. (1982). The relation between socioeconomic status and academic achievement. *Psychological Bulletin, 91*(3), 461–481. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.91.3.461>
- Wigfield, A., & Meece, J. L. (1988). Math anxiety in elementary and secondary school students. *Journal of Educational Psychology, 80*(2), 210–216. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.80.2.210>
- Wood, G., Pinheiro-Chagas, P., Júlio-Costa, A., Micheli, L. R., Krinzinger, H., Kaufmann, L., et al. (2012). Math anxiety questionnaire: Similar latent structure in Brazilian and German school children. *Child Development Research, 2012*, 610192. <https://doi.org/10.1155/2012/610192>
- Xie, G., & Liu, X. (2023). Gender in mathematics: how gender role perception influences mathematical capability in junior high school. *The Journal of Chinese Sociology, 10*. <https://doi.org/10.1186/s40711-023-00188-3>
- Yeung, S. S. S., King, R. B., Nalipay, M. J. N., & Cai, Y. (2022). Exploring the interplay between socioeconomic status and reading achievement: An expectancy-value perspective. *British Journal of Educational Psychology, 92*, 1196-1214. <https://doi.org/10.1111/bjep.12495>
- Zander, L., Höhne, E., Harms, S., Pfof, M., & Hornsey, M. J. (2020). When Grades Are High but Self-Efficacy Is Low: Unpacking the Confidence Gap Between Girls and Boys in Mathematics. *Frontiers in Psychology, 11*, 552355. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.552355>
- Zeidner, M. (2014). Test anxiety. In P. Emmelkamp & T. Ehring (Eds.), *Wiley handbook of anxiety disorders* (pp. 581–595). John Wiley.

Zhang, J., Zhao, N., & Kong, Q. P. (2019). The relationship between math anxiety and math performance: A meta-analytic investigation. *Frontiers in Psychology, 10*, Article 1613. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01613>

Zinovyeva, N., Felgueroso, F., & Vázquez, P. (2014). Immigration and student achievement in Spain: Evidence from PISA. *SERIEs, 5*(1), 25–60. <https://doi.org/10.1007/s13209-013-0101-7>

11 – ANNEXES

ANNEXE 1.

Tableau I

PISA 2003 – Indice moyen d'AM et variation du score en mathématiques par unité de l'indice d'AM, par pays

Pays	Indice d'AM		Variation du score en mathématiques par unité de l'indice d'AM	
	Tous les élèves		Coefficient β	SE
	Indice moyen	SE		
AUS	-0.05	0.01	-37.8	1.50
AUT	-0.27	0.02	-25.1	1.67
BEL	0.09	0.02	-26.1	1.72
CAN	0.04	0.01	-32.6	0.81
CZE	-0.05	0.02	-42.1	1.88
DNK	-0.46	0.02	-44.6	1.50
FIN	0.31	0.01	-41.9	1.53
FRA	0.34	0.02	-25.0	1.68
DEU	0.25	0.02	-28.1	1.42
GRC	0.16	0.02	-34.5	1.75
HUN	-0.20	0.02	-33.2	1.83
ISL	-0.01	0.02	-33.4	1.36
IRL	0.20	0.02	-32.9	1.65
ITA	0.29	0.01	-33.2	1.70
JPN	0.04	0.02	-14.3	2.06
KOR	0.41	0.01	-24.5	1.66
LUX	0.41	0.02	-25.0	1.43
MEX	-0.01	0.02	-34.0	2.61
NLD	0.47	0.02	-22.6	2.32
NZL	-0.38	0.02	-48.0	1.56
NOR	0.10	0.02	-42.1	1.22
POL	-0.05	0.03	-46.4	1.53
PRT	0.04	0.02	-34.2	1.81
SVK	0.15	0.02	-44.8	1.71
ESP	0.04	0.01	-26.7	1.79
SWE	0.28	0.02	-42.8	1.69
CHE	-0.29	0.02	-28.9	1.73
TUR	0.34	0.03	-34.6	4.00
USA	-0.10	0.02	-34.4	1.52
Moyenne OCDE	0.00	0.00	-35.3	0.37

ANNEXE 2.

Tableau II
PISA 2003 – Différences d'AM et de performances selon le genre, par pays

Pays	Différences d'AM entre les garçons et les filles		Différences de performances en mathématiques entre les garçons et les filles	
	Indice moyen	SE	Performances moyennes	SE
AUS	-0.28	0.02	5	3.8
AUT	-0.42	0.04	8	4.4
BEL	-0.30	0.02	8	4.8
CAN	-0.36	0.02	11	2.1
CZE	-0.23	0.03	11	5.1
DNK	-0.40	0.03	17	3.2
FIN	-0.35	0.02	7	2.7
FRA	-0.35	0.03	9	4.2
DEU	-0.44	0.04	9	4.4
GRC	-0.25	0.03	19	3.6
HUN	-0.17	0.03	8	3.5
ISL	-0.29	0.04	-15	3.5
IRL	-0.27	0.03	15	4.2
ITA	-0.14	0.02	18	5.9
JPN	-0.26	0.03	8	5.9
KOR	-0.12	0.03	23	6.8
LUX	-0.50	0.03	17	2.8
MEX	-0.10	0.02	11	3.9
NLD	-0.33	0.03	5	4.3
NZL	-0.27	0.03	14	3.9
NOR	-0.39	0.04	6	3.2
POL	-0.03	0.03	6	3.1
PRT	-0.18	0.03	12	3.3
SVK	-0.21	0.03	19	3.7
ESP	-0.29	0.03	9	3.0
SWE	-0.30	0.03	7	3.3
CHE	-0.47	0.03	17	4.9
TUR	-0.20	0.04	15	6.2
USA	-0.25	0.03	6	2.9
Moyenne OCDE	-0.28	0.01	11	0.8

ANNEXE 3.

Tableau III

PISA 2012 – Indice moyen d'AM et variation du score en mathématiques par unité de l'indice d'AM, par pays

Pays	Indice d'anxiété mathématique		Variation du score en mathématiques par unité de l'indice	
	Indice moyen	Erreur-type	Coefficient β	S.E.
AUS	0.03	0.01	-39.3	1.2
AUT	-0.23	0.03	-30.1	1.7
BEL	0.06	0.02	-26.9	1.8
CAN	0.01	0.02	-33.9	1.1
CHL	0.42	0.02	-35.2	2.1
CZE	-0.02	0.02	-40.2	1.9
DNK	-0.37	0.02	-40.1	1.4
EST	-0.16	0.02	-38.3	1.6
FIN	-0.33	0.02	-40.8	1.5
FRA	0.28	0.02	-31.2	2.1
DEU	-0.28	0.02	-30.1	1.6
GRC	0.12	0.02	-35.5	1.7
HUN	-0.05	0.02	-40.2	2.3
ISL	-0.33	0.02	-38.4	1.8
IRL	0.11	0.02	-35.5	1.7
ISR	-0.06	0.02	-21.9	2.3
ITA	0.30	0.01	-30.7	1.2
JPN	0.36	0.02	-18.9	1.8
KOR	0.31	0.02	-23.7	2.5
LUX	-0.10	0.02	-29.0	1.3
MEX	0.45	0.01	-31.3	1.1
NLD	-0.39	0.02	-20.9	2.1
NZL	0.10	0.02	-49.1	1.8
NOR	0.02	0.02	-45.5	1.4
POL	-0.03	0.03	-47.5	2.2
PRT	0.01	0.02	-40.3	2.3
SVK	0.01	0.02	-43.4	2.5
SVN	0.07	0.02	-27.0	2.0
ESP	0.21	0.01	-27.9	1.2
SWE	-0.35	0.02	-38.1	1.7
CHE	-0.29	0.02	-28.8	1.5
TUR	0.28	0.02	-25.0	2.7

GBR	-0.14	0.02	-39.9	1.6
USA	-0.11	0.02	-34.2	1.6
Moyenne OCDE	0.00	0.00	-34.1	0.3

ANNEXE 4.

Tableau IV
PISA 2012 – Différences d'AM et de performances selon le genre, par pays

Pays	Différences d'AM entre les garçons et les filles		Différences de performances en mathématiques entre les garçons et les filles	
	Indice moyen	SE	Performances moyennes	SE
AUS	-0.33	0.02	12	3,1
AUT	-0.35	0.04	22	4,9
BEL	-0.38	0.03	11	3,4
CAN	-0.39	0.03	10	2.0
CHL	-0.24	0.02	25	3,6
CZE	-0.21	0.04	12	4,6
DNK	-0.51	0.04	14	2,3
EST	-0.2	0.04	5	2,6
FIN	-0.39	0.03	-3	2,9
FRA	-0.43	0.03	9	3,4
DEU	-0.41	0.04	14	2,8
GRC	-0.23	0.03	8	3,2
HUN	-0.22	0.05	9	3,7
ISL	-0.29	0.04	-6	3.0
IRL	-0.32	0.03	15	3,8
ISR	-0.29	0.04	12	7,6
ITA	-0.22	0.02	18	2,5
JPN	-0.3	0.04	18	4,3
KOR	-0.21	0.03	18	6,2
LUX	-0.41	0.04	25	2.0
MEX	-0.2	0.02	14	1,2
NLD	-0.26	0.04	10	2,8
NZL	-0.34	0.03	15	4,3
NOR	-0.36	0.04	2	3.0
POL	-0.11	0.05	4	3.4
PRT	-0.13	0.03	11	2,5
SVK	-0.22	0.03	9	4,5
SVN	-0.17	0.04	3	3,1
ESP	-0.29	0.02	16	2,2
SWE	-0.34	0.04	-3	3.0
CHE	-0.51	0.03	13	2,7

TUR	0.02	0.04	8	4,7
GBR	-0.42	0.03	12	4,7
USA	-0.19	0.04	5	2,8
Moyenne OCDE	-0.29	0.01	11	0.6

ANNEXE 5.

Tableau V
Synthèse des pays retenus et écartés pour cette étude

Pays non retenus
Albanie, Argentine, Brésil, Bulgarie, Chili, Colombie, Corée, Costa Rica, Croatie, Chypre, Émirats arabes unis, Fédération de Russie, Hong-Kong (Chine), Indonésie, Israël, Japon, Jordanie, Kazakhstan, Lettonie, Liechtenstein, Lituanie, Macao (Chine), Malaisie, Mexique, Monténégro, Pérou, Qatar, Roumanie, Serbie, Shanghai (Chine), Singapour, Taipei chinois, Thaïlande, Tunisie, Uruguay, Viêtnam.
Pays retenus
Danemark, Finlande, Islande, Norvège, Suède, Australie, Canada, Irlande, Nouvelle-Zélande, Royaume-Uni, États-Unis, République tchèque, Estonie, Hongrie, Pologne, République slovaque, Slovénie, Allemagne, Autriche, Belgique, France, Luxembourg, Pays-Bas, Suisse, Espagne, Grèce, Italie, Portugal, Turquie

ANNEXE 6.

Tableau VI
Nombre d'observations (N) et nombre d'établissements (n) obtenus après chaque phase de sélection

Échantillon initial		Échantillon intermédiaire (après suppression de pays)		Échantillon final (après suppression des observations comportant des données manquantes)	
N	n	N	n	N	n
480 174	23 383	238 315	10 938	153 796	10 869

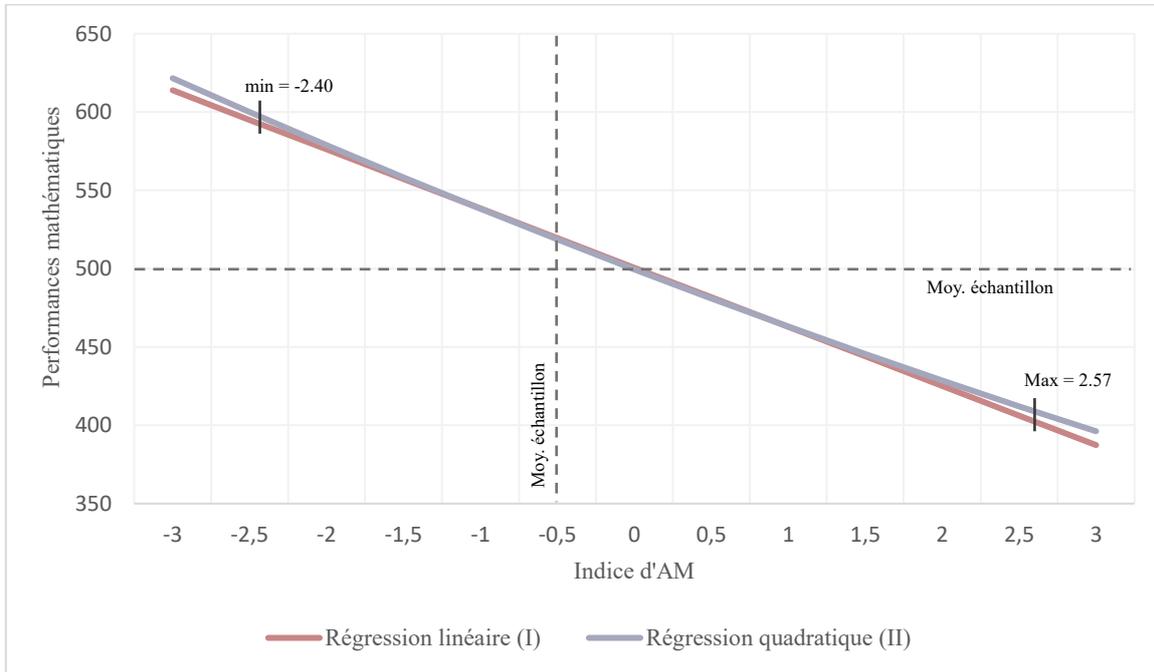
ANNEXE 7.

Tableau VII
Nombre d'élèves et d'écoles présents dans l'échantillon final, et proportion d'élèves supprimés après les différentes sélections

Pays	Nombre d'élèves dans l'échantillon initial	Nombre d'élèves dans l'échantillon final	Nombre d'écoles dans l'échantillon final	Nombre de participants supprimés	Pourcentage de participants supprimés
AUS	14481	9219	772	5262	36,34 %
AUT	4755	3086	184	1669	35,10 %
BEL	8597	5377	275	3220	37,45 %
CAN	21544	13905	882	7639	35,46 %
CHE	11229	7357	409	3872	34,48 %
CZE	5327	3429	281	1898	35,63 %
DEU	5001	2653	215	2348	46,95 %
DNK	7481	4766	337	2715	36,29 %
ESP	25313	16594	899	8719	34,44 %
EST	4779	3157	204	1622	33,94 %
FIN	8829	5655	300	3174	35,95 %
FRA	4613	2979	226	1634	35,42 %
GBR	12659	8194	507	4465	35,27 %
GRC	5125	3375	187	1750	34,15 %
HUN	4810	3148	202	1662	34,55 %
IRL	5016	3314	183	1702	33,93 %
ISL	3508	2257	132	1251	35,66 %
ITA	31073	20466	1187	10607	34,14 %
LUX	5258	3357	42	1901	36,15 %
NLD	4460	2799	174	1661	37,24 %
NOR	4686	3004	195	1682	35,89 %
NZL	4291	2757	177	1534	35,75 %
POL	4607	3010	182	1597	34,66 %
PRT	5722	3699	195	2023	35,35 %
SVK	4678	3046	224	1632	34,89 %
SVN	5911	3763	301	2148	36,34 %
SWE	4736	3006	206	1730	36,53 %
TUR	4848	3178	169	1670	34,45 %
USA	4978	3246	162	1732	34,79 %

ANNEXE 8.

Figure I
Comparaison entre les graphiques relatifs aux régressions linéaire (I) et quadratique (II) de référence



ANNEXE 9.

Tableau VIII

Synthèse des coefficients de régression relatifs à la régression quadratique $MATH = \beta_0 + \beta_1 (AM) + \beta_2 (AM)^2$, et comparaison entre les coefficients de détermination provenant des régressions linéaire et quadratiques, par pays

Pays	β_0	SE	β_1	SE	β_2	SE	R ² du modèle quadratique	R ² du modèle linéaire
AUS	505.20	1.16	-42.41	1.05	1.04	0.68	0.1508	0.1506
AUT	497.08	2.11	-30.84	1.52	3.85	0.99	0.1433	0.1392
BEL	531.67	1.63	-28.67	1.44	-4.54	0.92	0.0724	0.0681
CAN	521.85	0.89	-36.49	0.69	1.17	0.43	0.1706	0.1701
CHE	526.28	1.36	-31.55	1.20	-0.64	0.74	0.1026	0.1025
CZE	501.70	1.79	-43.01	1.62	2.62	1.02	0.1740	0.1724
DEU	515.03	2.27	-30.93	1.69	2.32	1.06	0.1384	0.1368
DNK	488.91	1.36	-42.69	1.21	0.69	0.71	0.2591	0.2589
ESP	490.45	0.83	-30.77	0.78	1.51	0.51	0.0866	0.0861
EST	513.52	1.64	-40.58	1.43	2.06	0.89	0.2242	0.2228
FIN	509.45	1.27	-43.32	1.38	1.93	0.84	0.2042	0.2034
FRA	510.50	2.22	-33.78	2.05	-1.17	1.32	0.0902	0.0899
GBR	492.12	1.20	-41.72	1.13	1.63	0.72	0.1567	0.1562
GRC	455.94	1.79	-38.74	1.54	1.46	1.00	0.1589	0.1584
HUN	472.75	1.89	-43.52	1.70	1.71	1.08	0.1789	0.1782
IRL	501.88	1.74	-38.43	1.61	3.76	1.05	0.1496	0.1464
ISL	480.69	2.29	-39.66	1.97	2.32	1.15	0.1997	0.1982
ITA	497.95	0.81	-32.31	0.80	-2.44	0.52	0.0838	0.0828
LUX	489.00	2.02	-32.52	1.49	-1.70	0.93	0.1272	0.1263
NLD	524.97	2.08	-24.21	2.18	-2.04	1.24	0.0484	0.0475
NOR	489.49	1.83	-49.50	1.45	1.63	0.90	0.2814	0.2806
NZL	503.44	2.09	-53.47	2.02	4.64	1.31	0.2035	0.1999
POL	514.37	1.83	-51.13	1.49	4.37	0.92	0.2920	0.2868
PRT	487.96	1.79	-42.56	1.89	1.15	1.30	0.1239	0.1237
SVK	480.94	2.11	-46.53	1.87	2.65	1.18	0.1716	0.1702
SVN	507.11	1.82	-29.06	1.61	-0.18	1.04	0.0799	0.0799
SWE	466.55	1.90	-39.85	1.80	0.57	1.04	0.1776	0.1775
TUR	450.02	2.02	-28.13	1.65	1.46	0.99	0.0857	0.0851
USA	475.56	1.88	-36.37	1.48	2.31	0.91	0.1683	0.1666

ANNEXE 10.

Tableau VIX
 Comparaison entre l'effet moyen de l'AM sur les performances mathématiques, selon que celui-ci provienne d'une régression linéaire simple (β_1) ou d'un modèle multiniveaux (γ_{10}), par pays

Pays	Effet de l'AM (β_1) sur les performances mathématiques	SE	Effet moyen de l'AM (γ_{10}) sur les performances mathématiques	SE
AUS	-42.44	1.05	-37.63	1.10
AUT	-32.56	1.46	-26.34	1.31
BEL	-28.52	1.44	-23.81	1.33
CAN	-36.73	0.69	-34.95	0.86
CHE	-31.10	1.07	-29.70	1.24
CZE	-43.25	1.62	-35.29	1.49
DEU	-32.29	1.57	-28.79	1.20
DNK	-43.25	1.06	-41.88	1.14
ESP	-30.33	0.77	-29.36	1.01
EST	-41.44	1.38	-39.58	1.49
FIN	-44.94	1.18	-45.01	1.37
FRA	-34.19	1.99	-28.02	1.46
GBR	-42.40	1.09	-36.19	1.36
GRC	-38.54	1.53	-31.28	1.49
HUN	-43.92	1.68	-25.17	1.46
IRL	-38.37	1.61	-36.31	1.70
ISL	-41.48	1.76	-40.75	1.95
ITA	-33.25	0.77	-28.48	0.74
LUX	-31.82	1.44	-25.40	1.21
NLD	-22.46	1.90	-17.82	1.40
NOR	-49.60	1.45	-47.45	1.43
NZL	-53.11	2.02	-48.12	1.90
POL	-51.85	1.49	-48.77	1.54
PRT	-42.78	1.87	-36.37	1.90
SVK	-46.66	1.88	-36.22	1.80
SVN	-29.05	1.61	-22.80	1.27
SWE	-40.32	1.58	-39.22	1.69
TUR	-27.52	1.60	-14.48	1.06
USA	-37.06	1.46	-34.66	1.45

ANNEXE 11.

Tableau X
 Modèle M1 – Variance inter et intra-établissement de la performance en mathématiques, coefficient de corrélation intraclasse (ICC), et performances moyennes, par pays

Pays	Variance inter-établissements	SE	Variance intra-établissements	SE	ICC_{MATH}	Performances moyennes	SE
AUS	2873.70	188.05	7704.19	118.19	0.27	500.64	2.04
AUT	5328.08	613.32	5190.01	136.11	0.51	497.17	5.22
BEL	5896.58	543.34	5850.11	115.87	0.50	518.54	4.39
CAN	1809.49	120.34	7196.90	88.54	0.20	516.44	1.65
CHE	3317.24	271.96	6454.25	109.06	0.34	520.87	2.93
CZE	5077.71	483.15	5082.00	127.97	0.50	510.60	4.15
DEU	4879.85	515.88	5170.85	148.06	0.49	522.07	4.57
DNK	1236.53	148.02	6735.44	142.60	0.16	498.38	2.24
ESP	1454.65	98.06	7093.61	79.59	0.17	490.05	1.48
EST	1562.24	204.98	6283.61	163.73	0.20	520.45	2.89
FIN	485.70	75.87	7713.79	148.29	0.06	524.09	1.69
FRA	6433.93	648.96	5021.30	135.39	0.56	490.61	5.04
GBR	2138.12	181.12	7445.81	119.13	0.22	493.82	2.34
GRC	3685.41	440.55	5986.07	150.18	0.38	441.08	4.31
HUN	6814.47	716.95	3772.16	98.31	0.64	459.25	5.46
IRL	1515.89	203.47	6961.70	175.86	0.18	500.35	3.00
ISL	874.89	205.64	9249.25	283.65	0.09	491.94	3.25
ITA	5278.48	248.08	4866.87	49.48	0.52	478.96	2.10
LUX	3218.58	733.93	7115.82	174.76	0.31	489.89	8.23
NLD	5729.89	640.61	3370.66	93.03	0.63	526.44	5.37
NOR	1373.77	200.00	8410.49	224.61	0.14	490.02	2.89
NZL	2496.51	339.84	8876.91	247.30	0.22	498.06	3.87
POL	2553.16	357.91	7877.56	210.36	0.24	524.54	3.84
PRT	3046.89	365.68	7248.37	173.15	0.30	481.17	3.94
SVK	5376.15	559.13	6200.85	164.90	0.46	473.71	4.74
SVN	5011.89	452.77	4062.23	97.52	0.55	474.78	3.96
SWE	1212.41	184.32	8053.33	215.17	0.13	482.89	2.76
TUR	5869.11	680.94	3724.85	96.04	0.61	434.31	5.57
USA	2271.37	306.71	7271.20	185.33	0.24	481.50	3.75

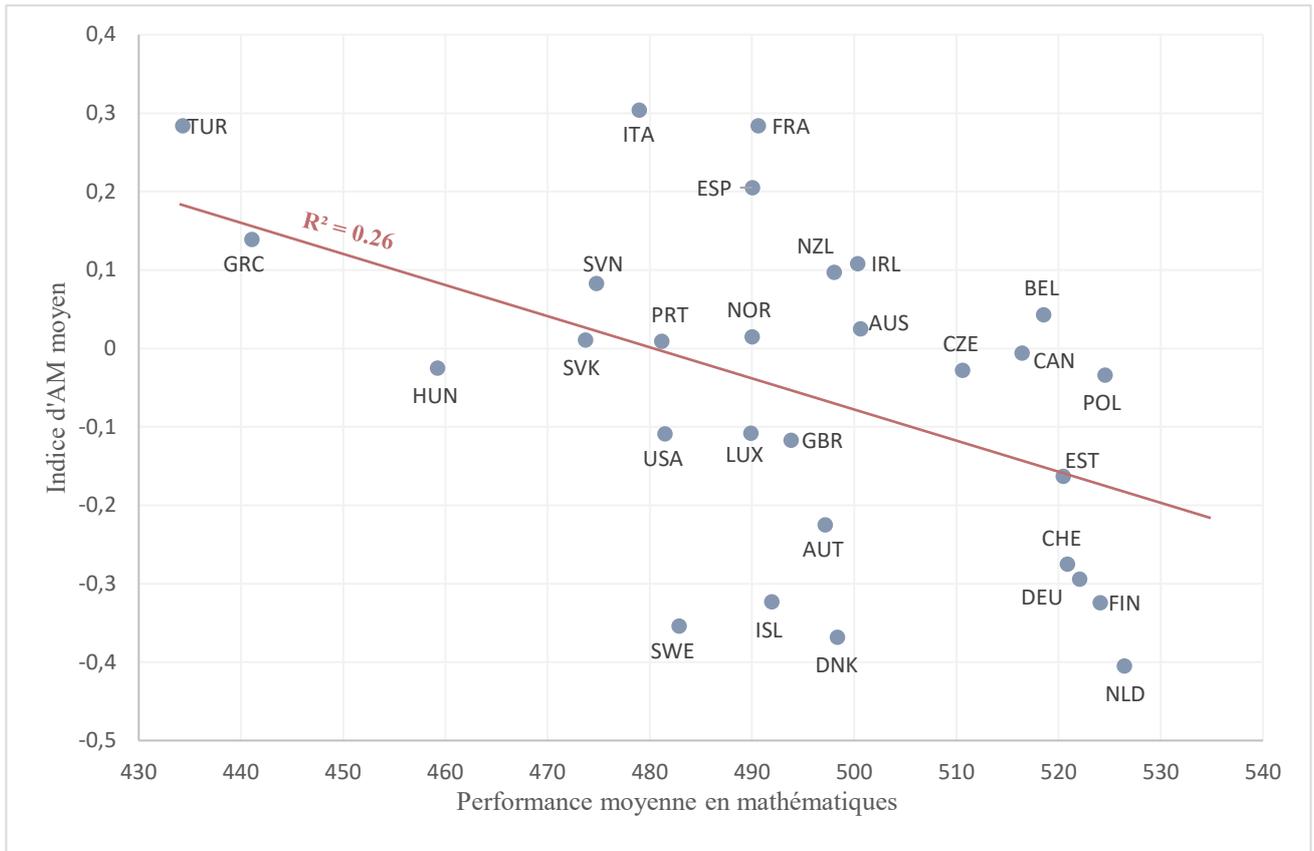
ANNEXE 12.

Tableau XI
Modèle M2 – Variance inter et intra-établissements de l'indice d'AM, coefficient de corrélation intraclasse (ICC), et indice moyen d'AM, par pays

Pays	Variance inter-établissements	SE	Variance intra-établissements	SE	ICC_{AM}	Indice d'AM moyen	SE
AUS	0.041	0.005	0.845	0.013	0.046	0.025	0.012
AUT	0.082	0.017	1.231	0.032	0.062	-0.225	0.030
BEL	0.059	0.009	0.872	0.017	0.063	0.043	0.020
CAN	0.045	0.005	1.108	0.014	0.039	-0.006	0.013
CHE	0.062	0.008	1.012	0.017	0.058	-0.275	0.019
CZE	0.054	0.011	0.848	0.021	0.059	-0.028	0.022
DEU	0.042	0.014	1.273	0.036	0.032	-0.294	0.026
DNK	0.046	0.009	1.052	0.022	0.042	-0.368	0.020
ESP	0.028	0.003	0.794	0.009	0.034	0.205	0.010
EST	0.029	0.010	0.980	0.026	0.029	-0.163	0.022
FIN	0.020	0.005	0.807	0.015	0.024	-0.324	0.015
FRA	0.023	0.008	0.829	0.022	0.027	0.284	0.020
GBR	0.048	0.006	0.827	0.013	0.055	-0.117	0.016
GRC	0.046	0.010	0.916	0.023	0.048	0.139	0.023
HUN	0.089	0.016	0.841	0.022	0.096	-0.025	0.028
IRL	0.025	0.007	0.818	0.021	0.029	0.108	0.020
ISL	0.019	0.010	1.138	0.035	0.017	-0.323	0.027
ITA	0.035	0.003	0.717	0.007	0.046	0.304	0.009
LUX	0.037	0.012	1.251	0.031	0.029	-0.108	0.037
NLD	0.027	0.008	0.821	0.023	0.032	-0.405	0.022
NOR	0.018	0.009	1.094	0.029	0.016	0.015	0.021
NZL	0.043	0.010	0.754	0.021	0.054	0.097	0.023
POL	0.044	0.011	1.031	0.027	0.041	-0.034	0.025
PRT	0.015	0.005	0.672	0.016	0.021	0.009	0.017
SVK	0.068	0.013	0.861	0.023	0.074	0.011	0.025
SVN	0.041	0.009	0.881	0.021	0.045	0.083	0.021
SWE	0.018	0.008	0.991	0.026	0.018	-0.354	0.021
TUR	0.046	0.011	1.045	0.027	0.042	0.284	0.025
USA	0.025	0.009	1.131	0.029	0.021	-0.109	0.023

ANNEXE 13.

Figure III
Association entre les performances moyennes en mathématiques et l'indice moyen d'AM au niveau pays



ANNEXE 14.

Tableau XII
Modèle M3 – Effet moyen de l'AM sur les performances mathématiques et performances mathématiques moyennes, par pays

Pays	Effet moyen de l'AM (γ_{10}) sur les performances mathématiques	SE	Performances mathématiques moyennes du pays (γ_{00})	SE
AUS	-37.63	1.10	501.51	2.05
AUT	-26.34	1.31	490.93	5.39
BEL	-23.81	1.33	519.32	4.69
CAN	-34.95	0.86	515.45	1.69
CHE	-29.70	1.24	513.75	3.04
CZE	-35.29	1.49	508.79	4.22
DEU	-28.79	1.20	513.62	4.79
DNK	-41.88	1.14	483.37	2.22
ESP	-29.36	1.01	495.55	1.58
EST	-39.58	1.49	513.96	2.82
FIN	-45.01	1.37	509.38	1.78
FRA	-28.02	1.46	497.96	5.56
GBR	-36.19	1.36	490.57	2.33
GRC	-31.28	1.49	445.60	4.36
HUN	-25.17	1.46	457.90	5.49
IRL	-36.31	1.70	504.55	3.07
ISL	-40.75	1.95	479.47	3.23
ITA	-28.48	0.74	486.84	2.28
LUX	-25.40	1.21	486.80	8.40
NLD	-17.82	1.40	519.15	5.75
NOR	-47.45	1.43	490.30	2.69
NZL	-48.12	1.90	502.66	3.75
POL	-48.77	1.54	521.79	3.57
PRT	-36.37	1.90	481.28	4.07
SVK	-36.22	1.80	473.79	4.78
SVN	-22.80	1.27	476.65	4.25
SWE	-39.22	1.69	468.78	2.73
TUR	-14.48	1.06	438.70	5.87
USA	-34.66	1.45	477.73	3.81

ANNEXE 15.

Figure V
Modèle M3 – Effet moyen de l'AM sur les performances mathématiques, par pays.



ANNEXE 16.

Tableau XIII
 Modèle M3 – Variance inter et intra-établissements de la performance en mathématiques et coefficient de corrélation intraclasse (ICC) associé, par pays

Pays	Variance inter-établissements	SE	Variance intra-établissements	SE	ICC_{MATH}
AUS	2447.76	161.61	6438.68	102.05	0,28
AUT	4769.29	549.29	4277.76	115.4	0,53
BEL	5633.73	518.35	5264.58	106.52	0,52
CAN	1649.57	107.64	5640.68	70.63	0,23
CHE	2990.59	245.17	5450.31	93.59	0,35
CZE	4425.73	418.28	3969.23	102.93	0,53
DEU	4516.07	473.82	4114.58	122.17	0,52
DNK	1018.41	123.88	4925.53	106.69	0,17
ESP	1414.58	94.64	6269.74	71.16	0,18
EST	1251.36	164.98	4725.3	127.01	0,21
FIN	471.44	71.77	5975.18	117.23	0,07
FRA	6580.38	661.64	4284.52	119.52	0,61
GBR	1758.20	150.88	6193.53	100.52	0,22
GRC	3151.88	381.75	5035.7	129.6	0,38
HUN	5751.68	610.03	3114.51	83.92	0,65
IRL	1331.33	178.76	5845.29	151.26	0,19
ISL	699.81	168.59	7360.13	230.85	0,09
ITA	5261.04	246.68	4180.93	43.17	0,56
LUX	2805.82	641.79	6325.92	155.36	0,31
NLD	5467.77	614.11	3050.38	86.06	0,64
NOR	1003.05	145.54	6019.01	165.21	0,14
NZL	1938.12	268.98	7214.54	201.02	0,21
POL	1862.16	257.25	5456.32	149.14	0,25
PRT	2730.41	328.44	6252.41	151.99	0,30
SVK	4597.6	481.68	5014.41	137.69	0,48
SVN	4896.89	438.94	3435.59	84.23	0,59
SWE	944.68	151.91	6511.13	179.79	0,13
TUR	5440.78	632.02	3518.68	92.69	0,61
USA	1979.20	265.45	5898.07	153.5	0,25

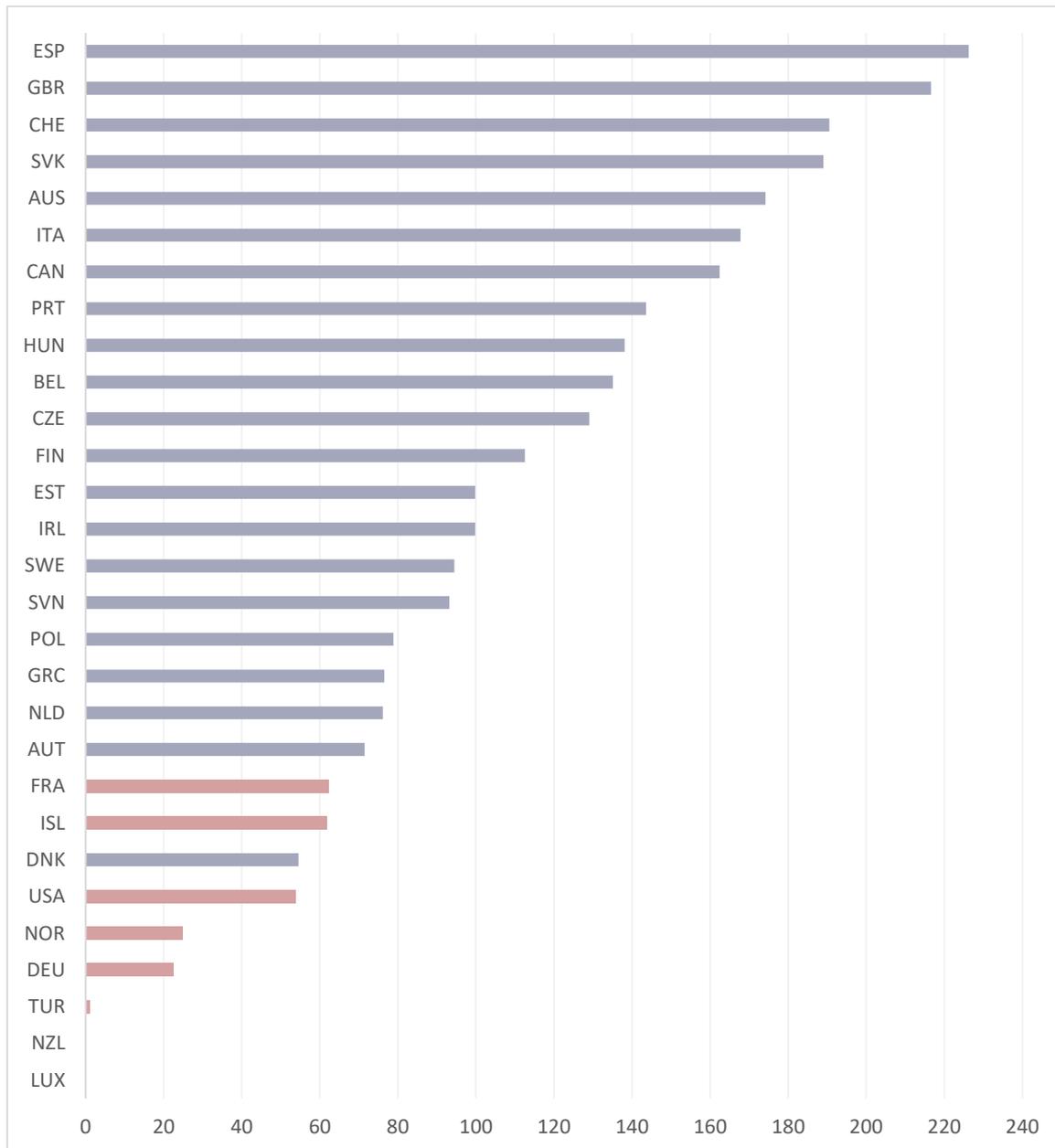
ANNEXE 17.

Tableau XIV
 Modèle M3 – Variance inter-établissements de la performance en mathématiques et de l'effet de l'AM sur ces performances, et covariance entre les résidus de niveau école U_{0j} et U_{1j} , par pays

Pays	Variance inter-établissements des performances mathématiques	SE	Variance inter-établissements de l'AM	SE	$Cov(U_{0j}; U_{1j})$	SE
AUS	2447.76	161.61	174.20	39.99	-41.44	60.02
AUT	4769.29	549.29	71.51	31.46	-31.44	99.97
BEL	5633.73	518.35	135.11	37.17	-390.64	110.02
CAN	1649.57	107.64	162.47	21.55	-102.72	37.36
CHE	2990.59	245.17	190.59	32.54	7.99	66.19
CZE	4425.73	418.28	129.07	42.04	-106.43	103.79
DEU	4516.07	473.82	22.54	27.68	-18.35	83.85
DNK	1018.41	123.88	54.54	26.02	73.4	44.78
ESP	1414.58	94.64	226.27	27.68	-209.31	39.97
EST	1251.36	164.98	99.83	41.69	-134.27	63.28
FIN	471.44	71.77	112.53	38.06	11.11	38.72
FRA	6580.38	661.64	62.38	41.94	-731.53	137.14
GBR	1758.20	150.88	216.64	37.79	-16.84	54.65
GRC	3151.88	381.75	76.50	39.10	-194.52	102.74
HUN	5751.68	610.03	138.10	43.18	-476.26	126.3
IRL	1331.33	178.76	99.78	51.43	-79.55	68.84
ISL	699.81	168.59	61.91	51.86	3.95	70
ITA	5261.04	246.68	167.80	20.03	-467.55	59.08
LUX	2805.82	641.79	/	/	-137.78	60.06
NLD	5467.77	614.11	76.12	29.61	-123	105.58
NOR	1003.05	145.54	24.75	38.09	-142.06	53.48
NZL	1938.12	268.98	/	/	-63.02	101.57
POL	1862.16	257.25	78.87	41.38	-93.12	79.55
PRT	2730.41	328.44	143.57	57.75	-335.42	108.31
SVK	4597.6	481.68	189.07	60.93	-267.02	130.15
SVN	4896.89	438.94	93.20	29.28	-401.28	92.61
SWE	944.68	151.91	94.48	57.27	-161.67	64.6
TUR	5440.78	632.02	1.01	18.05	-10.8	83.14
USA	1979.20	265.45	53.70	33.92	-91.26	70.35

ANNEXE 18.

Figure VII
Modèle M3 – Variance inter-établissements de l'effet de l'AM sur les performances mathématiques



ANNEXE 19.

Tableau XV
 Modèle M3 – Coefficient de corrélation entre les résidus de niveau école liés à la performance des établissements (U_{0j}) et à l'effet de l'AM au sein de ceux-ci (U_{1j}), par pays

Pays	$r = Corr(U_{0j} ; U_{1j})$
DNK	0,31
FIN	0,05
ISL	0,02
CHE	0,01
GBR	-0,03
AUT	-0,05
AUS	-0,06
DEU	-0,06
CZE	-0,14
TUR	-0,15
NLD	-0,19
CAN	-0,20
IRL	-0,22
POL	-0,24
USA	-0,28
SVK	-0,29
ESP	-0,37
EST	-0,38
GRC	-0,40
BEL	-0,45
ITA	-0,50
HUN	-0,53
PRT	-0,54
SWE	-0,54
SVN	-0,59
NOR	-0,90
FRA	-1,14
LUX	/
NZL	/

ANNEXE 20.

Tableau XVI
Modèle M4 – **Différence d'AM entre élèves favorisés et défavorisés, par pays**

Pays	Indice moyen d'AM (défavorisés)	SE	Indice moyen d'AM (favorisés)	SE	Différence d'indice d'AM entre favorisés et défavorisés	SE
AUS	0.113	0.014	-0.055	0.014	0.169	0.020
AUT	-0.132	0.029	-0.333	0.030	0.202	0.041
BEL	0.082	0.019	0.025	0.018	0.057	0.026
CAN	0.085	0.013	-0.068	0.013	0.153	0.018
CHE	-0.269	0.017	-0.319	0.017	0.050	0.024
CZE	0.100	0.023	-0.163	0.023	0.262	0.032
DEU	-0.200	0.031	-0.395	0.032	0.194	0.044
DNK	-0.150	0.021	-0.551	0.022	0.401	0.030
ESP	0.287	0.010	0.127	0.010	0.161	0.014
EST	-0.077	0.025	-0.260	0.025	0.183	0.036
FIN	-0.256	0.017	-0.408	0.017	0.152	0.024
FRA	0.333	0.024	0.230	0.024	0.104	0.034
GBR	-0.015	0.014	-0.269	0.015	0.254	0.021
GRC	0.278	0.024	-0.034	0.024	0.312	0.033
HUN	0.060	0.023	-0.179	0.025	0.239	0.034
IRL	0.178	0.022	0.033	0.023	0.145	0.032
ISL	-0.168	0.031	-0.503	0.032	0.335	0.045
ITA	0.345	0.009	0.263	0.009	0.082	0.012
LUX	0.034	0.028	-0.234	0.028	0.267	0.039
NLD	-0.374	0.025	-0.429	0.024	0.055	0.035
NOR	0.176	0.027	-0.148	0.027	0.324	0.038
NZL	0.191	0.024	-0.006	0.024	0.196	0.034
POL	0.120	0.025	-0.190	0.028	0.310	0.037
PRT	0.119	0.019	-0.105	0.020	0.225	0.027
SVK	0.102	0.024	-0.103	0.025	0.205	0.035
SVN	0.112	0.022	0.029	0.022	0.083	0.031
SWE	-0.222	0.025	-0.491	0.026	0.269	0.036
TUR	0.339	0.025	0.216	0.027	0.124	0.037
USA	0.012	0.027	-0.235	0.027	0.248	0.038

ANNEXE 21.

Tableau XVII
 Modèle M4 – Effet d'interaction ESCS/AM (β_{3j}) sur les performances mathématiques, par pays

Pays	Coefficient β_{3j}	SE
AUS	-1.21	1.94
AUT	-1.46	2.19
BEL	-4.80	2.20
CAN	-5.04	1.30
CHE	1.99	1.79
CZE	-1.98	2.54
DEU	4.37	2.29
DNK	-2.39	2.07
ESP	-4.57	1.48
EST	2.43	2.63
FIN	-2.33	2.33
FRA	2.35	2.68
GBR	-4.38	2.06
GRC	-6.25	2.66
HUN	9.94	2.34
IRL	-5.28	3.04
ISL	-6.21	3.47
ITA	-2.70	1.15
LUX	0.94	2.38
NLD	-4.01	2.45
NOR	-7.77	2.78
NZL	-7.06	3.65
POL	0.57	2.79
PRT	-9.00	3.34
SVK	-4.61	2.96
SVN	0.37	2.20
SWE	-0.83	3.04
TUR	0.88	2.11
USA	-4.92	2.62

ANNEXE 22.

Tableau XVII
Modèle M4 – Différence de performances moyennes en mathématiques entre élèves favorisés et défavorisés, par pays

Pays	Performances moyennes (défavorisés)	SE	Performances moyennes (favorisés)	SE	Différence de performances entre défavorisés et favorisés	SE
AUS	472,1	1,44	534,2	1,45	-62,07	2,05
AUT	478,9	2,49	541,1	2,35	-62,19	3,42
BEL	487,3	1,89	566,2	1,88	-78,86	2,67
CAN	498,4	1,12	546,2	1,11	-47,81	1,57
CHE	502,9	1,59	562,6	1,58	-59,62	2,25
CZE	476,1	2,17	540	2,38	-63,94	3,22
DEU	493,2	2,6	561,6	2,56	-68,44	3,65
DNK	470,8	1,7	532,5	1,72	-61,74	2,45
ESP	456,7	0,98	517,4	0,97	-60,64	1,38
EST	501,4	2,15	544,6	2,16	-43,21	3,05
FIN	504,2	1,7	547,1	1,62	-42,93	2,34
FRA	459,8	2,57	541,3	2,45	-81,54	3,56
GBR	466,4	1,45	529,8	1,54	-63,39	2,12
GRC	422,5	2,13	483,1	2,25	-60,52	3,1
HUN	439,8	2,28	516,5	2,38	-76,65	3,3
IRL	472,8	2,18	529,1	2,13	-56,35	3,05
ISL	472,1	2,91	521,5	2,88	-49,42	4,09
ITA	459,5	0,95	513,6	0,96	-54,11	1,35
LUX	453,6	2,25	526,7	2,38	-73,07	3,27
NLD	506,8	2,42	557,4	2,47	-50,6	3,46
NOR	467,3	2,47	514,0	2,48	-46,66	3,5
NZL	466,0	2,66	538,5	2,71	-72,46	3,8
POL	488,6	2,34	554,7	2,55	-66,08	3,46
PRT	453,4	2,12	524,3	2,27	-70,92	3,1
SVK	442,8	2,58	525,9	2,59	-83,19	3,65
SVN	467,4	2,05	537,1	2,19	-69,71	3,02
SWE	455,7	2,35	507,7	2,42	-51,99	3,38
TUR	418,0	2,16	469,7	2,59	-51,64	3,38
USA	451,0	2,17	513,8	2,42	-62,71	3,25

ANNEXE 23.

Tableau XIX
Modèle M4 – Différence d'AM selon le genre, par pays

Pays	Indice moyen d'AM (garçons)	SE	Indice moyen d'AM (filles)	SE	Différence d'indice d'AM entre filles et garçons	SE
AUS	-0.14	0.013	0.20	0.014	-0.34	0.019
AUT	-0.41	0.028	-0.05	0.029	-0.36	0.041
BEL	-0.14	0.018	0.24	0.018	-0.38	0.026
CAN	-0.19	0.013	0.20	0.012	-0.40	0.018
CHE	-0.55	0.017	-0.04	0.016	-0.52	0.023
CZE	-0.12	0.023	0.08	0.023	-0.20	0.032
DEU	-0.51	0.031	-0.09	0.031	-0.42	0.044
DNK	-0.64	0.021	-0.13	0.020	-0.51	0.030
ESP	0.07	0.010	0.36	0.010	-0.29	0.014
EST	-0.27	0.025	-0.07	0.026	-0.20	0.036
FIN	-0.53	0.017	-0.13	0.017	-0.39	0.024
FRA	0.05	0.025	0.49	0.022	-0.44	0.033
GBR	-0.36	0.015	0.06	0.014	-0.42	0.020
GRC	0.00	0.025	0.24	0.023	-0.24	0.034
HUN	-0.17	0.025	0.05	0.023	-0.22	0.034
IRL	-0.05	0.023	0.27	0.022	-0.32	0.031
ISL	-0.48	0.030	-0.19	0.033	-0.30	0.045
ITA	0.20	0.009	0.42	0.008	-0.22	0.012
LUX	-0.30	0.028	0.11	0.027	-0.41	0.039
NLD	-0.53	0.024	-0.27	0.025	-0.26	0.035
NOR	-0.16	0.027	0.20	0.027	-0.36	0.038
NZL	-0.08	0.024	0.27	0.023	-0.35	0.033
POL	-0.09	0.027	0.02	0.026	-0.11	0.038
PRT	-0.06	0.020	0.08	0.018	-0.13	0.027
SVK	-0.10	0.025	0.12	0.024	-0.22	0.035
SVN	-0.02	0.022	0.15	0.023	-0.17	0.031
SWE	-0.52	0.026	-0.18	0.025	-0.34	0.036
TUR	0.29	0.026	0.27	0.026	0.02	0.037
USA	-0.21	0.025	-0.01	0.028	-0.20	0.038

ANNEXE 24.

Tableau XX
Modèle M4 – Effet d'interaction GIRLS/AM (β_{5j}) sur les performances mathématiques

Pays	Coefficient β_{5j}	SE
AUS	2.723	1.992
AUT	1.887	2.261
BEL	1.376	2.248
CAN	-0.799	1.302
CHE	2.503	1.860
CZE	1.567	2.538
DEU	3.206	2.290
DNK	-3.177	2.099
ESP	1.138	1.476
EST	5.184	2.598
FIN	5.067	2.405
FRA	-1.381	2.756
GBR	-5.944	2.122
GRC	-0.631	2.604
HUN	-3.259	2.255
IRL	3.393	3.208
ISL	-3.312	3.494
ITA	-2.103	1.172
LUX	-5.587	2.436
NLD	-2.430	2.403
NOR	-3.597	2.802
NZL	6.073	3.825
POL	-0.338	2.736
PRT	-0.297	3.297
SVK	1.142	2.962
SVN	-1.415	2.198
SWE	-7.201	3.085
TUR	-3.955	2.044
USA	9.329	2.607

ANNEXE 25. – Syntaxe sas réalisée pour cette recherche

```
libname pisa12 "C:\pisa2012" ;
run;

data echant_initial;
set M_DEC03.STU;
run;

/* Sélections des pays */;
data echant_inter;
set echant_initial ;
if CNT in ("DNK", "FIN", "ISL", "NOR", "SWE",
           "AUS", "CAN", "IRL", "NZL", "GBR", "USA",
           "CZE", "EST", "HUN", "POL", "SVK", "SVN",
           "DEU", "AUT", "BEL", "FRA", "LUX", "NLD",
           "CHE", "ESP", "GRC", "ITA", "PRT", "TUR");
run;

proc sort data=echant_inter;
by cnt schoolid StIDStd;
run;

/* Suppression des observations pour lesquelles il manque ESCS, AM ou GENRE */;

data echant_inter2;
set echant_inter ;
keep cnt schoolid StIDStd st04q01 ANXMAT ESCS pvlmath W_FSTUWT ;
run;

data echant_final ;
set echant_inter2 ;
if ESCS=.M then delete ;
if ANXMAT=.M then delete;
if st04q01=.M then delete;
run;

/* Recodage GIRLS */;

data echant_final2;
set echant_final;
if st04q01 = 1 then GIRLS=1 ;
else if st04q01 = 2 then GIRLS=0 ;
drop st04q01;
run;

/* Recodage ESCS avec son percentile p50 et fusion */;

proc means data=echant_final2 noprint;
by cnt;
var ESCS;
output out=p50_par_pays median=p50_ESCS;
run;

proc sort data=echant_final2; by cnt; run;
proc sort data=p50_par_pays; by cnt; run;

data echant_final3;
merge echant_final2 (in=a) p50_par_pays (keep=cnt p50_ESCS);
by cnt;
if a;
if ESCS >= p50_ESCS then ESCS = 1;
else ESCS = 0;
run;
```

```

*/ Nouvelles ponderations W_FSTUWT_BIS puisque notre echantillon < echantillon initial */;

proc univariate data=echant_final3 noprint;
var W_FSTUWT;
by cnt;
output out=data2 mean=cntW_FSTUWT;
run;

data echant_final_pond2;
merge echant_final3 data2;
by cnt;
W_FSTUWT_BIS = W_FSTUWT/cntW_FSTUWT;
run;

*/ Verification pour les nouvelles ponderations */;

proc means data=echant_final_pond2 sum;
var W_FSTUWT_BIS;
run;

*/ Standardisation ANXMAT et pvlmath */;

proc univariate data=echant_final_pond3;
var ANXMAT pvlmath ;
run;

data echant_final_pond3;
set echant_final_pond2;
ANXMAT = (ANXMAT - 0.002925)/0.99026;
pvlmath = (((pvlmath-499.8538944)/91.5055927)*100)+500;
run;

*****/ ANALYSES MEMOIRE /***** ;

*/ Modele quadratique - Curvilinearite ? */;

proc sort data=echant_final_pond3;
by cnt schoolid StIDStd ;
run;

data echant_final_quadrat ;
set echant_final_pond3;
ANXMAT2 = ANXMAT*ANXMAT ;
run;

proc reg data=echant_final_quadrat plot=none ;
model pvlmath = ANXMAT ANXMAT2 ;
weight W_FSTUWT_BIS;
by cnt;
run;

proc reg data=echant_final_quadrat plot=none ;
model pvlmath = ANXMAT ;
weight W_FSTUWT_BIS;
by cnt;
run;

```

```

*/ Modele 1 - Analyse de variance performances maths (pvlmath) */;

proc mixed data=echant_final_pond3 noclprint noitprint noinfo method=ml covtest;
    class schoolid;
    model pvlmath= /solution;
    random intercept /subject=schoolid ;
    weight W_FSTUWT_BIS;
    by cnt;
    ods output covparms=COV1;
run;

*/ Modele 2 - Analyse de variance performances AM (ANXMAT) */;

proc mixed data=echant_final_pond3 noclprint noitprint noinfo method=ml covtest;
    class schoolid;
    model anxmat= /solution;
    random intercept /subject=schoolid ;
    weight W_FSTUWT_BIS;
    by cnt;
    ods output covparms=COV2;
run;

*/ Modele 3 : performances maths = ANXMAT (pente aleatoire) */;

proc mixed data=echant_final_pond3 noclprint noitprint noinfo method=ml covtest;
    class schoolid;
    model pvlmath = ANXMAT /solution;
    random intercept ANXMAT /subject=schoolid type=UN;
    weight W_FSTUWT_BIS;
    by cnt ;
    ods output covparms=COV3;
run;

*/ Modele 3 : Comparaison avec une regression lineaire simple */;
proc reg data=echant_final_pond3 plot=none;
    model pvlmath = ANXMAT;
    weight W_FSTUWT_BIS;
    by cnt;
run;

```

```

*/ Modele 4 : performances maths = ANXMAT et GIRLS (pente aleatoire) */;

proc mixed data=echant_final_pond3 noclprint noitprint noinfo method=ml covtest;
  class schoolid;
  model pvlmath = ANXMAT GIRLS ANXMAT*GIRLS /solution;
  random intercept ANXMAT /subject=schoolid type=un ;
  weight W_FSTUWT_BIS;
  by cnt;
  ods output covparms=COV4 ;
run;

*/ Modele 4 : differences d'AM entre filles et garçons */;

ods graphics off;
proc ttest data=echant_final_pond3;
  class GIRLS;
  var ANXMAT;
  weight W_FSTUWT_BIS;
  by cnt;
run;

*/ Modele 5 : performances maths = ANXMAT et ESCS (pente aleatoire) */;

proc mixed data=echant_final_pond3 noclprint noitprint noinfo method=ml covtest;
  class schoolid;
  model pvlmath = ANXMAT ESCS ANXMAT*ESCS /solution;
  random intercept ANXMAT /subject=schoolid type=un ;
  weight W_FSTUWT_BIS;
  by cnt;
  ods output covparms=COV5 ;
run;

*/ Modele 5 : differences d'AM entre favorises et defavorises */;

ods graphics off;
proc ttest data=echant_final_pond3;
  class ESCS;
  var ANXMAT;
  weight W_FSTUWT_BIS;
  by cnt;
run;

*/ Modele 5 : differences de performances entre favorises et defavorises */;

ods graphics off;
proc ttest data=echant_final_pond3;
  class ESCS;
  var pvlmath;
  weight W_FSTUWT_BIS;
  by cnt;
run;

```