

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

INÉGALITÉS DE RÉUSSITE, QUE NOUS DISENT LES DONNÉES PISA
2000 À 2018

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
NISHAT RAHMAN KHAN

AVRIL 2023

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.04-2020). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Le dépôt de ce mémoire marque la fin d'un chapitre important de ma vie. Plusieurs personnes m'ont soutenu durant la rédaction de ce mémoire et m'ont permis de me surpasser. J'aimerais tout d'abord remercier mes directrices, Catherine Haeck et Marie Connolly, pour leur patience et les nombreuses relectures interminables de mon mémoire.

Ensuite, je souhaite remercier infiniment mon époux, Philippe Chabot, que j'ai rencontré au début de mon parcours universitaire et qui me soutient depuis. J'aimerais le remercier de son support durant les journées où les émotions étaient très fortes et je doutais de ma capacité à compléter ce mémoire. Sa contribution m'aura aidé à formuler mes idées et à prendre du recul lorsque ma réflexion était embrouillée par mon anxiété. Finalement, j'aimerais remercier mes parents pour leur soutien indéfectible et de m'avoir permis de poursuivre mes rêves. Je les remercie d'être les parents exceptionnels qui m'inspirent chaque jour.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	v
LISTE DES FIGURES	vii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I REVUE DE LITTÉRATURE	6
1.1 Coefficient de Gini	7
1.2 Mesures d'inclusion	9
1.3 Autres mesures d'inégalités	9
1.4 La mixité sociale	10
1.5 La mixité académique	10
1.6 Les inégalités académiques au Canada mesurées à partir des données PISA	11
CHAPITRE II PRÉSENTATION DES DONNÉES	14
2.1 Données PISA	14
2.1.1 Aperçu de l'enquête	14
2.1.2 PISA au Canada	17
2.2 Statistiques descriptives	19
2.3 Données TIMSS	20
2.3.1 Aperçu de l'enquête	20
2.3.2 TIMSS au Canada	22
CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE	24
3.1 Coefficient de Gini	25
3.1.1 Méthode indirecte	26
3.1.2 Méthode directe	27
3.1.3 Mixité sociale et académique	29

3.2	Mesures d'inclusion de l'OCDE	30
3.3	Résumé des mesures	32
3.3.1	Coefficient de Gini	32
3.3.2	La mixité (hétérogénéité)	33
3.3.3	Mesures d'inclusion	33
3.4	Variance intraécole	34
3.5	Coefficient de variation	35
3.6	Modèle général	36
3.7	Corrélation entre les mesures d'inégalité	39
	CHAPITRE IV RÉSULTATS	41
4.1	Coefficient de Gini	42
4.1.1	Gini au niveau des provinces	42
4.1.2	Mixité académique et sociale intraécole	44
4.2	Mesures d'inclusion	48
4.3	Robustesse	52
4.3.1	Variance intraécole	52
4.3.2	Coefficient de variation	54
4.3.3	Gini socioéconomique et académique moyen à travers TIMSS .	54
4.4	Régression sur la performance moyenne	56
4.5	Régression sur la performance du quintile inférieur	60
	CONCLUSION	65
	ANNEXE	69

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Les cycles d'enquêtes PISA au Canada	18
2.2 Répartition géographique des répondants en pourcentage	19
2.3 Le nombre d'étudiants et le nombre d'écoles dans TIMSS au Québec et en Ontario en 2011, 2015 et 2019	23
3.1 Corrélation entre les indices d'inégalité et d'inclusion	40
4.1 Le Gini académique provincial à travers les cycles d'enquêtes PISA	43
4.2 Le Gini socioéconomique provincial à travers les cycles d'enquêtes PISA	44
4.3 Gini académique et socioéconomique moyen avec les données TIMSS	56
4.4 Régressions de la performance en lecture	59
4.5 Régressions de la performance en mathématiques	59
4.6 Régressions de la performance en sciences	60
4.7 Régressions de la performance du 20e percentile en lecture	62
4.8 Régressions de la performance du 20e percentile en mathématiques	63
4.9 Régressions de la performance du 20e percentile en sciences	64
A1 Distribution de la mesure d'inclusion socioéconomique entre 2000 et 2018	69
A2 Distribution de la mesure d'inclusion académique entre 2000 et 2018	70
A4 Variance intraécole moyenne à travers les cycles d'enquêtes PISA .	70
A3 Gini moyen à travers les cycles d'enquêtes PISA incluant les écoles de moins 20 observations	71

A5	Variance intraécole moyenne à travers les cycles d'enquêtes PISA incluant les écoles de moins 20 observations	71
A6	Coefficient de variation moyen à travers les cycles d'enquêtes PISA	72
A7	Coefficient de variation moyen à travers les cycles d'enquêtes PISA incluant les écoles de moins de 20 observations	72
A8	Statistiques descriptives à travers les cycles d'enquête de PISA . .	73
A9	La déviation du Gini académique à travers les cycles d'enquêtes PISA	74
A10	La déviation du Gini socioéconomique à travers les cycles d'en- quêtes PISA	74

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 La courbe de Lorenz et le coefficient de Gini	27
4.1 Distribution de la mixité académique à travers les provinces . . .	46
4.2 Distribution de la mixité socioéconomique à travers les provinces .	48
4.3 La mesure d'inclusion académique à travers les provinces, 2000 à 2018	50
4.4 La mesure d'inclusion socioéconomique à travers les provinces, 2000 à 2018	51

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ESCS : *PISA index of economic, social and cultural status*

HER : *Home educational resources*

HISEI : *Highest parent's socio-economic index*

NCES : *National Center for Education Statistics*

OCDE : Organisation de coopération et de développement économiques

ON : Ontario

PISA : *Programme for International Student Assessment*

QC : Québec

SSE : Statut socioéconomique

TIMSS-04 : 4^e année du primaire dans TIMSS

TIMSS-08 : Secondaire 2 dans TIMSS

TIMSS : *The Trends in International Mathematics and Science Study*

RÉSUMÉ

Dans les dernières années, le Québec s'est fait reprocher d'avoir le système d'éducation le plus inégalitaire au Canada. Ainsi, l'objectif de ce mémoire est de brosser le portrait des inégalités académiques et du degré d'inclusion socioéconomique au sein des écoles du Québec par rapport à celles des autres provinces canadiennes. À l'aide des microdonnées des sept cycles d'enquêtes disponibles du *Programme for International Student Assessment* (PISA), nous construisons plusieurs indicateurs d'inégalités tels que le coefficient de Gini, la variance intraécole, le coefficient de variation et l'indice de la mesure d'inclusion. L'inégalité académique est mesurée à partir des résultats aux différents tests, alors que l'inégalité socioéconomique est mesurée à partir des mesures du statut socioéconomique des parents. Notre contribution principale est l'utilisation de plusieurs indicateurs d'inégalités en éducation pour illustrer l'homogénéité des écoles québécoises par rapport à celles des autres provinces canadiennes.

Nos résultats suggèrent que le Québec n'est pas la province la plus inégalitaire au pays. Toutes les mesures d'inégalités n'arrivent pas au même constat, mais il semble clair que le système québécois ne génère pas plus d'inégalités académiques et qu'il est somme toute relativement comparable au reste du Canada sur le plan des inégalités socioéconomiques (SSE). Au niveau provincial, le Québec apparaît parfois plus égalitaire, c'est-à-dire que les élèves du Québec ont des résultats plus similaires qu'ailleurs au Canada et que leurs parents ont également des profils socioéconomiques plus similaires. Cependant, de manière générale, la plupart des différences entre le Québec, l'Ontario et le reste du Canada ne sont pas statistiquement significatives. Quand nous comparons la distribution des inégalités socioéconomiques intraécole, le Québec apparaît comparable à la moyenne canadienne, c'est donc dire que la distribution socioéconomique des élèves du Québec d'une école à l'autre est similaire à celle observée ailleurs au Canada. Cependant, au niveau académique, il semble y avoir une plus grande homogénéité au Québec. Enfin, nous observons qu'il y a une relation négative entre chacune de nos mesures d'inégalités et la performance moyenne provinciale du quintile inférieur.

Mots-clés : Éducation et inégalités, inégalités socioéconomiques, PISA, compétences en littératie et en numératie, échelles de compétence, politique provinciale en matière d'éducation, gradient de niveau de scolarité, province et Canada.

INTRODUCTION

Au Canada, plusieurs débats ont fait surface concernant les inégalités de réussite au niveau des provinces. Le mouvement « L'École ensemble », un mouvement qui souhaite rendre le système d'éducation plus juste, reproche au système d'éducation québécois d'être plus inégalitaire que celui des autres provinces canadienne (2020). Cette affirmation a attiré l'attention de l'Organisation des Nations unies qui demande aujourd'hui des réponses. Ainsi, il est important de broser un portrait comparatif des inégalités au sein des établissements scolaires partout au Canada.

La question des inégalités en éducation est couramment étudiée dans la littérature en raison de sa grande importance. En effet, l'éducation est un facteur majeur contribuant à l'accumulation du capital humain. Plus précisément, les compétences acquises au niveau secondaire sont un des déterminants qui contribuent à la formation du capital humain, et qui, par la suite, favorisent la croissance économique par le biais du marché du travail. En d'autres termes, un individu avec de meilleures compétences a une plus grande chance d'obtenir de meilleures opportunités sur le marché du travail. De plus, une meilleure base permet de réduire les inégalités sociales ainsi qu'économiques à l'âge adulte. À partir des microdonnées d'enquêtes internationales, Lefebvre et Merrigan (2020) et Haeck et Lefebvre (2021) ont démontré que les inégalités de réussite au Québec ne sont pas significativement plus élevées que dans le reste du Canada. Ils démontrent aussi que les élèves du Québec provenant de familles défavorisées performant généralement

mieux qu'ailleurs au Canada, ou du moins aussi bien.

Ce mémoire adresse la question suivante : le degré d'inégalités de réussite et le degré de ségrégation sociale au sein des écoles du Québec sont-ils comparables à ceux observés dans les autres provinces ? Ce mémoire vise à évaluer la performance du système d'éducation québécois par rapport aux autres provinces sur la base de l'inégalité académique et socioéconomique au sein des écoles. Cet angle de comparaison n'a pas encore été traité dans la littérature et permettra de compléter le portrait des inégalités scolaires au Québec entamé par l'article de Haeck et Lefebvre (2021). Étant donné que l'éducation est une responsabilité provinciale au Canada, nous entamons une analyse interprovinciale. Ce portrait général des établissements scolaires du Québec permettra aux décideurs publics d'assurer une meilleure redistribution des ressources à travers les écoles.

Nous contribuons également à la littérature scientifique en brossant un portrait global des inégalités de réussite au sein des établissements scolaires au Québec. Notre contribution principale est l'utilisation de plusieurs indicateurs d'inégalités en éducation pour illustrer l'homogénéité des écoles québécoises par rapport à celles du reste du Canada. Il est crucial de comprendre et interpréter les changements dans la distribution des inégalités intraécoles. Notre question de recherche s'inscrit dans le débat beaucoup plus vaste concernant le lien entre la mixité sociale et la réussite académique, et celui entre la mixité académique et la réussite académique individuelle.

Dans la littérature, l'impact de la mixité académique sur la réussite éducative demeure encore incertain. Au Québec, certains auteurs soutiennent que la sélection faite par les écoles privées diminue la mixité académique et augmente les inégalités

au sein des écoles publiques. D'autres suggèrent que la présence d'un système d'éducation privé pousse les administrateurs à améliorer la qualité des services éducatifs tant au public qu'au privé. Cependant, comme le souligne Antecol *et al.* (2016), la littérature n'offre pas de consensus concernant la mixité académique.

Dans ce mémoire, nous comparons le système d'éducation du Québec à l'Ontario pour avoir une meilleure idée de comment le système québécois se place dans le débat des inégalités de réussite. Avant de broser ce portrait, il est important de considérer les particularités du système d'éducation ontarien. En effet, en Ontario, les écoles catholiques attirent les étudiants les plus performants. Ce phénomène a pour résultat d'introduire un mécanisme de sélection dans le système d'éducation. Dans le cas du Québec, le financement de l'État dans le secteur privé rend les écoles privées plus abordables, et crée également une certaine compétition.

Notre analyse se base premièrement sur les données du programme *Program for International Student Assessment* (PISA) lancé en 2000 par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). Ces données permettent de mesurer les connaissances et les aptitudes académiques en lecture, en mathématiques et en sciences des élèves âgés de 15 ans. Les données recueillies par ce programme permettent également d'entreprendre une analyse détaillée des inégalités au sein des établissements scolaires à travers le Canada. Pour ce faire, nous calculons plusieurs indicateurs intraécoles soit le coefficient de Gini, l'indice d'inclusion rapporté par l'OCDE, le coefficient de variation et la variance intraécole. Afin de tester la sensibilité de nos résultats obtenus à partir des données PISA, nous exploitons également les données du programme de *The Trends in International Mathematics and Science Study* (TIMSS). TIMSS est une enquête

internationale permettant de mesurer les compétences en mathématiques et en sciences des élèves en 4^e année du primaire et en secondaire 2 (8^e année). Nous utilisons ces données pour calculer le coefficient de Gini académique et socioéconomique au Québec et en Ontario pour les deux niveaux scolaires. Nous poursuivons notre analyse descriptive afin d'établir le lien entre la performance académique et la répartition socioéconomique des élèves. Enfin, nous utilisons la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer la relation entre nos mesures d'inégalités et la performance des étudiants en lecture, en mathématiques et en sciences.

Nos résultats suggèrent que le Québec n'est pas la province la plus inégalitaire au pays. Toutes les mesures d'inégalités n'arrivent pas au même constat, mais il semble clair que le système québécois ne génère pas plus d'inégalités académiques et qu'il est somme toute relativement comparable au reste du Canada sur le plan des inégalités socioéconomiques (SSE). Sur la base du coefficient de Gini, on constate que le Québec est comparable au reste du Canada et parfois même plus égalitaire. Par contre, sur la base de la mesure d'inclusion de l'OCDE, le Québec apparaît parfois moins égalitaire que l'Ontario et le reste du Canada. Finalement, les résultats obtenus à partir des données TIMSS suggèrent que les inégalités au Québec ne sont pas plus grandes que celles observées en Ontario, et les inégalités académiques sont même parfois moins importantes. Nous observons également une relation négative entre nos mesures d'inégalités et la performance moyenne des étudiants dans le quintile inférieur.

Ce mémoire est structuré de la manière suivante. Le premier chapitre couvre la littérature sur les inégalités en éducation, avec un intérêt particulier pour les études portant sur les données PISA et sur le Canada. Ensuite, le deuxième chapitre

décrit les bases de données qui seront exploitées pour répondre à la question de recherche. Le troisième chapitre porte sur la méthodologie et présente les mesures d'inégalité et d'inclusion sélectionnées, ainsi que les modèles d'estimation utilisés. Le quatrième chapitre comprend les résultats du calcul des mesures d'inégalité et des mesures d'inclusion, ainsi que de l'estimation de leur relation avec la performance académique.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Ce mémoire s'intéresse aux inégalités académiques et socioéconomiques. Ce sujet d'actualité demeure important, car la performance scolaire est un déterminant de plusieurs mesures de bien-être à l'âge adulte, incluant la participation sur le marché du travail. De plus, au niveau macroéconomique, les écarts de réussites à l'examen PISA sont liés à la croissance économique et aux inégalités de revenus à l'âge adulte. En effet, les inégalités en éducation sont plus importantes pour la performance économique que le niveau de scolarité (Rodríguez-Pose et Tselios, 2010). Dans ce chapitre, nous résumons d'abord de manière très sommaire ces deux grands champs de recherche. On constate que plusieurs travaux sont de nature théorique et offrent peu d'évidence empirique permettant d'établir des liens de causalité. Notre objectif ici n'est pas non plus d'établir de lien de causalité, nous cherchons simplement à documenter l'état des inégalités académiques et sociales et le lien entre les deux. Certaines études utilisant également les données PISA ont documenté les inégalités avant nous. Nous résumons ici leurs principaux constats afin de mieux positionner notre propre étude portant spécifiquement sur le Québec. Dans ce chapitre, nous présentons les travaux qui couvrent la question des inéga-

lités de réussite en éducation. La relation entre les facteurs socioéconomiques et la réussite des étudiants a été fortement couverte par la littérature. Par exemple, McCreary *et al.* (2015) soutiennent qu'un étudiant provenant d'un milieu avantage reçoit un enseignement de qualité supérieure qu'un étudiant qui fréquente une école dans un milieu désavantagé. Cependant, il y a, à notre connaissance, peu d'études qui couvrent l'importance d'analyser l'aspect socioéconomique sur la réussite des étudiants à l'intérieur des écoles. Plusieurs mesures d'inégalité ont été exploitées en éducation au fil des années. Parmi ces indicateurs, il y a le coefficient de Gini, la variance, le coefficient de variation ainsi que la mesure d'inclusion définie par l'OCDE. Nous présentons également quelques articles qui couvrent la mixité sociale dans les écoles. Finalement, nous résumons deux études portant spécifiquement sur les inégalités au Canada effectuées à partir des données de PISA.

1.1 Coefficient de Gini

Dans la littérature, une des mesures les plus couramment utilisées comme indicateur d'inégalité est le coefficient de Gini, soit un indice statistique permettant de mesurer la dispersion d'une variable (dans notre cas, la dispersion des notes, ainsi que du statut socioéconomique). Le coefficient de Gini peut également être exprimé à travers la courbe de Lorenz, soit une représentation graphique de l'inégalité des revenus. Le coefficient de Gini est traditionnellement utilisé pour mesurer les disparités de revenus, mais peut également être appliqué dans le contexte de l'éducation. Plus particulièrement, en Indonésie, Digdowiseiso (2009) montre que les inégalités de réussite sont plus importantes dans les régions rurales que dans le milieu urbain et qu'il y a une grande disparité de réussite entre les hommes et les

femmes. L'auteur exploite deux méthodes pour construire son coefficient de Gini basé sur le niveau de scolarité, soit la méthode directe et indirecte. La méthode directe fait appel à la formule standard du calcul du coefficient de Gini, tandis que la méthode indirecte repose sur la courbe de Lorenz. De son côté, Sempe (2021) exploite la variable sur les biens de la famille présente dans les données PISA 2015. L'auteur utilise la variable pour déterminer le statut socioéconomique des étudiants et construire un ensemble de coefficients de Gini au niveau des écoles. Cette étude est faite au niveau de 73 pays participants. L'auteur trouve que l'inégalité socioéconomique au niveau de l'école est associée négativement aux résultats des étudiants aux examens PISA. La contribution de Sempe (2021) repose principalement sur la méthode qu'il utilise pour mesurer les inégalités au sein des écoles. Il exploite un modèle de la théorie des réponses aux items (dans ce cas, les scores des étudiants aux examens PISA). Dans le même sens, en exploitant les données PISA de 2000 à 2012, Parker *et al.* (2018) analysent les inégalités scolaires au sein d'un pays, ainsi que la tendance de ces inégalités à travers le temps. Les auteurs démontrent qu'il existe une relation négative entre le coefficient de Gini académique et la performance des étudiants dans les trois volets examinés par PISA. Leur coefficient de Gini académique est calculé individuellement pour chacun des trois domaines dans 27 pays participants à PISA. Somme toute, nous retenons que le coefficient de Gini est un indice qui peut être utilisé pour mesurer les inégalités de réussite dans le domaine de l'éducation. De plus, toute inégalité est reliée négativement à la performance des étudiants aux examens.

1.2 Mesures d'inclusion

Dans le domaine de l'éducation, la littérature ne s'intéresse pas seulement à un système plus égalitaire, mais également plus inclusif. Üstün et Eryilmaz (2018) explorent le système d'éducation en Finlande. Selon les auteurs, la Finlande est l'un des systèmes les plus performants avec une équité exceptionnelle en matière d'éducation. Leur étude est basée sur les données PISA en 2000 uniquement. Ils exploitent la mesure d'inclusion académique et la mesure d'inclusion socioéconomique, soit deux indices rapportés par l'OCDE pour mesurer le niveau d'inclusion d'un système scolaire (voir section 3.2). Nous retenons que l'équité en matière d'éducation devrait être considérée et les mesures d'inclusions fournies par l'OCDE permettent d'analyser celui-ci.

1.3 Autres mesures d'inégalités

À travers la littérature, plusieurs indicateurs supplémentaires ont été utilisés pour dresser un portrait des inégalités à l'aide de deux mesures d'inégalités. Ferreira et Gignoux (2011) documentent la variance¹ à travers 57 pays participants à l'enquête PISA 2006. Ils utilisent la variance des résultats des étudiants obtenus aux examens PISA et démontrent que l'inégalité en mathématiques est plus élevée dans les pays d'Europe occidentale. En plus de la variance, le coefficient de variation² a également été exploité comme mesure d'inégalité en éducation. Par exemple, Zhang et Li (2002) explorent l'inégalité et l'évolution du niveau de sco-

1. Mesure la dispersion d'une valeur par rapport à sa moyenne.

2. Mesure normalisée de la dispersion d'une distribution de probabilité.

larité entre 1960 et 1990. Les auteurs décrivent le coefficient de variation comme étant la mesure la plus simple et couramment utilisée pour décrire la dispersion des données. Nous retenons ainsi que la variance et le coefficient de variation sont tous les deux des mesures adéquates pour illustrer des inégalités en éducation.

1.4 La mixité sociale

Dans notre recherche, nous nous concentrons également sur la mixité sociale dans les écoles. Raitano et Vona (2013) exploitent les données PISA de 2006 dans l'optique d'analyser la relation entre la mixité académique et la performance des étudiants. Les auteurs concluent qu'une plus grande mixité socioéconomique au sein des écoles est associée à une meilleure performance des étudiants et une plus grande mixité académique au sein des écoles est associée à la performance des étudiants. Van Ewijk et Sleegers (2009) trouvent que la mixité sociale est associée positivement à la performance des étudiants provenant d'un milieu socioéconomique avantageux.

1.5 La mixité académique

Dans la littérature, il n'y a pas de consensus sur la relation entre la mixité académique et la réussite. De leur côté, Schneeweis et Winter-Ebmer (1973) concluent que la mixité académique est liée positivement à la performance en lecture, cependant affecte moins la performance en mathématiques. De plus, ils concluent également que l'effet de la mixité académique en lecture est asymétrique. En d'autres termes, elle est en faveur des étudiants provenant de milieux désavantagés, ce qui signifie que les étudiants ayant des difficultés bénéficient davantage d'être exposés

à des étudiants qui réussissent mieux, tandis que ceux qui réussissent déjà bien ne semblent pas être beaucoup affectés. De son côté, Rangvid (2003) conclut qu'une plus grande mixité académique favorise une plus grande performance en lecture.

1.6 Les inégalités académiques au Canada mesurées à partir des données PISA

Le Canada est largement reconnu comme l'un des rares pays participants à PISA qui ont à la fois une bonne performance et un niveau d'équité élevé (Knighton *et al.*, 2010). Cependant, PISA suggère une analyse exhaustive sur le portrait des résultats à l'intérieur du pays dans le but d'analyser les disparités entre les provinces. Pour l'évaluation de 2012 où les mathématiques sont le domaine principal évalué, dans l'ensemble, les élèves canadiens de 15 ans ont obtenu une note moyenne de 518, soit 24 points de plus que la moyenne de l'OCDE. De plus, à l'échelle provinciale, seulement les étudiants du Québec ont obtenu des résultats supérieurs à la moyenne canadienne (Brochu *et al.*, 2013). Les étudiants de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique ont obtenu un score similaire à la moyenne du Canada. Dans le rapport PISA 2015, dans l'ensemble, les élèves canadiens de 15 ans ont obtenu une note moyenne de 528, soit 35 points de plus que la moyenne des pays de l'OCDE. Le Canada a été surpassé par Singapour, le Japon et l'Estonie, se classant au troisième rang (avec la Finlande) parmi les pays de l'OCDE et quatrième parmi les 72 pays participants (O'Grady *et al.*, 2016a). En ce qui concerne la performance en lecture, le Canada s'est classé au premier rang dans l'évaluation de 2018 en lecture (avec l'Estonie, la Finlande, l'Irlande et la Corée) parmi les pays de l'OCDE et au quatrième rang parmi tous les pays participants (O'Grady *et al.*, 2016b). Cependant, même si le Canada performe assez bien par rapport aux autres pays participants, les auteurs observent une

baisse dans la performance en lecture depuis 2000.

La littérature sur les inégalités en éducation comprend également des études centrées sur la situation au Canada et sur les comparaisons interprovinciales. Edger-ton *et al.* (2008) présentent un portrait des inégalités de réussite selon le genre, le statut socioéconomique, ainsi que la province à travers le Canada par le biais des données PISA. Pour ce faire, les auteurs construisent une mesure du statut socioéconomique composée de trois variables : l'indice ESCS, le niveau d'emploi le plus élevé des parents et un indice du nombre de biens à la maison. Les auteurs concluent que le statut socioéconomique est corrélé positivement à la réussite aux examens PISA en 2003, en lecture, en mathématiques et en sciences. En ce qui concerne les différences entre les provinces, les auteurs concluent que la province du Québec performe mieux que l'Ontario, mais moins bien que l'Alberta.

Dans le même sens, l'article de Haeck et Lefebvre (2021) analyse les inégalités de réussite interprovinciale au Canada. Pour ce faire, les auteurs exploitent la base de données PISA de 2000 à 2018. Dans un premier temps, ce portrait interprovincial présente la réussite scolaire des élèves peu performants (10^e percentile) et celle des très performants (90^e percentile). Ensuite, les auteurs comparent les étudiants socioéconomiquement désavantagés à ceux qui sont avantagés. Les auteurs s'intéressent à l'évolution de la dispersion des performances académiques des étudiants selon leur statut socioéconomique, mesuré par la profession des parents. Globalement, les chercheurs trouvent que la performance des étudiants a diminué à travers le temps, tandis que le statut socioéconomique est resté stable dans la plupart des provinces. Les auteurs démontrent qu'il existe un lien clair entre le statut socioéconomique et la performance aux tests PISA. Ce lien demeure relativement

stable à travers le temps et les différences entre les provinces sont modestes. Par contre, les élèves à faible statut socioéconomique performant mieux en Alberta et au Québec.

CHAPITRE II

PRÉSENTATION DES DONNÉES

Dans ce chapitre, nous présentons les données qui seront exploitées dans le cadre de ce mémoire. La première partie aborde les données provenant du programme PISA de l'OCDE et la deuxième partie concerne la base de données provenant de TIMSS. Cette dernière base de données nous servira à valider les résultats trouvés à l'aide des données PISA.

2.1 Données PISA

2.1.1 Aperçu de l'enquête

Tout d'abord, nous exploitons les données du programme PISA de l'OCDE. Ce programme vise à mesurer les compétences et les connaissances des étudiants de 15 ans par le biais d'une évaluation académique dans trois domaines : en lecture, en mathématiques et en sciences. Les évaluations ont été conduites à chaque trois ans depuis 2000. Ainsi, nous avons accès aux données à travers sept cycles d'enquêtes, soit en 2000, 2003, 2006, 2009, 2012, 2015 et 2018. Nous allons utiliser les données des sept premiers cycles d'enquête uniquement. De plus, les évaluations PISA sont conduites à travers plusieurs pays. En effet, en 2018, on

comptait 79 pays participants à l'enquête PISA (O'Grady *et al.*, 2016b). Dans chaque pays participant, les étudiants doivent passer un examen de deux heures sur un domaine principal, soit en lecture, en mathématiques ou en sciences. La lecture était le domaine principal en 2000, 2009 et 2018. Ensuite, le domaine principal était le volet des mathématiques en 2003 et 2012. La science était le domaine principal en 2006 et 2015.

Pour chaque cycle d'enquête, les données de PISA sont sous-divisées en trois bases de données. La première base de données est au niveau des étudiants. Cette base de données est composée des caractéristiques individuelles des participants. Ces données sont recueillies par le biais d'un questionnaire d'autoévaluation rempli par l'étudiant. Les caractéristiques individuelles des participants comprennent le sexe, l'âge, l'année scolaire, le niveau de scolarité des parents, le statut d'immigration, la profession et la langue dans laquelle ils ont complété leur examen et le nombre de livres qu'ils possèdent à la maison.

Dans l'optique de mesurer le statut socioéconomique des étudiants, nous allons exploiter deux indices socioéconomiques, soit l'indice HISEI et l'indice ESCS. L'indice HISEI est calculé par les organisateurs de l'enquête PISA et il est basé sur les réponses fournies par les élèves sur la profession de leur mère et de leur père. La valeur prise par cet indice est celle qui est la plus élevée entre les deux parents. Plus spécifiquement, les valeurs de l'index HISEI sont comprises entre 11 et 90, où les valeurs faibles (entre 11 et 20) sont pour les emplois peu qualifiés comme des emplois en restauration ou des emplois manuels. Inversement, les valeurs les plus élevées (entre 80 et 90) sont prises par les emplois hautement qualifiés comme ingénieurs, PDG, juges, avocats et médecins (Haeck et Lefebvre, 2021). Ensuite,

l'indice du statut économique, socioéconomique et culturel (ESCS) est une mesure qui combine l'ensemble des ressources financières, sociales et culturelles des étudiants (Mueller et Parcel, 2006). En pratique, il est dérivé de plusieurs variables liées au contexte familial de l'élève, soit le niveau d'éducation des parents, la profession des parents et un ensemble de biens personnels de la famille de l'élève, telles qu'une voiture, l'accès à un ordinateur et le nombre de livres dans la maison (OCDE, 2015). Haeck et Lefebvre (2021) démontrent qu'au niveau provincial, l'ESCS n'est pas stable alors que l'indice HISEI est beaucoup plus stable, et donc fiable.

Ensuite, la deuxième base de données regroupe la performance des étudiants aux évaluations PISA. Afin de mesurer les compétences réelles d'un étudiant selon les résultats aux examens, PISA utilise une méthode d'imputation attribuant cinq valeurs plausibles pour chaque étudiant et chaque test. Depuis 2015, PISA utilise dix valeurs plausibles plutôt que cinq. Pour ce faire, PISA utilise un modèle réponse-item pour générer ces valeurs plausibles (OCDE, 2005). Au lieu de fournir un résultat par étudiant, PISA attribue un ensemble de valeurs plausibles qui mesure les capacités de ce dernier. Plus spécifiquement, un ensemble de valeurs possibles est estimé avec une probabilité pour chaque étudiant. Ces valeurs mesurent entre autres les compétences de l'étudiant. Par contre, ces valeurs plausibles compliquent notre analyse de la performance individuelle à l'évaluation PISA. Le chapitre suivant expliquera plus en détail les implications de l'utilisation de ces valeurs plausibles.

Finalement, la dernière base de données rassemble les caractéristiques des établissements scolaires qui ont été rapportées par la direction des écoles par le biais

d'un questionnaire.

Valeurs plausibles : Les valeurs plausibles sont générées par imputations multiples basées sur les réponses des élèves aux sous-questions des différents examens PISA et des questionnaires sur leurs antécédents. Il est à noter que les sous-questions sont assignées de manière aléatoire. Pour chaque étudiant, un ensemble de valeurs plausibles est construit. Ces valeurs correspondent à des tirages indépendants dans la distribution plausible de leurs compétences. Nous exploitons uniquement les cinq premières valeurs pour chaque domaine.

2.1.2 PISA au Canada

Dans ce mémoire, nous nous concentrons sur les données canadiennes de PISA. Au Canada, le nombre d'élèves participants dans chacune des dix provinces canadiennes est suffisant pour que les résultats provinciaux soient représentatifs de la réalité des jeunes de 15 ans. L'échantillon pour les données canadiennes est basé sur une méthode de stratification en deux étapes. En effet, la première étape consiste à sélectionner des écoles dans lesquelles des élèves de 15 ans étaient inscrits. Un minimum de 150 écoles devait être sélectionné dans chaque pays. Afin de produire des estimations fiables, au Canada, un plus grand échantillon a été sélectionné pour chaque province et pour chacun des systèmes scolaires anglophones et francophones à travers la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick, le Québec, l'Ontario, le Manitoba, l'Alberta et la Colombie-Britannique. La deuxième étape de stratification consiste à sélectionner un échantillon des étudiants parmi l'échantillon des écoles. Une liste a été produite incluant tous les étudiants d'au moins l'âge de 15 ans à travers toutes les écoles échantillonnées. Parmi cette liste, 35 étu-

dians ont été choisis avec une probabilité équivalente. Dans les écoles où il y avait moins de 35 étudiants, tous les étudiants ont été choisis. Cependant, dans les écoles francophones au Manitoba et dans les provinces telles que la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard, l'échantillon des étudiants inclut plus de 35 étudiants (Bussière *et al.*, 2004). À travers les sept cycles d'enquêtes, aucune donnée n'a été collectée auprès des trois territoires du Canada (soit le Nunavut, les Territoires du Nord-Ouest et le Yukon).

Tableau 2.1: Les cycles d'enquêtes PISA au Canada

Cycle d'enquête	Nombre d'élèves	Nombre d'écoles	Résultats moyens			
			Lecture	Mathématiques	Science	OCDE
2000	29 687	1 117	534*	533	529	500
2003	27 953	1 087	528	532*	519	500
2006	22 646	896	527	527	534*	493
2009	23 207	978	524*	527	529	496
2012	21 544	885	523	518*	525	494
2015	20 058	759	527	516	528*	493
2018	22 653	821	520*	512	518	487

Notes : (*) Représente le domaine principal évalué. La moyenne des pays de l'OCDE est pour le domaine principal uniquement.

Source : Haeck et Lefebvre (2021), Kirsch *et al.* (2002), Bussière *et al.* (2004), Knighton *et al.* (2010), OCDE (2010), Brochu *et al.* (2013), O'Grady *et al.* (2016a) et O'Grady *et al.* (2016b)

Le tableau 2.1 présente le nombre d'observations et le nombre d'écoles participantes à chaque cycle d'enquête de PISA au Canada. Ce tableau affiche également les résultats moyens obtenus aux évaluations dans chaque matière par le Canada, ainsi que la moyenne obtenue par les pays de l'OCDE dans le domaine principal. En 2000 et 2003, le score moyen des pays de l'OCDE a été normalisé à 500 (Bussière, 2004). De manière générale, la moyenne du Canada observe une baisse dans les trois matières, bien que les étudiants canadiens performent mieux que la moyenne de l'OCDE. En effet, l'écart entre la moyenne des élèves des pays de l'OCDE et les moyennes obtenues aux évaluations PISA à travers le Canada varie

de 28 à 34 points en lecture, de 24 à 32 points en mathématiques et de 35 à 41 points en sciences. Ensuite, le tableau 2.2 indique la répartition géographique des répondants en pourcentage au Québec, en Ontario et dans le reste du Canada à travers les sept cycles d'enquêtes. Les pourcentages sont définis comme le nombre de participants dans la province par rapport à la totalité de participants à travers le Canada, pour une année donnée. De manière générale, la part du Québec et de l'Ontario augmente à travers le temps, mais diminue dans le reste du Canada.

Tableau 2.2: Répartition géographique des répondants en pourcentage

Cycle d'enquête	Répartition géographique (%)			Total
	Québec	Ontario	Reste du Canada	
2000	15,15	14,78	70,07	100
2003	12,03	11,14	76,82	100
2006	17,66	13,47	68,87	100
2009	16,01	17,89	66,10	100
2012	19,34	17,17	63,49	100
2015	14,53	21,05	64,41	100
2018	20,38	19,83	59,80	100

Note : La répartition géographique des répondants dans le reste du Canada exclut l'Ontario et le Québec.

Source : Calculs de l'auteure à partir des données de PISA 2000 à 2018

2.2 Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives des principales variables exploitées dans ce mémoire sont disponibles en annexe, au tableau A8. Ce tableau illustre la composition de l'échantillon de PISA par cycle d'enquête. Les informations présentées dans le tableau sont la taille démographique de la ville où est située l'école, la détention d'un diplôme universitaire par chacun des parents, le sexe, le niveau académique, le statut d'immigration, le fait que la langue parlée à la maison corresponde à la langue du test et le nombre de livres à la maison. On observe que le nombre

de livres à la maison augmente d'un cycle d'enquête à l'autre, tandis que nous observons une baisse dans la fréquence lorsque le nombre de livres excède 50 livres. Ensuite, le nombre de femmes avec un diplôme universitaire augmente davantage par rapport aux hommes. La majorité des étudiants qui participent aux tests PISA proviennent des écoles en ville et sont nés au Canada. Notre échantillon est majoritairement composé d'étudiants qui sont en secondaire 4, soit l'année où ils devraient être selon leur âge avec un faible pourcentage de redoubleurs.

2.3 Données TIMSS

2.3.1 Aperçu de l'enquête

Dans cette section, nous présentons les données provenant du *Trends in International Mathematics and Science Study* (TIMSS) . Ce programme international a été lancé en 1995 par le *National Center for Education Statistics* (NCES). Ce programme évalue les compétences des étudiants à deux niveaux scolaires, soit en 4^e année du primaire (TIMSS-04) et en secondaire 2 (TIMSS-08). De plus, l'âge moyen des étudiants en 4^e année du primaire est entre 9 à 10 ans et ceux en secondaire 2 ont, en moyenne, 14 ans. Depuis 1995, les deux niveaux scolaires sont évalués par le biais d'un examen qui est conduit à chaque quatre ans, soit les cycles d'enquête suivants : 1995, 1999, 2003, 2007, 2011, 2015 et 2019.

Le programme TIMSS se distingue du programme PISA à plusieurs niveaux. Premièrement, l'enquête évalue les connaissances des élèves en mathématiques et en sciences uniquement, alors que PISA évalue également les compétences en lecture. Deuxièmement, les données de TIMSS sont recueillies auprès des étudiants dans deux niveaux scolaires différents plutôt que de sélectionner aléatoirement des étu-

dians ayant le même âge, tel que le fait PISA. Troisièmement, dans TIMSS, les étudiants proviennent d'une même classe, ou de deux classes selon la taille de l'école, ce qui n'est pas le cas pour PISA. Enfin, l'enquête de TIMSS diffère également de celle de PISA par l'orientation des questions. Les questions dans TIMSS visent davantage à évaluer les connaissances acquises en classe par rapport aux questions plus pratiques, plus longues et davantage associées à des enjeux de la vie réelle qu'on peut retrouver dans l'enquête de PISA.

Similairement à PISA, TIMSS recueille des données au niveau de l'étudiant, ainsi que de l'école. Tout d'abord, le premier ensemble de données que nous allons exploiter est au niveau de l'étudiant. Nous exploiterons la variable du score de l'étudiant obtenu à l'examen. En effet, ce score correspond à une moyenne pondérée de toutes les sous-questions à l'examen. Dans le but de classer les étudiants, une moyenne globale de 500 points a été établie par TIMSS (Brochu *et al.*, 2017). En plus de l'examen, les étudiants répondent également à un questionnaire supplémentaire qui couvre des questions sur leurs caractéristiques familiales, le nombre de biens qu'ils possèdent et leur comportement à l'école (Brochu *et al.*, 2017). Dans ces données, nous allons utiliser uniquement l'indice *Home educational resources* (HER) comme mesure du statut socioéconomique des étudiants. Cet indice est construit par TIMSS à l'aide du nombre de livres que les étudiants possèdent à la maison, le nombre de biens à la maison et l'éducation des parents, qui sont combinés à trois niveaux : élevé, moyen et faible.

Ensuite, la base de données au niveau de l'école rassemble les réponses des questionnaires conduits auprès du directeur de l'école, ainsi que l'enseignant en mathématiques et l'enseignant en sciences des classes participantes. Dans cette base de

données, nous pouvons retrouver des variables telles que les caractéristiques démographiques des élèves, la disponibilité des ressources et les types de programmes qui se retrouvent dans leurs écoles. De plus, nous retrouvons également le niveau de scolarité des enseignants, leur expérience professionnelle, la matière qu'ils présentent dans le cours de mathématiques et de science et le matériel pédagogique utilisé en classe.

2.3.2 TIMSS au Canada

Au Canada, chaque échantillon a été choisi de manière aléatoire. L'échantillon est construit à partir d'une liste fournie par les provinces participantes des écoles fréquentées par les étudiants en 4^e année du primaire et en secondaire 2. La méthode d'échantillonnage est similaire à celle de PISA, soit une méthode d'échantillonnage à deux étapes. La première étape consiste à sélectionner les écoles participantes. Pour ce faire, TIMSS utilise une technique systématique de probabilité proportionnelle à la taille de la population. Ensuite, la deuxième étape consiste à choisir aléatoirement une ou deux classes par école. Le tableau 2.3 indique le nombre de participants en 4^e année du primaire et en secondaire 2 pour les cycles d'enquête 2011, 2015 et 2019.

Tableau 2.3: Le nombre d'étudiants et le nombre d'écoles dans TIMSS au Québec et en Ontario en 2011, 2015 et 2019

Provinces	4e année			Secondaire 2		
	2011	2015	2019	2011	2015	2019
Nombre d'étudiants						
Québec	4 235	2 798	3 837	6 149	3 950	3 178
Ontario	4 570	4 574	3 830	4 756	4 520	3 776
Nombre d'écoles						
Québec	190	121	148	189	122	124
Ontario	146	151	163	143	138	158

Source : Mullis *et al.* (2011), Brochu *et al.* (2017)

Dans ce mémoire, nous allons uniquement utiliser l'ensemble de données TIMSS en 2011, 2015 et 2019. Les cycles d'enquête les plus récents nous permettront d'avoir un portrait actuel de la tendance des inégalités au Québec. Nous exploitons également ces données dans l'optique de valider les résultats trouvés en utilisant les données PISA. Nous voulons valider que la tendance des inégalités n'est pas uniquement applicable aux jeunes de 15 ans, mais également une tendance qui peut être généralisée à d'autres années scolaires. À travers 2011, 2015 et 2019, nous pouvons analyser uniquement les données du Québec et de l'Ontario, étant donné que ce sont uniquement ces provinces canadiennes qui ont recueilli des données auprès des étudiants en 4^e année du primaire, ainsi qu'en secondaire 2.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Dans cette section nous présentons nos mesures d'inégalités, ainsi que notre modèle de régression. Nous rappelons également que l'objectif de notre étude est de dresser un portrait comparatif des inégalités à l'intérieur des écoles à travers le Canada. Plus spécifiquement, nous tentons de mieux comprendre le contexte des inégalités dans les écoles québécoises relativement aux écoles des autres provinces canadiennes. Dans un premier temps, nous exploitons des indices d'inégalités pour dresser un portrait comparatif du Québec par rapport à l'Ontario et au reste du Canada. Dans un deuxième temps, nous présentons les résultats basés sur la mesure d'inclusion utilisée par l'OCDE. Enfin, nous utilisons quelques mesures supplémentaires permettant d'observer la dispersion des inégalités académiques et socioéconomiques, soit la variance intraécole et le coefficient de variation. Dans l'optique d'avoir une analyse représentative de notre population, nous considérons uniquement les établissements scolaires avec au moins 20 étudiants par école.

Afin de valider la robustesse de nos résultats, nous analyserons également les inégalités au sein des écoles à partir des données TIMSS en 2011, en 2015 et en 2019. Les tests PISA s'adressent uniquement aux étudiants de 15 ans, tandis que

les tests TIMSS s'adressent aux étudiants en 4^e année du primaire, ainsi qu'en secondaire 2.

Finalement, il est important de déterminer la relation entre le score de l'étudiant à l'examen PISA et les inégalités académiques et socioéconomiques. Pour ce faire, nous allons estimer cette relation à l'aide d'un modèle de régression linéaire dans l'optique d'estimer la relation entre la performance des étudiants et nos mesures d'inégalités. Nous analysons également la relation entre nos mesures d'inégalités et la performance des étudiants dans le quintile inférieur.

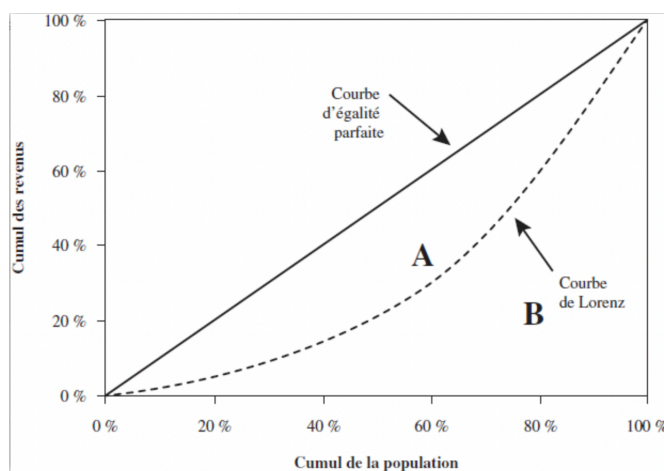
3.1 Coefficient de Gini

Notre première mesure d'inégalités sera le coefficient de Gini. Nous l'utilisons ici pour mesurer les inégalités de réussite académique intraécole et les inégalités socioéconomiques intraécole. Nous calculons le coefficient de Gini pour les trois mesures de compétences (lecture, mathématiques et sciences) afin de capter l'inégalité académique intraécole. Ensuite, nous utiliserons également l'indice socioéconomique ESCS, cependant ce dernier est un indice moins fiable en raison de sa variabilité à travers le temps (Haeck et Lefebvre, 2021). Le calcul du coefficient de Gini peut se faire à l'aide de deux méthodes que nous allons définir dans les prochaines sous-sections. Quelle que soit la méthode, le coefficient de Gini varie entre 0 et 100. Une valeur de 0 exprime une égalité parfaite, tandis qu'une valeur de 100 exprime une inégalité complète.

3.1.1 Méthode indirecte

La méthode indirecte utilise la courbe de Lorenz pour faire une représentation graphique de l'inégalité des revenus. Ce graphique représente la proportion cumulative de la population sur l'axe horizontal en fonction de la proportion du revenu agrégé que gagne cette population. Une population dont nous observons une égalité parfaite est définie par une ligne diagonale de 45 degrés comme observée dans la figure 3.1. Le coefficient de Gini est obtenu avec l'équation suivante : $G = \frac{A}{A+B}$, où A représente la distance entre la droite d'égalité parfaite et la courbe de Lorenz et B représente l'aire sous la courbe. La relation entre le coefficient de Gini et la courbe de Lorenz est décrite par l'écart entre la courbe de Lorenz et la droite d'égalité parfaite. En effet, plus la courbe de Lorenz est proche de la ligne d'égalité, plus l'aire de la région A est petite, ce qui résulte en un coefficient de Gini plus faible. Dans un contexte où nous observons un degré d'inégalité plus élevé, l'aire de la région A sera plus élevée également.

Figure 3.1: La courbe de Lorenz et le coefficient de Gini



Source : Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion (Lexique), <http://www.cepe.gouv.qc.ca/lexique/index.asp>

3.1.2 Méthode directe

Dans ce mémoire, nous allons utiliser la méthode directe pour calculer le coefficient de Gini académique et le coefficient de Gini socioéconomique. Plus spécifiquement, dans notre recherche, le coefficient de Gini est calculé à partir de l'équation de Sen (1973). Afin de réduire le temps de calcul, nous utiliserons l'algorithme de calcul des erreurs types du Gini présenté dans Karagiannis et Kovacevic' (2000). Le calcul du coefficient de Gini par la formule de Sen (1973) correspond à l'équation 3.1 suivante :

$$G = \frac{2}{\bar{y}N^2} \sum_{i=1}^N r_i y_i - \frac{N+1}{N} \quad (3.1)$$

où G représente le coefficient de Gini académique (en lecture, en mathématiques ou en sciences) ou le coefficient de Gini socioéconomique, \bar{y} indique la moyenne échantillonnale, le terme N représente la taille de l'échantillon et r_i correspond au rang de l'étudiant i . Pour le calcul du coefficient de Gini académique, le terme y_i correspond au score de l'étudiant i à l'épreuve de lecture, de mathématiques ou de science, alors qu'il correspond à la valeur de l'indice HISEI ou l'indice ESCS associé à l'étudiant i pour le calcul du coefficient de Gini socioéconomique.

Concrètement, à travers les cycles d'enquête, nous calculons un coefficient de Gini pour chacune des écoles dans la base de données. Par exemple, le Gini académique en lecture sera calculé à partir des cinq premières valeurs plausibles en lecture de tous les élèves d'une même école. La même méthode sera utilisée pour construire le coefficient de Gini en mathématiques et en sciences. Plus spécifiquement, le coefficient est calculé pour chaque valeur plausible associée au domaine. Par la suite, nous faisons la moyenne des cinq valeurs pour obtenir un coefficient de Gini académique pour chaque mesure y et pour chaque école. De plus, nous allons également calculer le coefficient de Gini au niveau provincial, soit en utilisant l'ensemble des réponses des étudiants d'une même province.

Nous soulignons que le coefficient de Gini académique en mathématiques sera calculé à partir des données de 2003, soit le premier cycle d'enquête où le domaine des mathématiques était la compétence principale évaluée. De la même manière, le coefficient de Gini académique en sciences sera calculé à partir des données de 2006, soit l'année où la science était, pour la première fois, le domaine principal évalué.

3.1.3 Mixité sociale et académique

Dans la section précédente, nous avons présenté le coefficient de Gini en tant que mesure du degré d'inégalités. Cependant, nous exploitons aussi le coefficient de Gini en tant qu'indicateur de la mixité sociale et académique au sein des écoles. Nous calculons le coefficient de Gini pour les deux mesures de SSE (HISEI et ESCS) pour capter la mixité sociale. Dans le contexte de la mixité, plus le score s'approche de zéro, plus l'école est homogène et plus le score s'approche de 100, plus l'école est hétérogène ou mixte. Cependant, l'interprétation diffère lorsque nous discutons de la désirabilité de la mixité. La littérature favorise une plus grande mixité sociale afin d'assurer un accès équitable à l'éducation, tandis que la littérature est nuancée par rapport à la mixité académique.

Nous allons également exploiter la distribution du coefficient de Gini au niveau provincial et le coefficient de Gini moyen au niveau des écoles pour présenter une déviation à la moyenne. Ensuite, nous soulignons que le coefficient de Gini total peut être décomposé en coefficient de Gini mesuré à l'intérieur des groupes (écoles) et le coefficient de Gini entre les groupes.

Pour présenter une déviation à la moyenne du coefficient de Gini, dans un premier temps, nous calculons un coefficient de Gini au niveau provincial que nous considérons comme étant la valeur de référence. Ainsi, le coefficient de Gini provincial nous permet de capter l'état des inégalités avec lequel doit composer le système d'éducation de chaque province.

Par la suite, nous calculons un coefficient de Gini pour chacune des écoles. Le coefficient de Gini provincial est ensuite soustrait de la valeur du coefficient de

Gini pour chaque école afin d'obtenir une déviation du Gini au niveau des écoles par rapport au Gini provincial. Une déviation d'une valeur de zéro indique que l'école est un échantillon aléatoire de la population de référence, soit le niveau de mixité représentatif du niveau général de la province.

Dans son article, Dagum (1997) discute des limites de l'indice de Theil qui mesure également l'inégalité. Parmi les limites, il argumente qu'utiliser la moyenne d'une sous-population pour estimer l'inégalité entre deux groupes peut amener à un biais, en raison de l'asymétrie et de la variance qui diffère d'un groupe à l'autre. En d'autres termes, lorsque nous retenons uniquement la moyenne d'une sous-population, nous ne tenons pas compte des différences en asymétrie et en variance entre les deux groupes. Ces informations sont cependant nécessaires à une interprétation socioéconomique appropriée de l'inégalité à l'intérieur des groupes (dans notre cas, à l'intérieur des écoles) et entre les groupes (écoles).

3.2 Mesures d'inclusion de l'OCDE

En 2015, PISA mentionne la préoccupation de plusieurs pays concernant l'équité en éducation (OCDE, 2015). D'un point de vue descriptif, PISA définit l'équité comme étant le fait d'offrir à tous les étudiants une chance égale d'accéder à un enseignement de haute qualité, peu importe leur sexe, leurs caractéristiques familiales ou leur statut socioéconomique. Afin de mesurer empiriquement l'accès à l'éducation, PISA propose une mesure d'inclusion. Nous allons reprendre cette formule pour construire une mesure d'inclusion académique et une mesure d'inclusion socioéconomique. En d'autres termes, ces indices seront une autre mesure de la mixité académique et socioéconomique. La mesure d'inclusion académique est

mesurée à partir des scores des étudiants. Cette mesure évalue le degré selon lequel des étudiants ayant des compétences académiques différentes fréquentent les mêmes écoles (OCDE, 2015). En d'autres mots, une plus grande variation de performance au sein des écoles, plutôt qu'entre les écoles, se traduit par une meilleure inclusion. Ensuite, notre mesure d'inclusion socioéconomique sera calculée dans un premier temps avec l'indice HISEI et par la suite avec l'indice ESCS. Cependant, l'indice HISEI est plus stable que l'indice ESCS. Tout comme illustré par Haeck et Lefebvre (2021), l'indice HISEI est une meilleure mesure pour illustrer l'évolution du statut socioéconomique à travers le temps et les provinces. La mesure d'inclusion socioéconomique indique le degré selon lequel les étudiants provenant de milieux socioéconomiques différents fréquentent la même l'école (OCDE, 2015).

La méthode d'estimation pour les mesures d'inclusion est une régression avec des effets aléatoires au niveau de l'école. Pour la mesure d'inclusion académique, la variable dépendante utilisée dans l'estimation est le score des étudiants à l'examen dans chacune des matières. Du côté de la mesure d'inclusion socioéconomique, la variable dépendante correspond à l'indicateur HISEI ou ESCS. L'indice d'inclusion académique se calcule de la manière suivante :

$$MI = 100 * (1 - \rho) \quad (3.2)$$

$$\rho = \frac{\sigma_{between}^2}{\sigma_{between}^2 + \sigma_{within}^2} \quad (3.3)$$

où MI indique la valeur de la mesure d'inclusion qui sera mesurée dans un premier temps au niveau académique et ensuite au niveau socioéconomique dans la

province. Cette mesure sera interprétée en pourcentage. Le terme ρ représente la décomposition de la variance totale entre la variance inter-écoles ($\sigma_{between}^2$) et la variance intraécole (σ_{within}^2). Plus spécifiquement, la variance intraécole est pondérée au niveau des étudiants dans une école et la variance interécoles est pondérée au niveau de l'école, soit la somme des poids des étudiants dans cette même école. En raison de l'échantillonnage, PISA rapporte que la variance intraécole inclut également la variance intraclasse et la variance entre les étudiants OCDE (2015). En guise d'interprétation, les mesures d'inclusion calculées varient de 0 à 100, où les valeurs se rapprochant de 100 indiquant une plus grande inclusion, soit une interprétation à l'inverse du coefficient de Gini (où un rapprochement à une valeur de 100 indique une hausse des inégalités).

Chaque mesure d'inclusion sera calculée au niveau de la province du Québec et sera comparée au reste du Canada. Contrairement au coefficient de Gini, où nous avons une valeur par école, la mesure d'inclusion académique et socioéconomique sera calculée au niveau de la province. Donc, nous allons présenter une seule valeur par province à travers les cycles d'enquêtes.

3.3 Résumé des mesures

3.3.1 Coefficient de Gini

La mesure est bornée entre 0 et 100, où 0 signifie une parfaite égalité et 100, une parfaite inégalité.

- **Coefficient de Gini socioéconomique** : Une plus grande inégalité socioéconomique signifie une plus grande mixité du statut socioéconomique des élèves au sein d'une école.

- **Coefficient de Gini académique** : Une plus grande inégalité académique signifie une plus grande mixité des scores des élèves au sein d'une école.

Interprétation : Un coefficient de Gini académique (socioéconomique) plus proche de 0 implique que les étudiants ont des notes similaires (proviennent d'un statut socioéconomique similaire), soit une dispersion des notes plus homogène.

3.3.2 La mixité (hétérogénéité)

Le niveau de mixité est calculé à partir de la différence entre le coefficient de Gini provincial et le coefficient de Gini intraécole.

- À 0, la mixité socioéconomique ou académique est équivalente à celle observée dans la population.
- En dessous de 0, la mixité est moins importante que celle observée dans la population.
- Au dessus de 0, la mixité est plus importante que celle observée dans la population.

Interprétation : Il est essentiel de comparer la dispersion intraécole à celle observée au niveau provincial. Plus le coefficient de Gini intraécole est près du coefficient de Gini provincial, plus la distribution des élèves au sein de l'école ressemble à un tirage aléatoire des élèves de la province. Ainsi, une valeur de zéro indique que l'école est un échantillon aléatoire de la population de référence, le niveau de mixité représentatif du niveau général de la province.

3.3.3 Mesures d'inclusion

Cette mesure se définit par l'habilité d'un système d'éducation à assurer un même niveau de connaissance à tous les étudiants, sans égard pour leur statut socioéconomique ou leur niveau de réussite.

- **Mesure d'inclusion académique** : Le pourcentage de variation de la performance en lecture, en mathématique et en sciences dans les établissements scolaires par rapport à la variation totale au sein d'une province.
- **Mesure d'inclusion socioéconomique** : Le pourcentage de variation du statut socioéconomique des élèves au sein d'une même institution scolaire par rapport à la variation totale du statut socioéconomique au sein d'une province.

Interprétation : Une mesure d'inclusion socioéconomique ou académique plus élevée signifie que les étudiants provenant de statuts socioéconomiques différents ou ayant des résultats aux épreuves PISA différents peuvent accéder aux mêmes écoles.

3.4 Variance intraécole

Dans l'optique de valider la robustesse de nos résultats du coefficient de Gini académique et socioéconomique, nous allons analyser la dispersion de la distribution de la variance intraécole. Similairement à Ferreira et Gignoux (2011), nous utilisons la variance comme mesure d'inégalités afin de valider les résultats obtenus avec le coefficient de Gini. Cependant, nous calculons la variance moyenne au sein des écoles pour ensuite procéder à des comparaisons inter-provinciales, alors que

Ferreira et Gignoux (2011) ont calculé les inégalités au niveau national. Contrairement au coefficient de Gini, cette mesure est sensible aux valeurs extrêmes dans la distribution. De cette façon, une école présentant des élèves extrêmement performants et des élèves en difficulté pourrait paraître plus inégalitaire avec la variance intraécole que ce que le coefficient de Gini académique suggère. Étant une mesure de dispersion, la variance intraécole nous indique le degré des écarts entre les étudiants en termes académique et socioéconomique à l'intérieur des écoles. Ainsi, la variance intraécole, tout comme le coefficient de Gini, sera calculée à partir des résultats des étudiants et par la suite, avec leur indice HISEI. En d'autres termes, cet indice d'inégalité mesure le degré de dispersion des résultats aux examens PISA à l'intérieur des écoles et la dispersion du statut socioéconomique à l'intérieur des écoles. La variance intraécole sera calculée à l'aide de la formule suivante :

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (3.4)$$

où s^2 représente la variance échantillonnale, N est la taille de l'échantillon, soit le nombre d'étudiants, et l'expression $(x_i - \bar{x})$ est la différence entre le i^e étudiant et la moyenne échantillonnale.

3.5 Coefficient de variation

Notre prochaine mesure de robustesse est le coefficient de variation. Contrairement au coefficient de Gini, le coefficient de variation n'a pas de bornes supérieures. De plus, il tient également compte de différence à la moyenne. Ces propriétés peuvent

impliquer des divergences dans le portrait des inégalités et permettent de vérifier les résultats obtenus avec le coefficient de Gini. D'un point de vue descriptif, le coefficient de variation peut valoir 0 dans le cas où nous sommes en présence d'une égalité parfaite. Contrairement au coefficient de Gini, le coefficient de variation n'est pas borné à la limite supérieure. Cet indice décrit la dispersion des données autour de la moyenne. Ainsi, tout comme le coefficient de Gini, plus il est élevé, plus il y a de l'inégalité au sein des écoles. Nous allons calculer le coefficient de variation au niveau des scores des étudiants et de leur statut socioéconomique par le biais de l'indice HISEI. Cette mesure est exprimée en pourcentage et se calcule de la manière suivante :

$$CV = \frac{s}{\bar{x}} * 100 \quad (3.5)$$

où CV représente la valeur du coefficient de variation, s indique l'écart type échantillonnal et \bar{x} est la moyenne échantillonnale. L'écart type et la moyenne seront tous les deux appliqués aux scores des étudiants ou à leur SSE dépendamment du contexte académique ou socioéconomique.

3.6 Modèle général

L'objectif de notre premier modèle de régression est d'analyser la relation entre nos mesures d'inégalités et la performance moyenne par province et cycle d'enquête aux examens PISA en lecture, en mathématiques, ainsi qu'en sciences. Pour ce faire, nous allons utiliser une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous obtenons la performance moyenne par province et cycle d'enquête en

calculant la moyenne pondérée des résultats des étudiants. La pondération utilisée est le poids d'échantillonnage de chaque étudiant, provenant de Statistique Canada. Cette méthode a été choisie afin d'assurer que l'échantillon soit représentatif de la population.

Dans un premier temps, nous voulons interpréter la relation entre la réussite des étudiants et nos coefficients de Gini académique et socioéconomique. Notre modèle de régression prend la forme standard de la fonction de production de l'éducation utilisée par Hanushek *et al.* (2011), auquel nous ajoutons les poids d'échantillonnage.

$$R_{p,a} = \alpha + \beta I_{p,a} + \epsilon_{p,a} \quad (3.6)$$

où $R_{p,a}$ représente la moyenne pondérée des résultats obtenus dans la province p et durant le cycle d'enquête a à l'un des trois volets de l'examen PISA. Le vecteur I représente la mesure d'inégalité utilisée dans le modèle, soit le coefficient moyen de Gini académique ou le coefficient moyen de Gini socioéconomique, qui sont tous deux mesurés au niveau de l'école à chaque cycle d'enquête. Ces deux mesures d'inégalité sont ensuite agrégées au niveau de la province et du cycle d'enquête en utilisant le poids d'échantillonnage des étudiants. Puis, le coefficient β capte la relation entre l'inégalité académique ou socioéconomique et la performance moyenne provinciale par cycle d'enquête.

Nous exploitons le même modèle que l'équation 3.6 pour interpréter la relation

entre nos mesures d'inclusion socioéconomique et d'inclusion académique et la performance des étudiants. De la même manière que dans le dernier modèle, nous n'allons pas inclure les mesures académique et socioéconomique dans la même régression. Le modèle va s'écrire de la façon suivante :

$$R_{p,a} = \alpha + \gamma MI_{p,a} + \epsilon_{p,a} \quad (3.7)$$

où $R_{p,a}$ représente la moyenne pondérée des résultats obtenus dans la province p et durant le cycle d'enquête a à l'un des trois volets de l'examen PISA. $MI_{p,a}$ représente les mesures d'inclusion socioéconomique ou académique. Ces mesures d'inclusion sont calculées au niveau provincial et par cycle d'enquête. Le γ représente notre coefficient d'intérêt lié à la relation entre la mesure d'inclusion et la réussite des étudiants. Nous rappelons que nous avons uniquement une valeur calculée pour la mesure d'inclusion par cycle d'enquête et par province.

Enfin, nous allons estimer les équations 3.6 et 3.7 en utilisant seulement les résultats des étudiants dont la performance se situe dans le quintile inférieur au sein de leur province respective au cycle d'enquête auquel ils ont participé. Ces dernières estimations visent à étudier si la relation entre les inégalités et la performance, ou entre l'inclusion et la performance, peut être différente pour les étudiants en difficulté.

3.7 Corrélation entre les mesures d'inégalité

Les mesures présentées dans les sections précédentes offrent chacune un portrait des inégalités et de l'inclusion au sein des écoles du Québec. Dans cette section, nous nous intéressons à la relation mutuelle entre les variables explicatives qui seront utilisées dans nos régressions. Nous voulons éviter d'avoir une trop grande multicollinéarité, qui survient lorsque des variables explicatives dans une régression sont fortement corrélées. De plus, une multicollinéarité prononcée peut augmenter la variance des coefficients dans une régression, les rendre instables et ainsi, difficiles à interpréter.

Dans le tableau 3.1, nous présentons les corrélations entre les coefficients de Gini académique et le coefficient de Gini socioéconomique, ainsi que les corrélations entre les mesures d'inclusion académique et socioéconomique. Nous observons que les coefficients de Gini académiques sont fortement corrélés entre eux. Cependant, nous constatons que le coefficient de Gini socioéconomique est moyennement corrélé avec le coefficient de Gini académique dans les trois matières. Par la suite, nous présentons les corrélations entre les mesures d'inclusions académiques, ainsi qu'avec les mesures d'inclusions socioéconomiques. Nous observons que les mesures d'inclusion académique dans les trois matières sont fortement corrélées. De la même manière, nous observons une forte corrélation entre la mesure d'inclusion socioéconomique HISEI et celle calculée à l'aide de l'indice ESCS. Il est donc important de noter qu'en raison de la forte corrélation et afin d'éviter les problèmes liés à la multicollinéarité, nous ne pouvons ajouter tous les coefficients de Gini académique dans une même régression. De plus, cela s'applique également aux mesures d'inclusions académiques et socioéconomiques. Nous ne pouvons donc

pas inclure plus d'une mesure d'inclusion académique et une mesure d'inclusion socioéconomique dans une même régression.

Tableau 3.1: Corrélations entre les indices d'inégalité et d'inclusion

Gini				
	Lecture	Math	Science	Socio.
Math	0,80	1,0	-	-
Science	0,88	0,86	1,0	-
Socio.	0,33	0,40	0,35	1,0

Mesures d'inclusion					
	Lecture	Math	Science	HISEI	ESCS
Math	0,86	1,0	-	-	-
Science	0,90	0,91	1,0	-	-
HISEI	0,71	0,72	0,69	1,0	-
ESCS	0,80	0,82	0,81	0,94	1,0

Source : Calculs de l'auteur à partir de la base de données PISA

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

Dans ce chapitre, nous comparons le Québec à l'Ontario et au reste du Canada en matière d'inégalité et d'inclusion académique et socioéconomique. Afin de présenter un portrait global et actuel, nous considérons dans ce chapitre l'échantillon de 2000 à 2018 et le sous-échantillon de 2018.

Dans un premier temps, nous documentons le degré de mixité au sein des provinces par le biais de la déviation du coefficient de Gini académique et socioéconomique pour le Québec, l'Ontario et le reste du Canada (excluant le Québec et l'Ontario) par rapport au coefficient de Gini de référence, soit le Gini académique et socioéconomique au niveau provincial. Ensuite, nous présentons les mesures d'inclusion socioéconomique et d'inclusion académique. Ces mesures nous permettent de cerner l'ampleur des inégalités de réussite et socioéconomiques au sein des écoles. Par la suite, nous présentons la variance intraécole et le coefficient de variation depuis l'an 2000. Ces deux mesures servent à valider la robustesse des résultats obtenus à partir du coefficient de Gini. Nous analysons également la relation entre la performance individuelle des étudiants et l'inclusion académique et socioéconomique de leur école à l'aide d'un modèle de régression linéaire.

4.1 Coefficient de Gini

Dans cette section, nous étudions l'inégalité au niveau provincial et au sein des écoles à partir du coefficient de Gini. Dans un premier temps, nous regardons la moyenne provinciale du coefficient de Gini académique et socioéconomique. Ensuite, nous observons l'évolution du coefficient de Gini à travers les écoles et à travers le temps. Toutes nos analyses sont effectuées à travers le Québec, l'Ontario et le reste du Canada (excluant le Québec et l'Ontario) entre 2000 et 2018, ainsi que le cycle d'enquête le plus récent, soit 2018.

4.1.1 Gini au niveau des provinces

Dans le tableau 4.1, nous présentons le coefficient de Gini académique. Ces résultats sont présentés au niveau provincial pour le Québec, l'Ontario et le reste du Canada. Du côté du coefficient de Gini académique en lecture, nous observons que le Québec est moins inégalitaire par rapport à l'Ontario et le reste du Canada en 2018. Ce résultat est statistiquement différent à un niveau de significativité de 5 %. De manière générale, durant les autres cycles d'enquêtes, nous ne pouvons conclure que le Québec est plus inégalitaire en lecture que les autres provinces canadiennes étant donné que les différences d'une province à l'autre ne sont pas statistiquement significatives. Du côté de l'inégalité académique en mathématiques, nous observons que le Québec est moins inégalitaire que l'Ontario et le reste du Canada en 2009, en 2012 et en 2018. Lors des autres cycles d'enquêtes, les différences entre le Québec, l'Ontario et le reste du Canada ne sont pas statistiquement significatives. Du côté de l'inégalité académique en sciences, le Québec est moins inégalitaire que l'Ontario et le reste du Canada en 2012 et

en 2018. Cependant, les différences entre le Québec et les autres provinces ne sont pas significatives en 2006, en 2009 et en 2015.

Tableau 4.1: Le Gini académique provincial à travers les cycles d'enquêtes PISA

	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018
Lecture							
QC	8,2	8,7	9,0	7,8	8,2	8,7	8,7
	[7,8 ; 8,5]	[8,2 ; 9,1]	[8,5 ; 9,5]	[7,5 ; 8,2]	[7,9 ; 8,5]	[8,3 ; 9,0]	[8,4 ; 9,0]
ON	9,0	8,3	8,5	8,5	8,8	9,1	10,2
	[8,8 ; 9,3]	[7,9 ; 8,6]	[8,2 ; 8,9]	[8,2 ; 8,8]	[8,5 ; 9,1]	[8,8 ; 9,4]	[9,9 ; 10,5]
Reste du Canada	9,1	8,6	9,3	8,7	8,6	8,5	9,7
	[8,9 ; 9,2]	[8,4 ; 8,7]	[9,1 ; 9,5]	[8,5 ; 8,9]	[8,4 ; 8,8]	[8,3 ; 8,7]	[9,5 ; 10,0]
Math							
QC		8,3	8,0	7,3	7,9	8,0	8,3
		[7,9 ; 8,8]	[7,7 ; 8,3]	[6,9 ; 7,7]	[7,6 ; 8,2]	[7,6 ; 8,3]	[8,1 ; 8,6]
ON		8,1	7,9	8,2	8,6	8,5	9,2
		[7,8 ; 8,4]	[7,7 ; 8,2]	[7,9 ; 8,4]	[8,3 ; 8,8]	[8,3 ; 8,8]	[9,0 ; 9,4]
Reste du Canada		8,4	8,1	8,3	8,6	8,6	9,3
		[8,3 ; 8,5]	[8,0 ; 8,3]	[8,2 ; 8,5]	[8,5 ; 8,8]	[8,4 ; 8,7]	[9,1 ; 9,4]
Science							
QC			8,6	7,7	7,6	8,2	8,5
			[8,2 ; 8,9]	[7,3 ; 8,1]	[7,3 ; 7,9]	[7,9 ; 8,6]	[8,2 ; 8,7]
ON			8,8	8,6	9,1	9,2	9,7
			[8,4 ; 9,1]	[8,4 ; 8,9]	[8,9 ; 9,4]	[8,9 ; 9,5]	[9,4 ; 10,0]
Reste du Canada			9,1	8,5	8,8	9,1	9,9
			[8,9 ; 9,2]	[8,4 ; 8,7]	[8,7 ; 9,0]	[8,9 ; 9,3]	[9,7 ; 10,1]

Note : Intervalles de confiance à 95 % entre crochets.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Le tableau 4.2 présente le portrait de l'inégalité socioéconomique, qui est mesurée avec l'indice HISEI et l'indice ESCS. En effet, nous observons que l'inégalité socioéconomique est plus faible au Québec en 2009 et 2012 qu'en Ontario et au reste du Canada. Cependant, de manière générale, nous ne pouvons conclure que le Québec est plus inégalitaire d'un point de vue socioéconomique que les autres provinces. Ensuite, lorsque nous observons la situation des inégalités socioéconomiques en exploitant l'indice ESCS, nous ne pouvons pas conclure que le système d'éducation, en moyenne, au Québec est plus inégal que les autres provinces canadiennes. Comme illustré dans le tableau 4.2, de manière générale, les différences

entre le Québec, l'Ontario et le reste du Canada ne sont pas statistiquement significatives.

Tableau 4.2: Le Gini socioéconomique provincial à travers les cycles d'enquêtes PISA

	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018
HISEI							
QC	15,5	15,9	14,7	13,6	18,3	17,1	17,8
	[14,9; 16,2]	[15,2; 16,5]	[14,0; 15,4]	[12,9; 14,4]	[17,2; 19,4]	[15,8; 18,3]	[16,7; 19,0]
ON	15,2	14,9	14,6	15,9	19,4	17,7	17,9
	[14,6; 15,7]	[13,9; 16,0]	[13,9; 15,4]	[15,4; 16,4]	[18,3; 20,6]	[16,8; 18,7]	[16,9; 18,9]
Reste du Canada	16,6	16,0	15,5	16,0	20,0	19,3	20,8
	[16,3; 16,9]	[15,7; 16,3]	[15,2; 15,8]	[15,7; 16,3]	[19,4; 20,5]	[18,8; 19,8]	[20,2; 21,3]
ESCS							
QC	30,8	34,9	35,5	30,5	31,0	29,1	30,6
	[29,4; 32,2]	[33,3; 36,4]	[33,6; 37,4]	[28,6; 32,4]	[29,6; 32,3]	[27,4; 30,9]	[29,3; 31,9]
ON	29,3	33,9	32,3	33,3	31,0	30,8	30,2
	[28,0; 30,6]	[31,4; 36,4]	[30,8; 33,8]	[32,1; 34,5]	[29,7; 32,4]	[29,5; 32,1]	[29,1; 31,4]
Reste du Canada	32,5	36,1	35,2	34,6	32,5	31,5	32,6
	[31,9; 33,2]	[35,4; 36,8]	[34,5; 35,9]	[33,9; 35,3]	[31,8; 33,3]	[30,8; 32,3]	[31,8; 33,3]

Note : Intervalles de confiance à 95 % entre crochets.

Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

4.1.2 Mixité académique et sociale intraécole

Dans la section précédente, nous avons illustré les inégalités au niveau provincial afin d'identifier le point de référence au sein d'une province. Dans cette section, nous analysons le niveau de mixité académique et socioéconomique au sein des écoles du Québec par rapport aux écoles de l'Ontario et du reste du Canada. Le niveau de mixité est calculé à partir de la différence entre chacun des coefficients de Gini intraécole et le coefficient de Gini provincial. Tout comme dans les sections précédentes, nous présentons la distribution entre 2000 et 2018 et pour 2018 uniquement.

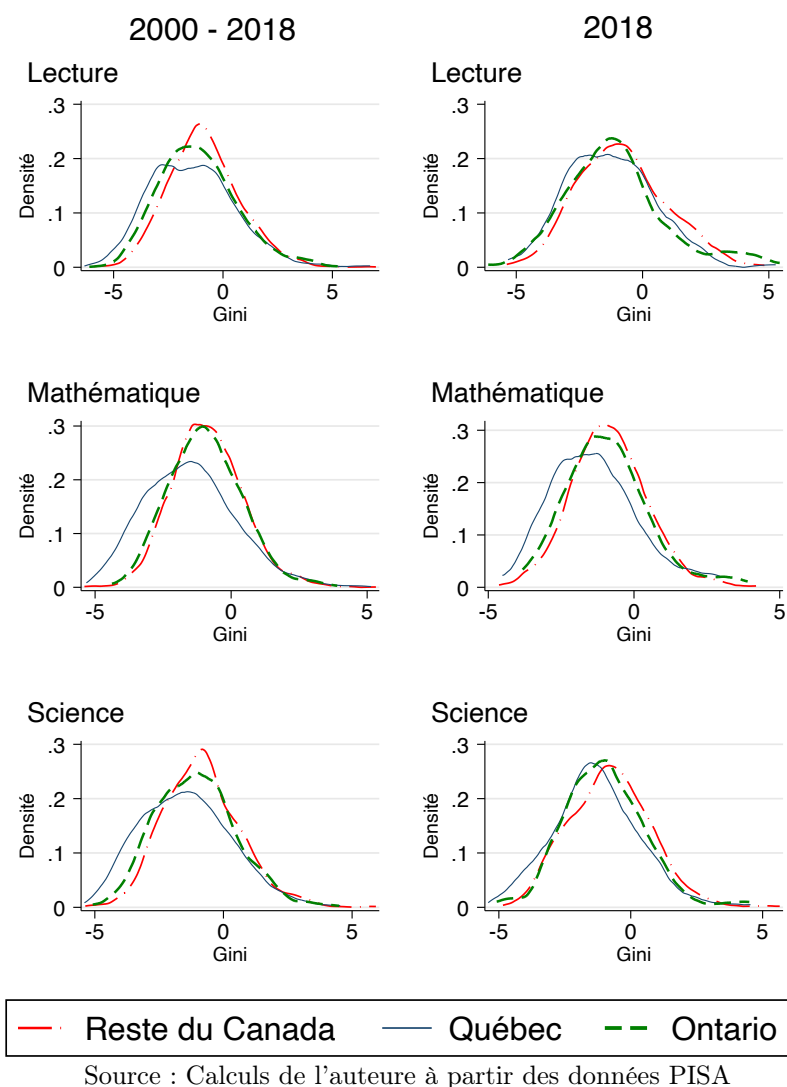
Dans la figure 4.1, nous présentons la mixité académique en lecture, en mathématiques, ainsi qu'en sciences. Nous représentons la distribution du coefficients de Gini académique et socioéconomique intraécoles au Québec en bleu (ligne solide),

celle de l'Ontario en vert (ligne de tirets) et celle du reste du Canada en rouge (ligne de tirets et de points). En guise d'interprétation, plus la distribution est à droite, plus nous sommes en présence d'une mixité plus élevée que celle observée dans la province, alors que plus la distribution est à gauche, plus la mixité est inférieure à celle observée dans la province.

Entre 2000 et 2018, la mixité académique dans les écoles québécoises semble être moins grande en lecture, en mathématiques et en sciences que celles observées dans les écoles en Ontario et dans le reste du Canada (la distribution québécoise est plus vers la gauche). Durant le cycle d'enquête le plus récent, nous observons que la mixité académique en lecture et en sciences est comparable à celle de l'Ontario et du reste du Canada, cependant les écoles québécoises demeurent moins homogènes que les écoles dans les autres provinces en mathématiques. Dans tous les cas, nous observons une certaine concentration des aptitudes en lecture, mathématiques et sciences au sein des écoles puisque les distributions sont bien souvent centrées à gauche partout au pays. Par contre, ces différences ne sont en moyenne pas significatives (voir Tableau A9).

Il est important de se rappeler que la littérature sur la mixité académique n'offre pas de consensus. Certains articles encouragent une plus grande mixité académique, soit une plus grande inclusion académique et d'autres stipulent que celle-ci pourrait nuire à la réussite des étudiants.

Figure 4.1: Distribution de la mixité académique à travers les provinces

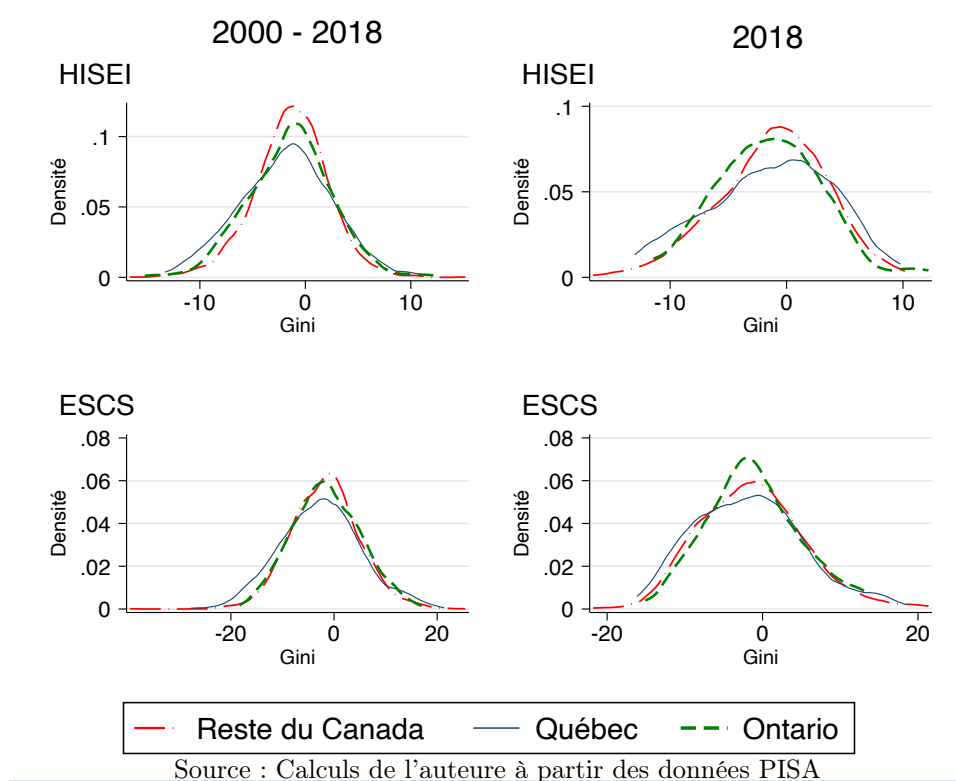


Dans la figure 4.2, nous présentons la distribution de la mixité sociale dans les écoles au Québec, en Ontario et dans le reste du Canada. Nous présentons la mixité socioéconomique qui a été à la fois calculée à l'aide de l'indice HISEI et l'indice ESCS.

Il semble évident à la lumière des ces figures que la mixité socioéconomique est

beaucoup plus représentative de la mixité au niveau de la province et ce partout au pays. Les distributions sont bien souvent centrée à zéro. Entre 2000 et 2018, nous observons que la distribution de la mixité socioéconomique dans les écoles au Québec est comparable à celle de l'Ontario et le reste du Canada lorsque nous observons l'indice HISEI. Le portrait illustré est très similaire lorsque nous observons l'indice ESCS également, soit que la mixité socioéconomique dans les écoles québécoises est comparable aux écoles dans les autres provinces canadiennes. En 2018, les deux indices semblent vouloir raconter des histoires légèrement différentes. Le Québec apparaît plus mixte avec l'indice HISEI, qui se base essentiellement sur l'occupation des parents. Alors que les écoles paraissent légèrement moins mixtes avec l'indice ESCS, qui inclut à la fois des questions sur l'éducation des parents et les possessions de la famille. Haeck et Lefebvre (2021) notent que l'indice ESCS est moins stable que l'indice HISEI. Lorsque l'on considère les intervalles de confiance, on constate que les différences entre les provinces ne sont pas significatives (Tableau A10). En somme, nos résultats démontrent que les écoles au Québec semblent aussi inclusives en moyenne que les écoles ailleurs au Canada, ainsi qu'en Ontario.

Figure 4.2: Distribution de la mixité socioéconomique à travers les provinces



4.2 Mesures d'inclusion

Le graphique 4.3 présente la mesure d'inclusion académique en lecture, en mathématiques et en sciences entre 2000 et 2018. Les valeurs associées à cette figure sont présentées dans le tableau A2¹. Nous rappelons que la mesure d'inclusion en mathématiques a été calculée à partir de 2003 et à partir de 2006 pour celle en sciences. De manière générale, nous observons que l'inclusion en lecture dans le reste du Canada et en Ontario demeure plus élevée qu'au Québec. Cependant, nous constatons que cette différence n'est pas statistiquement significative. En mathématique, l'inclusion académique au Québec est plus faible qu'en Ontario

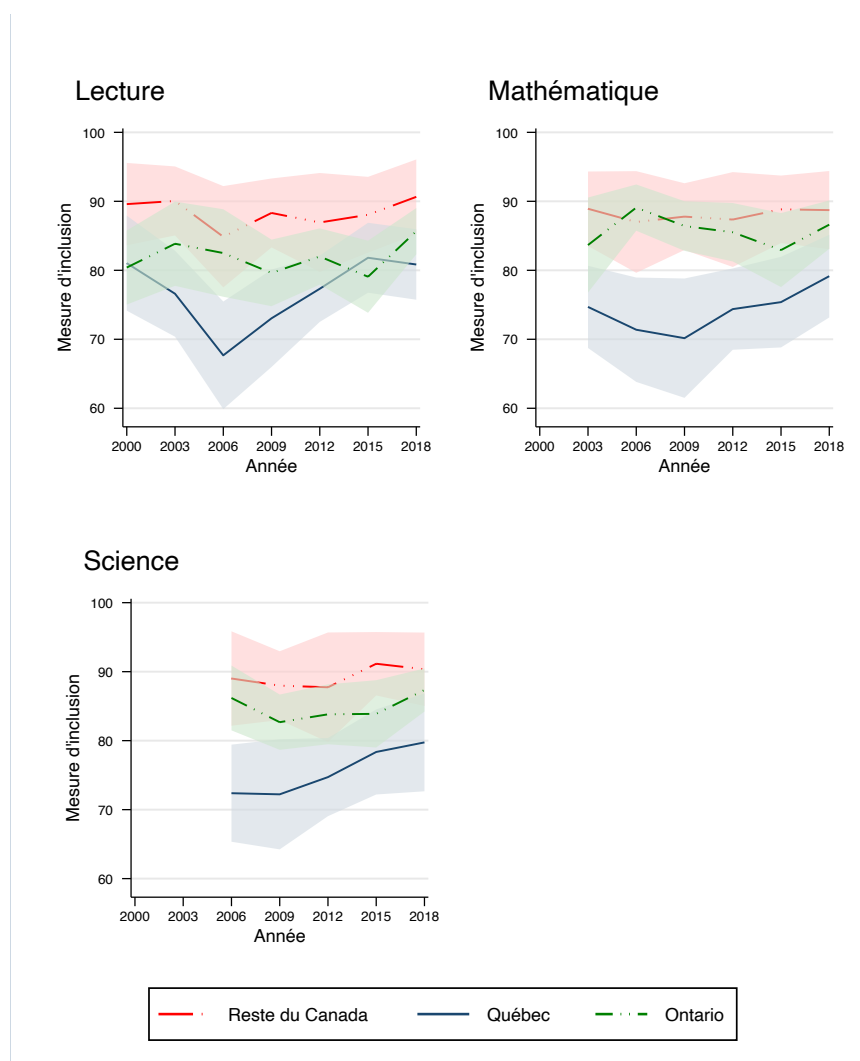
1. Le tableau se retrouve en annexe.

et que dans le reste du Canada à travers tous les cycles d'enquête. Nous constatons que cette différence est uniquement significative entre 2006 et 2012. Dans le domaine des sciences, nous observons que la mesure d'inclusion académique augmente à travers les cycles d'enquêtes au Québec, en Ontario, ainsi que dans le reste du Canada. Cependant, l'inclusion académique demeure plus faible au Québec par rapport à l'Ontario et au reste du Canada. Cette différence n'est pas statistiquement significative. Entre autres, nous observons que l'inclusion académique en lecture est comparable à l'Ontario et le reste du Canada. Pour ce qui est de l'inclusion académique en mathématiques, nous observons que les écoles au Québec semblent être moins inclusives durant les cycles d'enquêtes 2006, 2009 et 2012. Par contre, Haeck et Lefebvre (2021) montrent que tant les élèves ayant plus de difficulté que ceux ayant plus de facilité semblent réussir au moins aussi bien, et parfois mieux (en mathématiques) au Québec qu'ailleurs au Canada.

Ensuite, la figure 4.4 illustre l'évolution de la mesure d'inclusion socioéconomique calculée, dans un premier temps, avec l'indice HISEI et ensuite, par l'indice ESCS. Nous retrouvons le tableau A1 en annexe qui illustre les valeurs numériques associées à la figure 4.4². Nous présentons l'évolution de ces deux mesures à travers le temps et les provinces. En effet, l'inclusion socioéconomique au Québec est représentée en bleu (ligne solide), celle de l'Ontario en vert (ligne de tirets) et celle du reste du Canada en rouge (ligne de tirets et de points). Nous observons que l'évolution de la mesure d'inclusion socioéconomique calculée à l'aide de l'indice HISEI est plus constante que l'indice ESCS à travers le temps. Nous observons que la mesure d'inclusion de l'ESCS a un déclin important entre 2003 et 2009. Cette

2. Le tableau se retrouve en annexe.

Figure 4.3: La mesure d'inclusion académique à travers les provinces, 2000 à 2018



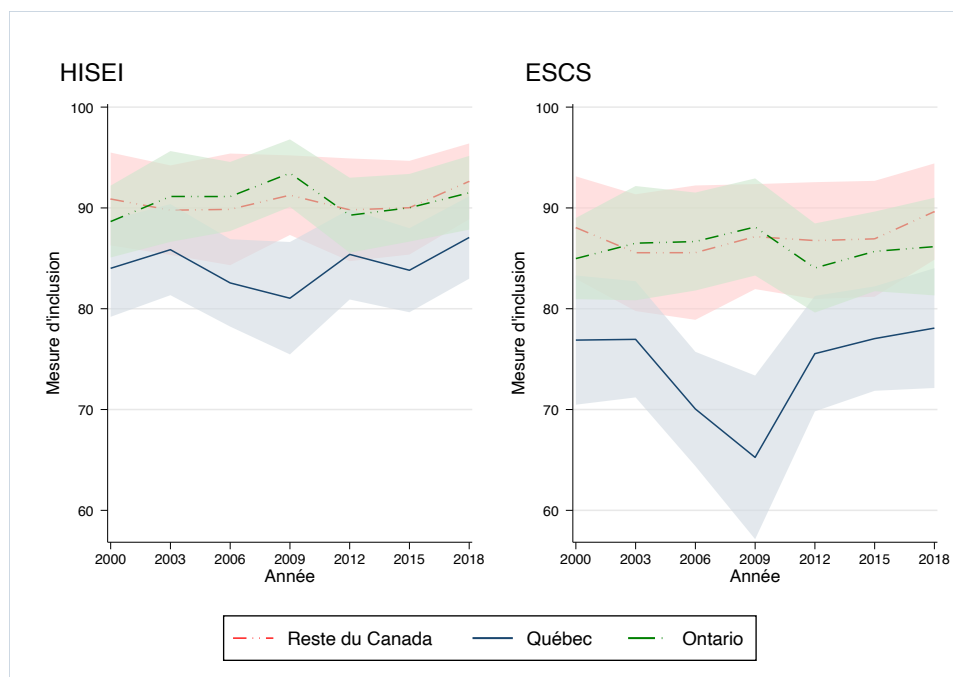
Note : Les zones ombragées sont les intervalles de confiance à 95 %

Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA

fluctuation peut en effet démontrer que cet indice est incompatible avec l'évolution constante du statut socioéconomique à travers le temps et les provinces.

Les mesures d'inclusion de l'HISEI et celle de l'ESCS sont plus faibles pour le Québec à travers tous les cycles d'enquêtes. Par contre, les différences avec les autres provinces ne sont pas toujours statistiquement significatives à travers les

Figure 4.4: La mesure d'inclusion socioéconomique à travers les provinces, 2000 à 2018



Notes : Les zones ombragées sont les intervalles de confiance à 95 %

Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA

cycles d'enquêtes. La mesure d'inclusion de l'HISEI affiche une hausse à travers les années. D'une année à l'autre, la tendance de l'inclusion socioéconomique HISEI est assez stable en Ontario et dans le reste du Canada. L'indice de l'HISEI et l'ESCS a une faible tendance à la hausse au Québec, ce qui nous indique que l'inclusion socioéconomique au sein des établissements scolaires québécois s'améliore à travers les années. En d'autres termes, les étudiants provenant d'un milieu socioéconomique désavantagé ont de plus en plus accès aux mêmes apprentissages que ceux provenant d'un milieu avantagé au Québec. Dans la figure 4.4, nous observons que les différences entre la mesure d'inclusion socioéconomique HISEI au sein des écoles au Québec, en Ontario et dans le reste du Canada sont statistiquement significatives en 2009 et en 2006, entre le Québec et l'Ontario seulement.

Selon les deux mesures d'inclusion socioéconomique, le Québec demeure moins inclusif que l'Ontario et le reste du Canada jusqu'en 2018, mais le Québec connaît un rattrapage depuis 2009. De plus, nous observons que l'inclusion socioéconomique au sein des écoles au Québec est comparable aux écoles en Ontario, ainsi que dans le reste du Canada.

4.3 Robustesse

En guise de test de robustesse, nous observons la moyenne de la variance intraécole et la moyenne du coefficient de variation à travers le temps au Québec par rapport à l'Ontario et le reste du Canada³. Dans un premier temps, nous analysons nos résultats à travers le temps dans notre échantillon où nous nous attardons uniquement aux écoles incluant au moins 20 observations. Nous comparons par la suite ces résultats à ceux obtenus lorsque nous incluons toutes les écoles, soit celles avec moins de 20 observations.

4.3.1 Variance intraécole

Nous observons la variance intraécole moyenne à travers 2000 et 2018 et 2018 uniquement. Tous les tableaux sur la variance intraécole moyenne se retrouvent en annexe. Nous présentons une brève discussion sur ces résultats dans cette section. Nous observons qu'entre 2000 et 2018, en moyenne, la variance intraécole académique au Québec est plus faible qu'en Ontario et dans le reste du Canada en lecture et en sciences uniquement. Cependant, le Québec est comparable à

3. Les résultats pour la variance intraécole moyenne et le coefficient de variation moyen sont présentés en annexe dans les tableaux A4, A5, A6 et A7.

l'Ontario et au reste du Canada en mathématiques. Similairement, en 2018, nous observons que le Québec affiche une variance intraécole moyenne plus faible que l'Ontario et le reste de Canada dans les trois domaines. Nous pouvons noter que toutes ces dernières différences sont statistiquement significatives. Ensuite, nous rapportons la variance intraécole moyenne entre 2000 et 2018 et 2018 uniquement de toutes les écoles dans notre base de données. Nous observons ainsi que les inégalités académiques dans les écoles au Québec sont comparables à celles de l'Ontario et dans le reste du Canada. Ce constat est également valide pour le cycle d'enquête le plus récent.

Nous présentons également la variance intraécole socioéconomique moyenne calculée à partir de l'indice HISEI, ainsi que l'indice ESCS. Nous observons que la variance intraécole socioéconomique moyenne au Québec est comparable à celle de l'Ontario et dans le reste du Canada. Par contre, lorsque nous nous concentrons uniquement sur la dernière année, nous observons qu'en moyenne, la variance intraécole est plus élevée pour le Québec que l'Ontario, mais plus faible que le reste du Canada. Cette différence entre les provinces n'est pas statistiquement significative. En d'autres mots, le statut socioéconomique au sein des écoles n'est pas significativement plus dispersé au Québec qu'en Ontario et dans le reste du Canada. Lorsque nous incluons toutes les écoles de notre base de données, soit même les écoles avec moins de 20 observations, nous observons que les chiffres diffèrent légèrement du tableau A4. Les inégalités socioéconomiques du Québec demeurent comparables à l'Ontario, mais sont plus faibles que dans le reste du Canada entre 2000 et 2018. Finalement, durant le cycle d'enquête récent, le Québec demeure comparable aux autres provinces canadiennes.

4.3.2 Coefficient de variation

Notre deuxième mesure de robustesse est le coefficient de variation moyen. Nous présentons cette mesure dans le tableau A6. Ce tableau affiche la moyenne du coefficient de variation à travers les écoles avec au moins 20 observations au Québec, en Ontario, ainsi que dans le reste du Canada. Tout comme la variance intraécole, le Québec affiche un coefficient de variation plus faible que l'Ontario et le reste du Canada en lecture, en mathématiques et en sciences. Le même phénomène est observable durant l'année plus récente. Toutes nos différences sont statistiquement significatives. Du côté des inégalités socioéconomiques, en moyenne, le Québec est comparable à l'Ontario et dans le reste du Canada entre 2000 et 2018 et pour 2018 uniquement.

En somme, nos résultats démontrent que les écoles québécoises sont plus homogènes que les écoles en Ontario et dans le reste du Canada. Ces résultats corroborent ceux que nous avons trouvés avec la variance intraécole dans la section précédente.

4.3.3 Gini socioéconomique et académique moyen à travers TIMSS

Afin de valider les résultats trouvés avec les données de PISA, nous présentons les coefficients de Gini calculé à partir des données de TIMSS. Contrairement aux données de PISA, les étudiants dans TIMSS sont sélectionnés par niveau académique plutôt que par âge. Dans le tableau 4.3, nous avons présenté le coefficient de Gini académique et socioéconomique en 2011, 2015, ainsi qu'en 2019. Tous nos résultats sont présentés pour le Québec et l'Ontario dans les deux années scolaires

couvertes par TIMSS.

Dans un premier temps, nous présentons les résultats pour le cycle d'enquête de 2011. Dans ce contexte particulier, nous pouvons uniquement comparer les écoles au Québec avec celles de l'Ontario pour la 4^e année du primaire sur une base académique étant donné que nous n'avons aucune valeur de disponible pour l'indice HER. Globalement, le coefficient de Gini académique en mathématiques et en sciences pour les deux années scolaires au Québec est plus faible que celui de l'Ontario. Ces différences sont statistiquement significatives à un niveau de 5 %. Ainsi, nous pouvons conclure qu'en 2011, le Québec est moins inégalitaire au niveau académique en 4^e année du primaire et en secondaire 2 par rapport à l'Ontario. De plus, nous pouvons également conclure qu'en 2011, le Québec est moins inégalitaire au niveau socioéconomique en secondaire 2 par rapport à l'Ontario.

Ensuite, nous présentons le coefficient de Gini académique et socioéconomique en 2015. Pour la 4^e année du primaire, nous observons que le Québec affiche un coefficient de Gini académique plus faible que celui de l'Ontario en mathématiques et en sciences. Nous observons également un portrait similaire pour les étudiants en secondaire 2. Du côté socioéconomique, nous observons que le Québec est comparable à l'Ontario en termes des inégalités socioéconomiques, cependant il est moins inégalitaire pour le secondaire 2.

Durant le cycle d'enquête le plus récent, soit en 2019, nous observons un portrait similaire à 2015. En d'autres termes, le Québec semble être moins inégalitaire au niveau académique en mathématiques et en sciences par rapport à l'Ontario pour les deux années scolaires échantillonnées. Au niveau socioéconomique, le Québec

est uniquement moins inégalitaire en secondaire 2 comparé à l'Ontario, mais il demeure comparable à l'Ontario pour les étudiants en 4^e année du primaire.

Tableau 4.3: Gini académique et socioéconomique moyen avec les données TIMSS

	4 ^e année du primaire		Secondaire 2	
	Québec	Ontario	Québec	Ontario
2011				
Mathématiques	5,65 [5,45 ; 5,85]	7,20 [6,95 ; 7,46]	5,06 [4,87 ; 5,26]	6,87 [6,66 ; 7,08]
Science	5,65 [5,46 ; 5,85]	7,44 [7,19 ; 7,70]	5,81 [5,61 ; 6,01]	6,62 [6,40 ; 6,84]
HER	5,89 [5,65 ; 6,13]	- -	6,03 [5,86 ; 6,20]	6,48 [6,27 ; 6,70]
2015				
Mathématiques	5,81 [5,60 ; 6,02]	7,03 [6,79 ; 7,27]	5,55 [4,96 ; 6,14]	6,74 [6,43 ; 7,06]
Science	5,93 [5,67 ; 6,19]	6,71 [6,50 ; 6,92]	6,05 [5,49 ; 6,61]	6,94 [6,60 ; 7,28]
HER	5,76 [5,37 ; 6,14]	5,96 [5,72 ; 6,20]	6,27 [5,95 ; 6,59]	6,42 [6,21 ; 6,63]
2019				
Mathématiques	6,35 [6,08 ; 6,62]	7,43 [7,16 ; 7,70]	5,09 [4,88 ; 5,31]	7,22 [6,89 ; 7,54]
Science	6,46 [6,24 ; 6,68]	7,05 [6,77 ; 7,33]	5,67 [5,44 ; 5,89]	7,60 [7,22 ; 7,99]
HER	5,82 [5,38 ; 6,26]	6,18 [5,74 ; 6,61]	5,48 [5,23 ; 5,72]	5,81 [5,53 ; 6,09]

Note : En 2011, l'indice HER n'est pas disponible en Ontario pour la 4^e année du primaire. Intervalles de confiance à 95 % entre crochets.

Source : Calculs de l'auteure à partir des données TIMSS en mathématiques et en sciences.

4.4 Régression sur la performance moyenne

L'importance de s'intéresser aux inégalités (ou à la mixité) socioéconomiques et académiques au sein des écoles repose sur l'hypothèse que ces inégalités influencent la performance des élèves. De plus, nous rappelons que notre objectif n'est pas

d'établir un lien de causalité, mais bien de documenter l'état des inégalités académiques et sociales et le lien entre ces mesures et la performance académique. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons estimé à l'aide d'une régression par moindres carrés ordinaires la relation entre les inégalités au niveau provincial, la mixité au sein des écoles et la performance des étudiants en lecture, en mathématique et en sciences. Les tableaux 4.4, 4.5, 4.6 présentent les résultats de ces estimations pour les relations entre chaque mesure de mixité et la performance des étudiants dans chaque matière.

Nous observons qu'une hausse des inégalités au niveau de la province au niveau académique est plus fortement associée à une baisse de la performance, qu'une hausse des inégalités socioéconomiques. Ce constat est valide tant en lecture, qu'en mathématiques, ou en sciences. Notamment, une hausse de la mixité académique d'un point de pourcentage (soit une augmentation de 1 de la valeur du Gini qui est comprise entre 0 et 100) est associée à une diminution moyenne du score en lecture, en mathématiques et en sciences de 12,03 points, 24,66 points et 14,6 points respectivement. De son côté, une hausse de un point de pourcentage du coefficient de Gini socioéconomique calculé à l'aide de l'indice HISEI est liée, en moyenne, à une baisse moyenne de la performance en lecture de 3,07 points, en mathématiques de 5,69 points et en sciences de 3,18 points. La relation entre les coefficients de Gini calculés à l'aide de l'indice ESCS et la performance moyenne des étudiants en lecture et en sciences uniquement est également négative. Le coefficient de Gini calculé à partir de l'indice ESCS est associé à un coefficient qui n'est pas statistiquement significatif sur la performance en mathématiques. Ainsi, une plus grande inégalité académique ou socioéconomique au niveau de la province est associée à une plus faible performance provinciale.

Ensuite, nous présentons les coefficients de l'estimation de la relation entre les mesures d'inclusion, qui capte la distribution des inégalités au sein des écoles dans une province, et la performance moyenne des étudiants dans les trois volets. Nous observons qu'une hausse de 1 % de l'inclusion académique au niveau provincial est liée à une baisse de la performance moyenne en lecture, en mathématiques et en sciences. En d'autres termes, une plus grande hétérogénéité (soit une plus grande mixité) au niveau des scores des étudiants résulte en une baisse des scores moyens en lecture de 0,83 point, en mathématiques de 1,68 point et en sciences de 1,10 point. Cependant, le coefficient associé à la mesure d'inclusion au niveau de l'indice ESCS n'est pas statistiquement significatif en lecture, en mathématiques, ainsi qu'en sciences.

En somme, une hausse de la mixité académique est liée à une baisse de la performance provinciale aux tests PISA, et ce, dans les trois volets examinés. Ces résultats sont significatifs à un niveau de 1 %. Nous pouvons également observer que la mixité académique a une relation négative plus forte avec la performance que la mixité socioéconomique, avec des coefficients estimés plus élevés dans les trois matières évaluées. Autrement dit, les inégalités de performance académique au sein des écoles semblent plus fortement liées à la performance des élèves que les inégalités de statut socioéconomique, et plus ces inégalités augmentent moins la performance moyenne provinciale est élevée.

Tableau 4.4: Régressions de la performance en lecture

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Lecture					
Gini provincial						
Académique	-12,03*** (0,31)					
HISEI		-3,07*** (0,09)				
ESCS			-0,46*** (0,02)			
Mesures d'inclusion						
Académique				-0,83** (0,02)		
HISEI					-1,29** (0,04)	
ESCS						-0,79** (0,02)
Constante	626,32*** (2,97)	569,67*** (1,40)	523,29*** (0,28)	588,03*** (1,48)	631,89*** (3,31)	584,17*** (1,83)
Observations	70	70	70	70	70	70
R^2	0,387	0,202	0,041	0,113	0,111	0,104

Notes : Écart-type entre parenthèses. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA en lecture.

Tableau 4.5: Régressions de la performance en mathématiques

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Mathématiques					
Gini provincial						
Académique	-24,66*** (1,54)					
HISEI		-5,27*** (0,24)				
ESCS			-0,79 (0,24)			
Mesures d'inclusion						
Académique				-1,68*** (0,06)		
HISEI					-2,25*** (0,12)	
ESCS						-1,69*** (0,09)
Constante	720,04*** (12,61)	603,33*** (3,80)	522,26*** (0,28)	656,13*** (4,86)	712,96*** (10,07)	655,13*** (6,91)
Observations	60	60	60	60	60	60
R^2	0,554	0,460	0,089	0,350	0,253	0,359

Notes : Écart-type entre parenthèses. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA en mathématiques.

Tableau 4.6: Régressions de la performance en sciences

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Science					
Gini provincial						
Académique	-14,69*** (0,42)					
HISEI		-3,35*** (0,17)				
ESCS			-0,84*** (0,03)			
Mesures d'inclusion						
Académique				-1,10*** (0,05)		
HISEI					-1,48*** (0,08)	
ESCS						-0,91*** (0,05)
Constante	650,56*** (0,416)	578,05*** (0,245)	530,34*** (0,105)	614,42*** (0,170)	651,50*** (0,143)	595,91*** (0,145)
Observations	50	50	50	50	50	50
R^2	0,416	0,245	0,105	0,170	0,143	0,145

Notes : Écart-type entre parenthèses. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA en sciences.

4.5 Régression sur la performance du quintile inférieur

Dans cette section, nous nous intéressons à la relation entre nos mesures d'inégalité et la performance des étudiants dans le quintile inférieur. Les résultats de nos estimations sont présentés dans les tableaux 4.7, 4.8 et 4.9. Dans un premier temps, nous observons que la hausse la mixité académique d'un point de pourcentage est associée à une diminution de la performance des étudiants dans le quintile inférieur en lecture de 8,72 points, en mathématiques de 6,31 points et en sciences de 6,30 points. Nos résultats sont statistiquement significatifs à un niveau de 1 %. Ensuite, tout comme les résultats présentés à la dernière section sur la performance moyenne des étudiants, la mixité socioéconomique est associée négativement à la performance des étudiants les moins performants en lecture. Nous observons

également que le coefficient associé au Gini socioéconomique calculé à l'aide de l'indice ESCS n'est pas statistiquement significatif pour les scores en sciences et faiblement significatif en mathématiques.

Du côté de nos mesures d'inclusion, nous observons que l'inclusion académique en lecture est associée négativement et significativement à la performance des étudiants du quintile inférieur. De plus, le lien entre l'inclusion socioéconomique et la performance en lecture des étudiants qui réussissent le moins bien, dans les deux indices, demeure négatif et fortement significatif. En mathématiques et en sciences, les liens sont généralement négatifs, mais bien souvent non significatifs. Ainsi, plus une école est hétérogène (mixte) au niveau académique, plus les étudiants du quintile inférieur éprouvent des difficultés en lecture. Également, plus une école est hétérogène (mixte) au niveau socioéconomique, plus les résultats des étudiants du quintile inférieur sont faibles en lecture, en maths (HISEI) et en sciences (HISEI).

En somme, la mixité académique et socioéconomique est généralement associée avec une moins bonne performance moyenne au niveau provincial, mais également avec une moins bonne performance des élèves situés dans le quintile inférieur de la distribution des résultats.

Tableau 4.7: Régressions de la performance du 20e percentile en lecture

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Lecture					
Gini provincial						
Académique	-8,72*** (0,72)					
HISEI		-0,50** (0,15)				
ESCS			-0,15*** (0,03)			
Mesures d'inclusion						
Académique				-0,08* (0,03)		
HISEI					-0,26*** (0,06)	
ESCS						-0,10** (0,04)
Constante	477.78*** (7.35)	400.13*** (2.43)	392.95*** (0.69)	384.14*** (3.24)	414.23*** (5.76)	399.62*** (3.33)
Observations	70	70	70	70	70	70
R^2	0,727	0,036	0,027	0,006	0,009	0,023

Notes : Écart-type entre parenthèses. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.
 Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA en lecture.

Tableau 4.8: Régressions de la performance du 20e percentile en mathématiques

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Mathématiques					
Gini provincial						
Académique	-6,09** (2,35)					
HISEI		-0,47 (0,25)				
ESCS			0,05*** (0,01)			
Mesures d'inclusion						
Académique				0,11 (0,06)		
HISEI					-0,19* (0,07)	
ESCS						-0,06 (0,08)
Constante	454,83*** (21,06)	408,25*** (4,34)	400,07*** (0,43)	390,01*** (5,26)	416,69*** (8,05)	404,37*** (6,17)
Observations	60	60	60	60	60	60
R^2	0,300	0,065	0,007	0,028	0,027	0,010

Notes : Écart-type entre parenthèses. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA en mathématiques.

Tableau 4.9: Régressions de la performance du 20e percentile en sciences

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Science					
Gini provincial						
Académique	-6,30*** (0,59)					
HISEI		-0,52*** (0,13)				
ESCS			-0,09* (0,04)			
Mesures d'inclusion						
Académique				0,01 (0,05)		
HISEI					-0,20* (0,09)	
ESCS						-0,10 (0,06)
Constant	455,65*** (5,38)	404,41*** (2,20)	395,59*** (0,41)	393,42*** (3,93)	412,80*** (7,79)	403,42*** (4,55)
Observations	50	50	50	50	50	50
R^2	0,433	0,072	0,018	0,002	0,031	0,023

Notes : Écart-type entre parenthèses. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.
 Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA en sciences.

CONCLUSION

Les inégalités en éducation ont longtemps fait l'objet d'une préoccupation politique importante. Certains considèrent la réussite scolaire comme un indicateur de bien-être. Il est donc important de considérer les inégalités de réussite au sein des écoles du Québec. Ainsi, ce mémoire brosse un portrait global des inégalités au niveau des écoles à travers le Canada. Nous observons si les inégalités de réussite et le niveau de ségrégation sociale au sein des écoles québécoises sont comparables à celui des autres écoles au Canada. Cette étude aborde directement les inquiétudes du mouvement de « L'École ensemble », qui prétend que le Québec a le système scolaire le plus inégalitaire au Canada. Cependant, nous démontrons que les inégalités provinciales et intraécoles du système d'éducation du Québec sont comparable à celles observées dans les autres provinces canadiennes. Pour ce faire, nous exploitons plusieurs indicateurs d'inégalités tels que le coefficient de Gini et l'indice d'inclusion rapporté par PISA.

Notre première mesure d'inégalité est le coefficient de Gini. Nous l'exploitons à deux niveaux : académique, par le biais des scores des étudiants obtenus aux tests PISA et socioéconomiques, par le biais de l'indice HISEI et l'indice ESCS. Nous observons que les inégalités socioéconomiques et les inégalités académiques en lecture, en mathématiques et en sciences sont plus faibles au Québec par rapport à l'Ontario et au reste du Canada. En d'autres termes, les élèves québécois sont plus homogènes que les élèves ailleurs au Canada.

Au niveau des écoles, nous observons que les inégalités intraécoles sont légèrement plus importantes au Québec au niveau académique, mais ces différences ne sont généralement pas significatives. Au niveau socioéconomique, les inégalités intraécoles sont similaires au Québec et ailleurs au Canada. Les conclusions tirées par le biais du coefficient de variation et de la variance intraécole corroborent les résultats obtenus avec le coefficient de Gini. En effet, nous observons que l'inclusion académique est comparable aux écoles de l'Ontario et du reste du Canada. Cependant, en mathématiques, l'inclusion académique semble plus faible au Québec entre 2006, 2009 et 2012. Les mesures d'inclusion de l'HISEI et celle de l'ESCS sont plus faibles pour le Québec à travers tous les cycles d'enquêtes. Par contre, nos résultats ne sont pas toujours statistiquement significatifs à travers les cycles d'enquêtes.

Contrairement à ce que le mouvement « L'École ensemble » stipule, nos indicateurs reflètent que le système québécois n'encourage pas plus la ségrégation sociale au sein des établissements scolaires que le système en place dans les autres provinces, mais la ségrégation académique y est un peu plus forte dans certains cycles d'enquête, mais pas en 2015 et 2018. Par contre, il est important de se rappeler que la littérature sur la mixité académique n'offre pas de consensus.

À partir d'un modèle linéaire simple, nous avons estimé la relation entre les inégalités et la performance. On note une relation négative entre le niveau d'inclusion et la performance provinciale moyenne des étudiants.

Nous nous distinguons de la littérature en brossant un portrait général des inégalités de réussite des élèves et de la mixité socioéconomiques des élèves au Canada en nous appuyant sur plusieurs mesures d'inégalités. Cependant, il faut considé-

rer que notre étude a quelques limites. Dans notre cas, nous avons construit le coefficient de Gini à partir d'un petit échantillon pour avoir une meilleure représentativité de nos écoles. Cependant, le coefficient de Gini présente un biais significatif pour les petits échantillons. En effet, le coefficient de Gini d'une grande population estimée à partir d'un petit échantillon sera sensiblement plus petit que le Gini de l'ensemble de population Deltas (2003). Nous tentons de tenir compte de ce biais en utilisant d'autres mesures d'inégalités supplémentaires pour valider nos résultats.

De plus, même si nos résultats semblent concorder avec ce qui a été trouvé dans la littérature, il y a certains facteurs que nous n'avons pu inclure dans nos modèles de régression faute de disponibilité, mais qui contribuent tout de même aux inégalités et à l'inclusion. Parmi ces facteurs, nous pouvons penser à la composition socioéconomique ou académique d'une école, et à la composition des groupes à l'intérieur même d'une école. Par exemple, il aurait pu être pertinent d'observer la composition de deux écoles qui se ressemblent au niveau socioéconomique ou académique de leur milieu, mais qui diffèrent au niveau de la composition des groupes. Or, dans nos données, nous n'avons pas d'indicateur sur la région ou commission scolaire des écoles. Ainsi, il est difficile de savoir dans quel type de milieu l'école se situe et quelles en sont les caractéristiques socioéconomiques. Malgré les limites de notre étude, nos résultats demeurent pertinents.

L'inclusion et l'égalité en éducation demeurent toutes les deux des aspects importants du système scolaire. Quelques pistes de solutions en termes de politique publique pourraient être étudiées. Par exemple, il serait important de mettre en place des programmes visant à mieux développer les trois compétences, soit la

lecture, la science et les mathématiques. En effet, nous pouvons penser à des programmes avec des concentrations différentes pour permettre à chaque étudiant de mieux se développer. Il faut également continuer la recherche sur la mixité académique afin de mieux comprendre comment favoriser une plus grande réussite pour tous. Enfin, au niveau de la mixité socioéconomique, il semble important de favoriser la mixité pour assurer une meilleure cohésion sociale, mais plusieurs facteurs influencent cette mixité et différents systèmes d'éducation peuvent offrir des portraits pourtant très similaires comme nous l'avons démontré.

ANNEXE

Tableau A1: Distribution de la mesure d'inclusion socioéconomique entre 2000 et 2018

	HISEI						
	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018
Québec	84,01 [78,60 ; 88,26]	85,86 [80,71 ; 89,80]	82,56 [77,79 ; 86,48]	81,04 [74,84 ; 86,00]	85,39 [80,33 ; 89,32]	83,82 [79,21 ; 87,57]	87,07 [82,40 ; 90,64]
Ontario	88,65 [84,57 ; 91,76]	91,14 [85,48 ; 94,72]	91,13 [87,05 ; 94,01]	93,45 [89,20 ; 96,10]	89,28 [84,95 ; 92,47]	90,02 [86,12 ; 92,91]	91,50 [87,06 ; 94,51]
Reste du Canada	90,89 [85,06 ; 94,53]	89,78 [84,39 ; 93,43]	89,86 [82,55 ; 94,10]	91,26 [86,36 ; 94,46]	89,81 [83,36 ; 93,86]	90,02 [84,23 ; 93,77]	92,64 [87,76 ; 95,57]
Observations	25 504	21 213	18 582	17 906	16 494	15 737	18 084
	ESCS						
	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018
Québec	76,89 [69,88 ; 82,67]	76,96 [70,71 ; 82,22]	70,06 [64,10 ; 75,40]	65,25 [56,76 ; 72,87]	75,54 [69,38 ; 80,81]	77,04 [71,46 ; 81,80]	78,08 [71,57 ; 83,44]
Ontario	84,98 [80,49 ; 88,57]	86,50 [79,78 ; 91,24]	86,66 [81,02 ; 90,82]	88,11 [82,39 ; 92,15]	84,04 [79,11 ; 87,98]	85,69 [81,27 ; 89,20]	86,16 [80,58 ; 90,34]
Reste de Canada	88,05 [81,91 ; 92,24]	85,56 [78,75 ; 90,44]	85,56 [77,44 ; 90,99]	87,15 [81,00 ; 91,53]	86,76 [79,79 ; 91,54]	86,94 [79,98 ; 91,66]	89,64 [83,57 ; 93,45]
Observations	26 252	22 009	19 074	18 958	17 910	17 729	19 848

Note : Intervalles de confiances à 95 % entre crochets.
 Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A2: Distribution de la mesure d'inclusion académique entre 2000 et 2018

	Lecture						
	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018
Québec	81,03 [73,19; 86,99]	76,61 [69,81; 82,26]	67,67 [59,44; 74,94]	73,04 [65,44; 79,49]	77,33 [72,17; 81,77]	81,82 [76,19; 86,35]	80,84 [75,22; 85,44]
Ontario	80,40 [74,48; 85,22]	83,85 [76,79; 89,07]	82,51 [75,24; 87,98]	79,62 [74,37; 84,02]	82,01 [77,57; 85,73]	79,07 [73,37; 83,81]	85,66 [81,97; 88,70]
Reste du Canada	89,60 [82,02; 94,23]	90,06 [83,79; 94,04]	84,87 [75,85; 90,69]	88,32 [82,22; 92,42]	86,93 [77,41; 92,40]	88,05 [81,20; 92,48]	90,65 [83,45; 94,74]
Observations	26 736	23 909	19 798	19 774	18 616	18 476	21 163
	Mathématique						
	2003	2006	2009	2012	2015	2018	
Québec	74,70 [68,29; 80,18]	71,38 [63,27; 78,32]	70,16 [60,87; 78,05]	74,37 [68,05; 79,82]	75,39 [68,25; 81,36]	79,15 [72,53; 84,51]	
Ontario	83,66 [75,58; 89,44]	89,09 [85,26; 92,02]	86,42 [82,41; 89,63]	85,52 [80,74; 89,26]	82,93 [76,88; 87,64]	86,62 [82,71; 89,75]	
Reste du Canada	88,92 [82,27; 93,27]	87,01 [77,69; 92,63]	87,78 [81,99; 91,82]	87,36 [78,23; 92,63]	88,84 [82,71; 92,79]	88,73 [81,53; 93,20]	
Observations	23 909	19 798	19 774	18 616	18 476	21 163	
	Science						
	2006	2009	2012	2015	2018		
Québec	72,38 [64,83; 78,84]	72,22 [63,59; 79,46]	74,72 [68,64; 79,96]	78,36 [71,57; 83,89]	79,75 [71,75; 85,93]		
Ontario	86,19 [80,79; 90,25]	82,68 [78,30; 86,33]	83,82 [79,00; 87,71]	83,89 [78,39; 88,19]	87,34 [83,88; 90,15]		
Reste du Canada	89,01 [79,78; 94,04]	87,98 [82,00; 92,12]	87,74 [77,06; 93,51]	91,15 [85,19; 94,74]	90,35 [83,37; 94,44]		
Observations	19 798	19 774	18 616	18 476	21 163		

Note : Intervalles de confiances à 95 % entre crochets.

Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A4: Variance intraécole moyenne à travers les cycles d'enquêtes PISA

Variance	2000 à 2018			2018		
	QC	ON	Reste du Canada	QC	ON	Reste du Canada
Lecture	238,0 [230,2; 245,8]	259,5 [253,0; 266,1]	263,0 [259,2; 266,9]	211,5 [198,9; 224,1]	280,4 [263,9; 296,9]	293,1 [283,0; 303,1]
Mathématique	221,4 [213,8; 229,0]	222,4 [216,7; 228,1]	220,0 [216,8; 223,2]	197,4 [185,7; 209,2]	227,2 [215,2; 239,2]	221,8 [214,2; 229,3]
Science	218,8 [210,1; 227,4]	258,1 [250,8; 265,4]	258,6 [254,3; 262,9]	194,4 [182,6; 206,2]	249,8 [236,0; 263,6]	264,4 [255,4; 273,4]
HISEI	10,4 [10,0; 10,8]	13,7 [12,7; 14,7]	11,3 [10,9; 11,7]	12,9 [12,0; 13,8]	10,5 [10,3; 10,7]	14,6 [14,0; 15,1]
ESCS	0,019 [0,018; 0,019]	0,020 [0,019; 0,021]	0,020 [0,020; 0,020]	0,017 [0,015; 0,018]	0,018 [0,016; 0,019]	0,019 [0,019; 0,020]
Nombre d'étudiants*	23 714	24 035	101 027	4 498	4 275	12 390
Nombre d'écoles*	786	741	3 077	123	117	365
N pondéré	456 193	816 071	817 423	66 323	130 193	119 545

Notes : Le nombre d'observations en lecture seulement est présenté. Intervalles de confiances à 95 % entre crochets.

Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A3: Gini moyen à travers les cycles d'enquêtes PISA incluant les écoles de moins 20 observations

Gini	2000 à 2018			2018		
	QC	ON	Reste du Canada	QC	ON	Reste du Canada
Lecture	8,4 [8,3 ; 8,6]	8,9 [8,8 ; 9,1] (5,6)	8,9 [8,8, 9,0] (6,4)	8,7 [8,4 ; 9,0]	10,2 [9,9 ; 10,5] (5,4)	9,7 [9,5 ; 10,0] (4,4)
Mathématique	7,9 [7,8 ; 8,0]	8,4 [8,3 ; 8,5] (5,6)	8,2 [8,1 ; 8,3] (4,3)	8,2 [7,9 ; 8,5]	9,1 [8,9 ; 9,4] (3,8)	8,7 [8,5 ; 8,9] (2,4)
Science	8,1 [8,0 ; 8,3]	9,1 [9,0 ; 9,2] (10,9)	9,1 [9,0 ; 9,2] (12,4)	8,5 [8,2 ; 8,7]	9,7 [9,4 ; 10,0] (6,8)	9,9 [9,7 ; 10,1] (9,05)
HISEI	16,2 [15,9 ; 16,6]	17,7 [16,7 ; 18,8] (1,5)	16,5 [16,2 ; 16,9] (5,1)	18,0 [17,0 ; 19,0]	17,1 [16,9 ; 17,3] (0,4)	20,0 [19,4 ; 20,7] (3,7)
ESCS	10,7 [9,8 ; 11,7]	14,3 [13,3 ; 15,4] (5,88)	12,2 [11,7 ; 12,7] (2,88)	16,1 [13,4 ; 18,9]	20,5 [18,0 ; 23,1] (2,49)	14,7 [13,1 ; 16,2] (-0,99)
Nombre d'étudiants*	23 714	24 035	100 723	4 498	4 275	12 390
Nombre d'écoles*	1 091	1 065	4 368	144	146	531
N pondéré	539 650,3	954 246,5	920 771,9	138 303	247 858	253 581,7

Notes : Le nombre d'observations en lecture seulement est présenté. Intervalles de confiances à 95 % entre crochets. Les statistiques t des tests de la différence entre la moyenne du Gini du Québec et la moyenne du Gini de l'Ontario ou du reste du Canada sont présentées entre parenthèses.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A5: Variance intraécole moyenne à travers les cycles d'enquêtes PISA incluant les écoles de moins 20 observations

Variance	2000 à 2018			2018		
	QC	ON	Reste du Canada	QC	ON	Reste du Canada
Lecture	240,2 [232,5 ; 248,0]	260,4 [254,2 ; 266,7]	264,5 [260,6 ; 268,4]	213,4 [200,9 ; 225,9]	282,3 [267,0 ; 297,7]	293,9 [283,7 ; 304,1]
Mathématique	223,9 [216,2 ; 231,5]	223,6 [218,3 ; 229,0]	221,6 [218,4 ; 224,8]	200,1 [188,6 ; 211,6]	227,8 [216,3 ; 239,2]	222,5 [214,8 ; 230,2]
Science	221,0 [212,4 ; 229,6]	259,7 [252,6 ; 266,9]	260,7 [256,3 ; 265,0]	196,7 [184,9 ; 208,4]	250,9 [237,8 ; 264,0]	264,8 [255,4 ; 274,1]
HISEI	10,4 [10,0 ; 10,8]	13,7 [12,7 ; 14,7]	11,3 [10,9 ; 11,6]	12,9 [12,0 ; 13,8]	10,5 [10,3 ; 10,7]	14,6 [14,0 ; 15,1]
ESCS	0,025 [0,024 ; 0,027]	0,026 [0,025 ; 0,027]	0,032 [0,030 ; 0,034]	0,018 [0,016 ; 0,021]	0,021 [0,019 ; 0,023]	0,034 [0,029 ; 0,039]
Nombre d'étudiants*	27 269	27 117	112 905	4 614	4 491	13 527
Nombre d'écoles*	1 087	1 063	4 336	142	146	512
N pondéré	539 533	954 209	919 776	69 233	136 102	129 533

Notes : Le nombre d'observations en lecture seulement est présenté. Intervalles de confiances à 95 % entre crochets.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A6: Coefficient de variation moyen à travers les cycles d'enquêtes PISA

Coefficient de variation (%)	2000 à 2018			2018		
	QC	ON	Reste du Canada	QC	ON	Reste du Canada
Lecture	15,4	16,4	16,7	16,1	18,8	18,9
	[15,1;15,7]	[16,2;16,7]	[16,6;16,9]	[15,6;16,7]	[18,2;19,4]	[18,5;19,2]
Mathématique	14,5	15,4	15,5	15,3	16,9	16,9
	[14,2;14,8]	[15,2;15,7]	[15,4;15,6]	[14,8;15,8]	[16,5;17,4]	[16,6;17,1]
Science	14,7	16,5	16,4	15,5	17,8	18,0
	[14,4;15,0]	[16,3;16,8]	[16,3;16,6]	[14,9;16,0]	[17,2;18,3]	[17,6;18,3]
HISEI	30,1	30,8	32,0	34,9	33,4	37,6
	[29,4;30,8]	[30,2;31,4]	[31,6;32,3]	[33,1;36,8]	[31,8;35,1]	[36,7;38,5]
ESCS	1,3	0,2	0,4	0,3	0,3	0,2
	[-1,2;3,8]	[0,1;0,4]	[0,0;0,7]	[-0,5;1,0]	[0,2;0,4]	[-1,4;1,7]
Nombre d'étudiants	23 714	24 035	100 723	4 498	4 275	12 390
Nombre d'écoles*	1 087	1 063	4 336	142	146	512
N pondéré	456 193	816 071	811 086	66 323	130 193	119 545

Notes : Le nombre d'observations en lecture seulement est présenté. Intervalles de confiances à 95 % entre crochets.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A7: Coefficient de variation moyen à travers les cycles d'enquêtes PISA incluant les écoles de moins de 20 observations

Coefficient de variation (%)	2000 à 2018			2018		
	QC	ON	Reste du Canada	QC	ON	Reste du Canada
Lecture	15,5	16,4	16,8	16,2	18,8	18,9
	[15,2; 15,7]	[16,2; 16,6]	[16,6; 16,9]	[15,6; 16,7]	[18,2; 19,4]	[18,5; 19,2]
Mathématique	14,6	15,4	15,5	15,4	16,8	16,9
	[14,3; 14,8]	[15,2; 15,6]	[15,4; 15,6]	[14,9; 15,9]	[16,4; 17,3]	[16,6; 17,1]
Science	14,8	16,6	16,5	15,5	17,7	17,9
	[14,5; 15,1]	[16,3; 16,8]	[16,3; 16,6]	[15,0; 16,1]	[17,2; 18,2]	[17,6; 18,2]
HISEI	30,1	30,7	32,0	34,9	33,4	37,6
	[29,4; 30,8]	[30,1; 31,3]	[31,6; 32,3]	[33,1; 36,8]	[31,8; 35,1]	[36,7; 38,5]
ESCS	1,1	0,3	0,2	0,2	0,3	-0,7
	[-0,8; 3,1]	[0,2; 0,5]	[-0,2; 0,5]	[-0,5; 0,9]	[0,2; 0,4]	[-2,4; 1,1]
Nombre d'étudiants*	27 269	27 117	112 905	4 614	4 491	13 527
Nombre d'écoles*	1 087	1 063	4 336	142	146	512
N pondéré	539 533	954 209	919 776	69 233	136 102	129 533

Notes : Le nombre d'observations en lecture seulement est présenté. Intervalles de confiances à 95 % entre crochets.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A8: Statistiques descriptives à travers les cycles d'enquête de PISA

	2000-2018	2018
Village (moins de 3 000 hab.)	(17%)	(10%)
Petite municipalité (3 000 à 15 000 hab.)	(22%)	(20%)
Municipalité (15 000 à 100 000 hab.)	(21%)	(21%)
Ville (100 000 à 1 000 000 hab.)	(28%)	(35%)
Grande ville (Plus de 1 000 000 hab.)	(11%)	(14%)
Mère avec une éducation universitaire	(39%)	(49%)
Père avec une éducation universitaire	(36%)	(44%)
Sexe - Masculin	(50%)	(50%)
Secondaire 3	(11%)	(11%)
Secondaire 4	(84%)	(87%)
Secondaire 5	(87%)	(1%)
Natif	(83%)	(74%)
Immigrant 1e génération	(9%)	(12%)
Non-Natif	(9%)	(15%)
Langue à la maison = langue du test	(78%)	(12%)
Aucun livre à la maison	(8%)	(13%)
1 à 10 livres à la maison	(12%)	(15%)
11 à 50 livres à la maison	(28%)	(30%)
51 à 100 livres à la maison	(21%)	(20%)
101 à 250 livres à la maison	(18%)	(15%)
250 à 500 livres à la maison	(11%)	(7%)
Plus de 500 livres à la maison	(2%)	

Notes : Les fréquences relatives sont affichées entre parenthèses.
Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A9: La déviation du Gini académique à travers les cycles d'enquêtes PISA

	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018
Lecture							
QC	-1,3	-1,5	-2,0	-1,9	-1,6	-1,1	-1,4
	[-1,7; -1,0]	[-1,9; -1,1]	[-2,5; -1,5]	[-2,3; -1,5]	[-1,9; -1,3]	[-1,4; -0,7]	[-1,7; -1,1]
ON	-1,4	-1,2	-1,4	-1,6	-1,4	-1,3	-1,3
	[-1,7; -1,1]	[-1,5; -0,9]	[-1,8; -1,1]	[-1,9; -1,3]	[-1,6; -1,1]	[-1,6; -0,9]	[-1,6; -1,0]
Reste du Canada	-1,1	-1,0	-1,5	-1,5	-1,5	-1,3	-1,5
	[-1,3; -1,0]	[-1,1; -0,8]	[-1,7; -1,3]	[-1,7; -1,3]	[-1,7; -1,2]	[-1,5; -1,1]	[-1,8; -1,3]
Math							
QC		-1,5	-1,7	-2,3	-1,7	-1,4	-1,3
		[-1,9; -1,0]	[-2,0; -1,4]	[-2,7; -1,9]	[-2,0; -1,4]	[-1,7; -1,0]	[-1,5; -1,0]
ON		-1,1	-0,9	-1,0	-1,1	-1,1	-1,1
		[-1,4; -0,8]	[-1,2; -0,7]	[-1,3; -0,8]	[-1,3; -0,8]	[-1,3; -0,8]	[-1,3; -0,8]
Reste du Canada		-0,8	-1,1	-1,1	-1,0	-0,8	-0,9
		[-0,9; -0,7]	[-1,2; -0,9]	[-1,2; -0,9]	[-1,2; -0,9]	[-1,0; -0,7]	[-1,0; -0,7]
Science							
QC			-1,9	-1,9	-1,6	-1,2	-1,2
			[-2,3; -1,5]	[-2,3; -1,5]	[-1,9; -1,3]	[-1,6; -0,8]	[-1,5; -1,0]
ON			-1,2	-1,3	-1,3	-1,1	-1,1
			[-1,5; -0,9]	[-1,6; -1,0]	[-1,6; -1,0]	[-1,4; -0,8]	[-1,3; -0,8]
Reste du Canada			-1,0	-1,1	-1,0	-0,8	-0,9
			[-1,2; -0,9]	[-1,3; -1,0]	[-1,2; -0,8]	[-0,9; -0,6]	[-1,0; -0,7]

Note : Intervalles de confiance à 95 % entre crochets.

Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

Tableau A10: La déviation du Gini socioéconomique à travers les cycles d'enquêtes PISA

	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018
HISEI							
QC	-2,0	-1,9	-2,1	-2,6	-2,0	-1,8	-1,6
	[-2,7; -1,4]	[-2,5; -1,2]	[-2,8; -1,4]	[-3,4; -1,9]	[-3,1; -0,9]	[-3,1; -0,6]	[-2,7; -0,5]
ON	-1,5	-1,5	-1,5	-1,6	-1,8	-1,4	-1,5
	[-2,1; -1,0]	[-2,5; -0,4]	[-2,2; -0,8]	[-2,1; -1,1]	[-3,0; -0,7]	[-2,4; -0,4]	[-2,5; -0,5]
Reste du Canada	-1,6	-1,7	-1,5	-1,4	-1,9	-1,5	-1,5
	[-1,9; -1,3]	[-2,0; -1,4]	[-1,8; -1,2]	[-1,7; -1,1]	[-2,4; -1,3]	[-2,0; -1,0]	[-2,1; -1,0]
ESCS							
QC	-2,4	-2,6	-1,7	-3,9	-2,2	-2,0	-1,8
	[-3,8; -1,0]	[-4,2; -1,1]	[-3,6; -0,1]	[-5,8; -1,9]	[-3,5; -0,8]	[-3,8; -0,2]	[-3,1; -0,5]
ON	-2,4	-1,4	-2,2	-1,5	-1,6	-1,1	-1,5
	[-3,7; -1,1]	[-3,9; -1,1]	[-3,8; -0,7]	[-2,7; -0,3]	[-2,9; -0,3]	[-2,4; -0,2]	[-2,7; -0,3]
Reste du Canada	-1,7	-2,5	-2,4	-1,7	-1,7	-1,1	-1,5
	[-2,4; -1,1]	[-3,1; -1,8]	[-3,1; -1,7]	[-2,4; -1,0]	[-2,5; -1,0]	[-1,9; -0,4]	[-2,3; -0,8]

Note : Intervalles de confiance à 95 % entre crochets.

Source : Calculs de l'auteure à partir des données PISA.

RÉFÉRENCES

- Antecol, H., Ozkan, E. et Ozbeklik, S. (2016). Peer Effects in Disadvantaged Primary Schools : Evidence from a Randomized Experiment. *The Journal of Human Resources*, 51(1), 95–132. Récupéré de <https://www.jstor.org/stable/24736001>
- Brochu, P., Deussing, M.-A., Houme, K. et Chuy, M. (2013). *Measuring Up : Canadian Results of the OECD PISA Study : The Performance of Canada's Youth in Mathematics, Reading and Science : 2012 first Results for Canadians Aged 15*. Rapport technique, Council of Ministers of Education, Canada (CMEC). <https://www.jstor.org/stable/24736001>.
- Brochu, P., O'Grady, K., Scerbina, T., Khan, G. et Muhe, N. (2017). *TIMSS 2015 Canadian Results from the Trends in International Mathematics and Science Study*. Rapport technique, Council of Ministers of Education, Canada. https://www.cmec.ca/Publications/Lists/Publications/Attachments/373/TIMSS2015_Report_EN.pdf.
- Bussière, P., Cartwright, F. et Knighton, T. (2004). *Measuring Up : Canadian Results of the OECD PISA 2003 Study*. Rapport technique, Council of Ministers of Education. <https://www.cmec.ca/docs/pisa2003/pisa2003.en.pdf>.
- canadienne, L. P. (2020). L'ONU s'enquiert de l'école québécoise « à trois vitesses ». Récupéré de <https://ici.radio-canada.ca/nouvelle/1686980/mouvement-ecole-ensemble-systeme-public-selectif-prive-nations-unis>

- Dagum, C. (1997). A new approach to the decomposition of the gini income inequality ratio. *Empirical Economics.*, 22, 515–531.
- Deltas, G. (2003). The Small-Sample Bias of the Gini Coefficient : Results and Implications for Empirical Research. *The Review of Economics and Statistics*, 85(1).
- Digdowniseiso, K. (2009). Education Inequality, Economic Growth, and Income Inequality : Evidence from Indonesia, 1996-2005. *MPRA Paper*, 17792.
- Edgerton, J. D., Peter, T. et Roberts, L. W. (2008). Back to the Basics : Socio-Economic, Gender, and Regional Disparities in Canada's Educational System. *Canadian Journal of Education*, 85(4), 861–888.
- Ferreira, F. H. G. et Gignoux, J. (2011). The Measurement of Educational Inequality : Achievement and Opportunity. *World Bank Policy Research Working Paper No. 5873*, 28(2), 210–246.
- Haeck, C. et Lefebvre, P. (2021). Trends in Cognitive Skill Inequalities by Socio-Economic Status across Canada. *Canadian Public Policy*, 47, e2019039. <http://dx.doi.org/10.3138/cpp.2019-039>
- Hanushek, E., Stephen, J. et Woessmann, L. (2011). *The Economics of International Differences in Educational Achievement*, Dans *Handbook of the Economics of Education*. Elsevier B.V.
- Karagiannis, E. et Kovacevic', M. (2000). A Method to Calculate the Jackknife Variance Estimator For the Gini Coefficient. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62(1), 119–122. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1111/1468-0084.00163>

- Kirsch, I. S., de Jong, J., LaFontaine, D., McQueen, J., Mendelovits, J. et Monseur, C. (2002). *Reading for Change : Performance and Engagement Across Countries : Results from PISA 2000*. Rapport technique, Organisation de coopération et de développement économiques. <https://doi.org/10.1787/9789264099289>.
- Knighton, T., Brochu, P. et Gluszynski, T. (2010). *Measuring Up : Canadian Results of the OECD PISA 2009 Study*. Rapport technique, Council of Ministers of Education. <https://www.cmec.ca/Publications/Lists/Publications/Attachments/254/PISA-2009-can-report.pdf>.
- Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2020). Les inégalités provinciales aux tests internationaux-nationaux de littéracie : Québec, Ontario and autres provinces canadiennes 1993-2018. *L'Actualité économique*, 96(3), 295–383.
- McCreary, J. J., Edwards, J. M. et Marchant, G. J. (2015). Inequality, SES, economic indicators, and student achievement. *Review of Applied Socio-Economic Research*, 9(1), 58–65.
- Mueller, C. et Parcel, T. (2006). Measures of Socioeconomic Status : Alternatives and Recommendations. *Child Development*, 52(1), 13–30. Récupéré de <http://dx.doi.org/10.2307/1129211>
- Mullis, I., Martin, M., Foy, P. et Arora, A. (2011). *TIMSS 2011 International Results in Mathematics*. Rapport technique
- OCDE (2005). *PISA 2003*. Rapport technique, PISA, Publications OCDE. <https://www.oecd.org/education/school/programmeforinternationalstudent-tassessmentpisa/35188570.pdf>

- OCDE (2010). *PISA 2009 Results Learning to Learn : Student Engagement Strategies and Practices (Volume III)*. Rapport technique, PISA, Publications OCDE. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264201132-en>.
- OCDE (2015). *PISA in Focus - 2015/06 (June)*. Rapport technique, PISA, Publications OCDE. [https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/pisainfocus/pisa-in-focus-n52-\(eng\)-final.pdf](https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/pisainfocus/pisa-in-focus-n52-(eng)-final.pdf).
- O'Grady, K., Marie-Anne, D., Scerbina, T., F. K. et Muhe, N. (2016a). *Measuring up : Canadian Results of the OECD PISA Study – The Performance of Canada's Youth in Science, Reading, and Mathematics – 2015 First Results for Canadians Aged 15*. Rapport technique, Council of Ministers of Education. https://www.cmec.ca/Publications/Lists/Publications/Attachments/365/Book_PISA2015_EN_Dec5.pdf.
- O'Grady, K., Marie-Anne, D., Scerbina, T., T. Y., Fung, K., Elez, V. et Monk, J. (2016b). *Measuring up : Canadian Results of the OECD PISA 2018 Study : The Performance of Canadian 15-Year-Olds in Reading, Mathematics and Science*. Rapport technique, Council of Ministers of Education. https://www.cmec.ca/Publications/Lists/Publications/Attachments/396/PISA2018_PublicReport_EN.pdf.
- Parker, P., Marsh, H., Jerrim, J., Guo, J. et Dicke, T. (2018). Inequity and Excellence in Academic Performance : Evidence From 27 Countries. *American Educational Research Journal*, 55(4), 836–858. Récupéré de <https://www.jstor.org/stable/26643551>
- Raitano, M. et Vona, F. (2013). Peer heterogeneity, school tracking and students'

- performances : evidence from PISA 2006. *Applied Economics*, 45(32), 4516–4532.
- Rangvid, B. (2003). Educational Peer Effects. Quantile Regression Evidence from Denmark with PISA 2000 Data.
- Rodríguez-Pose, A. et Tselios, V. (2010). Inequalities in income and education and regional economic growth in western Europe. *Ann Reg Sci*, 44, 349–375. Récupéré de <https://doi.org/10.1007/s00168-008-0267-2>
- Schneeweis, N. et Winter-Ebmer, R. (1973). Peer effects in Austrian schools. *Empirical Economics*, 32(3), 387–409.
- Sempe, L. (2021). School-level inequality measurement based categorical data : a novel approach applied to PISA. *Large-scale Assessments in Education*, 9. <http://dx.doi.org/10.1186/s40536-021-00103-7>
- Sen, A. K. (1973). On Economic Inequality.
- Van Ewijk, R. J. et Slegers, P. (2009). The Effect of Peer Socioeconomic Status on Student Achievement : A Meta-Analysis. *Sociology of Education*, 5(2). Récupéré de <https://ssrn.com/abstract=1402645>
- Zhang, J. et Li, T. (2002). International Inequality and Convergence in Educational Attainment, 1960-1990. *Review of Development Economics*, 6(3).
- Üstün, U. et Eryilmaz, A. (2018). Analysis of Finnish Education System to question the reasons behind Finnish success in PISA. *Studies in Educational Research and Development*, 2(2), 93–114.