

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

EFFET NON LINÉAIRE DE LA TAILLE DES CLASSES SUR LE DÉVELOPPEMENT  
COGNITIF ET NON COGNITIF DE L'ENFANT - ESTIMATION AVEC LES DONNÉES  
DE L'ENQUÊTE QUÉBÉCOISE SUR LE DÉVELOPPEMENT DE L'ENFANT EN  
MATERNELLE DE 2012 ET 2017

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
FÉLIX-ANTOINE GAUDREULT

AOÛT 2022

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

Je souhaite tout d'abord remercier profondément Marie Connolly et Catherine Haeck, les codirectrices de ce mémoire, pour l'accompagnement, la connaissance des données et l'idée originale derrière cette recherche. Merci à tous les membres du Groupe de recherche sur le capital humain, pour votre aide et votre soutien. Un merci particulier à Anne-Charlotte Latour pour sa relecture pertinente.

Merci à Charlotte, qui en connaît maintenant plus sur l'économie publique et l'économétrie qu'elle-même ne le souhaiterait, pour ses commentaires pertinents, son écoute et son soutien.

Je souhaite évidemment aussi remercier l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) pour l'accès aux données, en particulier Jocelyn Lefebvre pour son aide toujours pertinente, cordiale et efficace. Merci à Mitacs et au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales et au Groupe de recherche sur le capital humain pour le soutien financier lié à cette recherche.

Merci à Wilfried Koch, Dalibor Stevanovic, Étienne Lalé, Philippe Goulet Coulombe, Arnaud Dellis et Max Blouin pour la confiance qu'ils m'ont accordée dans différents projets de recherche et d'enseignement.

## AVANT-PROPOS

La présente recherche a reçu le soutien financier de Mitacs dans le cadre de la bourse de formation à la recherche Mitacs. Les enquêtes utilisées ont été effectuées par l'Institut de la statistique du Québec (ISQ). Le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) a aussi offert son soutien financier à la recherche. Les opinions présentées dans ce mémoire sont propres à l'auteur et ne représentent pas celles de Mitacs ou de l'ISQ.

Les codes utilisés pour produire les résultats de ce mémoire et la procédure d'accès aux données ont été rendus accessibles sur le *dataverse* de l'Université du Québec à Montréal au <https://doi.org/10.5683/SP3/SRV0RF> (Gaudreault, 2022).

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX . . . . .	vi
LISTE DES FIGURES . . . . .	viii
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES . . . . .	ix
RÉSUMÉ . . . . .	ix
INTRODUCTION . . . . .	x
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	8
1.1 Projet STAR . . . . .	9
1.2 Quasi-Expérience . . . . .	11
1.3 Effets à long terme . . . . .	13
1.4 Hétérogénéité . . . . .	14
1.5 Effet sur l'équilibre général . . . . .	16
1.6 Efficience de la réduction des classes . . . . .	17
CHAPITRE II CONTEXTE INSTITUTIONNEL . . . . .	19
CHAPITRE III DONNÉES . . . . .	22
CHAPITRE IV MÉTHODOLOGIE . . . . .	33
4.1 Analyse par composantes principales et choix des variables expliquées . . . . .	33
4.2 Création des variables instrumentales . . . . .	35
4.3 Variables instrumentales : modèles linéaires . . . . .	37
4.4 Variables instrumentales : modèles non linéaires . . . . .	38
4.5 Régressions sur discontinuités : test de non-linéarité . . . . .	39
CHAPITRE V RÉSULTATS . . . . .	43
5.1 Analyse du questionnaire par composantes principales . . . . .	43

5.1.1	Développement composite . . . . .	45
5.2	Sélection des instruments et analyse des discontinuités . . . . .	47
5.2.1	Analyse des variables instrumentales . . . . .	47
5.2.2	Analyse des discontinuités . . . . .	51
5.3	Principaux résultats . . . . .	55
5.3.1	Estimations linéaires . . . . .	55
5.3.2	Estimations non linéaires . . . . .	59
5.3.3	Statistiques de première étape et test d'endogénéité . . . . .	60
5.4	Hétérogénéité de l'effet . . . . .	66
5.5	Robustesse . . . . .	70
	CHAPITRE VI DISCUSSION . . . . .	74
6.1	Comparaison des estimations avec la littérature . . . . .	74
6.2	Politique publique . . . . .	76
	CONCLUSION . . . . .	81
	APPENDICE A QUESTIONNAIRE DE L'EQDEM 2017 . . . . .	91
	APPENDICE B SUITE DES ANALYSES PAR COMPOSANTES PRINCIPALES . . . . .	103
B.0.1	Développement cognitif . . . . .	103
B.0.2	Habilités en communication . . . . .	105
B.0.3	Compétences sociales . . . . .	106
B.0.4	Maturité émotionnelle . . . . .	109
B.0.5	Développement composite . . . . .	110
	APPENDICE C RÉSULTATS PAR RDD . . . . .	113

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
3.1 Taux de réponse - EQDEM . . . . .	23
3.2 Description des cinq domaines de développement de l'IMDPE . . . . .	25
3.3 Statistiques descriptives . . . . .	27
3.4 Pourcentage des enfants ayant obtenus le score maximal par année . . . . .	29
5.1 Régression de la taille des classes sur les seuils d'inscriptions . . . . .	52
5.2 Tests de discontinuité autour des seuils . . . . .	53
5.3 Régressions linéaires - développement cognitif, habiletés en communication et développement composite . . . . .	57
5.4 Régressions linéaires - compétences sociales et maturité émotionnelle . . . . .	58
5.5 Régressions non linéaires par variables instrumentales - développement cognitif, habiletés en communication et développement composite . . . . .	61
5.6 Régressions non linéaires par variables instrumentales - compétence sociale et maturité émotionnelle . . . . .	62
5.7 Statistique de la première étape des régressions . . . . .	63
5.8 Statistique des tests d'endogénéité de la taille des classes dans le modèle . . . . .	65
5.9 Hétérogénéité de l'effet - milieu socio-économique de l'enfant . . . . .	67
5.10 Hétérogénéité de l'effet - autres variables . . . . .	69
5.11 Effet de la taille des classes sur la première composante principale des scores . . . . .	71
5.12 Robustesse des estimations - niveau d'inscriptions et normalisation . . . . .	73
6.1 Effets estimés dans la littérature . . . . .	75
6.2 Simulation de politiques publiques . . . . .	78
B.1 Facteurs de chargement - Questions portant sur le développement cognitif . . . . .	105

B.2	Facteurs de chargement - Questions portant sur les habiletés en communication	106
B.3	Facteurs de chargement - Questions portant sur les compétences sociales .	108
B.4	Facteurs de chargement - Questions portant sur la maturité affective . . . .	111
B.5	Facteurs de chargement - Toutes les questions . . . . .	112
C.1	Régression sur discontinuités avec non-linéarité . . . . .	115
C.2	Test de distribution des principales variables de contrôles autour des seuils de sauts de la taille des classes. . . . .	116
C.3	Hétérogénéité de l'effet - régressions sur discontinuités . . . . .	117



## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 Histogrammes de la taille des classes par année d'enquête . . . . .	28
3.2 Histogrammes des scores de développement pour les deux cycles de l'EQDEM	30
3.3 Moyenne des scores de développement par taille de classe pour les deux cycles de l'EQDEM . . . . .	32
4.1 Création des variables pour le modèle par variables instrumentales pour 2017	36
5.1 Facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour toutes les questions des quatre scores de développement . . . . .	46
5.2 Tailles observées et prédites par niveau d'inscriptions . . . . .	49
5.3 Résidus de la taille de classe par niveaux d'inscriptions . . . . .	50
6.1 Effet marginal estimé de la taille de classe sur le développement composite pour tous les enfants et pour les enfants défavorisés. . . . .	77
B.1 Facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour les questions liées au développement cognitif . . . . .	104
B.2 Facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour les questions liées aux compétences sociales . . . . .	107
B.3 Facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour les questions liées à la maturité émotionnelle . . . . .	110
C.1 Création des variables pour le modèle RDD en 2017 . . . . .	114

## LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

BIESP	Bureau d'information et d'études en santé des populations
CIQSS	Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales
EHDA	Enfants en situation d'handicap ou en difficulté d'adaptation ou d'apprentissage
EQDEM	Enquête québécoise sur le développement de l'enfant en maternelle
IMDPE	Instrument de mesure du développement de la petite enfance
QI	Quotient intellectuel
PCA	Analyse par composantes principales
RDD	Régression sur discontinuités
STAR	<i>Student-Teacher Achievement Ratio</i>
ISQ	Institut de la statistique du Québec
MCO	Moindres carrés ordinaires
VI	Variation instrumentales
2SLS	Moindres carrés à deux étapes

## RÉSUMÉ

Ce mémoire s'intéresse à l'effet de la taille des classes sur le développement cognitif et non cognitif de l'enfant en maternelle. Les données de l'Enquête québécoise sur le développement de l'enfant en maternelle, qui couvrent une large portion des enfants en maternelle au Québec dans les années scolaires 2011-2012 et 2016-2017, sont utilisées pour estimer l'effet étudié. L'enquête inclut également une quantité importante de variables sur l'enfant et son parcours. Un design par variables instrumentales est utilisé. Une analyse par composantes principales est aussi effectuée pour construire divers scores de développement non cognitif et pour valider la construction du questionnaire des deux éditions de l'enquête.

Cette recherche conclut que l'effet de la taille des classes sur le développement cognitif et non cognitif est en général faible, négatif et statistiquement différent de zéro. L'effet marginal estimé est d'environ 1 % d'un écart-type de la distribution des mesures étudiées dans l'échantillon sur différents scores de développement. Cependant, l'effet est beaucoup plus fort pour les enfants défavorisés. L'effet estimé est souvent plus que doublé lorsque seulement les enfants défavorisés sont étudiés. Il semble donc qu'une politique de réduction généralisée de la taille des classes, telle que mise en place par le gouvernement du Québec en 2016, ne soit pas une politique publique intéressante. Une politique ciblée dans certains milieux pourrait, quant à elle, avoir un effet important sur les enfants défavorisés, qui ont en général un retard de développement en bas âge. Différentes simulations sont finalement utilisées pour démontrer la possibilité, à faible coût, d'améliorer à la fois la moyenne générale de développement cognitif et non cognitif des enfants du Québec et de réduire l'écart de développement entre les enfants de différents milieux socio-économiques. La réduction de l'écart entre ces groupes d'enfants est estimée entre 30 % et 40 % sous la politique publique proposée.

Mots clés : politique publique, développement de l'enfant, enfant en bas âge, développement cognitif, développement non cognitif, variables instrumentales, analyse par composantes principales, non-linéarité, hétérogénéité, équité, inégalités, Québec.

## INTRODUCTION

Un nombre important d'études s'intéressent aux facteurs critiques affectant le développement cognitif et non cognitif de l'enfant <sup>1</sup>. En effet, les différentes mesures de développement, mesurées dès l'âge de cinq ans, et même avant, sont un bon prédicteur des performances futures tant au niveau scolaire qu'au niveau social et économique une fois adulte (Heckman *et al.*, 2006). Le développement durant la petite enfance est par exemple associé positivement aux résultats scolaires à des niveaux plus avancés, au salaire une fois adulte et à la probabilité de ne pas être incarcéré plus tard dans la vie (Barnett, 1995). Les interventions qui affectent le développement cognitif et non cognitif de l'enfant en bas âge doivent donc être étudiées en profondeur puisqu'on sait qu'elles auront un effet permanent sur les enfants ciblés. La compréhension détaillée de ces interventions est capitale pour la formulation des politiques publiques en éducation.

Une stratégie d'intervention auprès des jeunes enfants ayant fait l'objet de plusieurs études est la réduction de la taille des classes (Krueger, 2002). Le débat sur l'efficacité d'une telle

---

1. La recherche en sciences économiques et en psychologie divise généralement le développement de l'enfant en cinq catégories. (1) Le développement moteur de l'enfant inclut la motricité fine et le développement physique de l'enfant. (2) Le développement cognitif comprend des éléments comme l'intérêt pour la lecture et les mathématiques, la capacité d'acquérir des connaissances et la flexibilité mentale. (3) Le développement du langage inclut la capacité de communiquer verbalement et non verbalement. (4) Le développement social indique si l'enfant est capable d'entrer en relation avec les autres, de résoudre des conflits, de participer à la vie commune et d'autres éléments similaires. (5) Le développement affectif provient de l'attachement et est d'abord développé dans les relations familiales. Ce développement favorise la motivation, l'autonomie et la gestion des émotions (Ministère de la Famille avec la collaboration du ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport et du ministère de la Santé et des Services sociaux, 2014). Chacun de ces types de développement est interdépendant, en particulier le développement cognitif et le développement langagier sont souvent fortement corrélés entre eux. Il en est de même pour les développements social et affectif. Dans la recherche économique, les facultés cognitives et le développement langagier sont souvent regroupés sous le terme développement cognitif et les compétences sociales et le développement affectif sous le terme développement non cognitif (Heckman *et al.*, 2006; Connolly et Haeck, 2022; Borghans *et al.*, 2008). Les résultats de ce mémoire seront présentés pour les types de développement (2), (3), (4) et (5), mais la discussion portera souvent sur les conclusions pour le développement cognitif et langagier en général et le développement non cognitif en général.

approche a fait couler beaucoup d'encre dans la communauté scientifique puisque l'effet exact est difficile à estimer et les coûts associés à cette politique sont importants. De plus, la diminution de la taille des classes est populaire auprès des enseignants et des parents, ce qui la rend attrayante pour les politiciens. Par exemple, au Québec, deux politiques de réduction de la taille des classes ont été mises en place en maternelle dans les dernières décennies. La taille maximale des classes a diminué une première fois en 2000, passant de 22 à 20, puis à nouveau en 2016, passant de 20 à 19 élèves par classe (Ministère de l'éducation du loisir et des sports, 2012, 2016). Les effets de ces baisses ont peu été évalués alors que leurs coûts sont pourtant bien réels (Connolly et Haeck, 2018, 2022). La modélisation de l'effet exact de la taille des classes sur les différentes mesures de développement cognitif et non cognitif de l'enfant est donc capitale pour évaluer si cette politique publique mérite la popularité qui lui est accordée.

Quant à l'estimation de cet effet, elle peut être biaisée pour plusieurs raisons. Le biais peut provenir du manque de variables observées pour isoler l'effet de la taille des classes (Todd et Wolpin, 2003). Une autre question particulièrement importante quant au biais de l'estimation est celle de l'endogénéité (Urquiola et Verhoogen, 2009). Les administrateurs des écoles pourraient, par exemple, tenter de regrouper les élèves ayant des difficultés dans des classes plus petites que les autres. Un biais à la baisse de l'effet estimé de la taille des classes sur les résultats pourrait alors être observé si les difficultés des élèves ne sont pas observées dans les données. À l'opposé, si les écoles privées ou de milieux plus favorisés choisissent d'offrir à leurs élèves des classes plus petites pour plaire aux parents, l'effet estimé de la taille des classes pourrait être biaisé à la hausse puisque les élèves ayant plus de facilité (généralement regroupés dans les écoles privées et de milieux favorisés) se retrouveraient dans des classes relativement plus petites. Les résultats d'une expérience aléatoire comme le projet STAR au Tennessee ou une quasi-expérience avec l'ajout d'une ou plusieurs variables instrumentales exogènes pour la taille des classes peuvent permettre la réduction, ou idéalement l'élimination, de ce problème d'endogénéité (Urquiola et Verhoogen, 2009).

Les recherches portant sur les effets de la variation de la taille des classes trouvent en général des effets négatifs d'une augmentation de la taille des classes, mais faibles, sur les résultats académiques et les mesures de développement cognitif et non cognitif (Krueger, 2002). Ainsi, des classes plus grandes sont associées avec un développement légèrement plus faible.

Hattie (2005) effectue une méta-analyse de la recherche existante sur l'effet de la taille des classes sur le développement de l'enfant et trouve des effets bénéfiques entre 0,1 et 0,2 écart-type sur différentes mesures de développement pour une diminution de 10 élèves par classe, soit un effet marginal moyen entre 0,01 et 0,02 écart-type<sup>2</sup>. Ses autres conclusions seront discutées en détail dans le chapitre suivant. Au-delà de l'effet moyen de la taille des classes sur les élèves, une question importante dans ce débat est de savoir si l'effet de cette intervention est hétérogène et si l'effet est non linéaire.

Concernant l'hétérogénéité des effets, les élèves de milieux défavorisés, qui ont plus souvent un retard de développement en bas âge, pourraient être affectés plus fortement que la moyenne par cette politique. Il pourrait alors être efficient de cibler une politique dans ces milieux. C'est en effet la conclusion tirée par Piketty et Valdenaire (2006) à partir de données sur les enfants du primaire et du secondaire en France. Ils trouvent un effet particulièrement fort des politiques de réduction de la taille de classe au primaire et dans les milieux défavorisés. Fredriksson *et al.* (2016) expliquent la force de cet effet par la complémentarité des investissements publics et privés en éducation. Alors que les parents des milieux favorisés peuvent ajuster à la hausse leur investissement privé dans un contexte d'augmentation de la taille des classes, les parents des milieux défavorisés s'ajusteraient moins, par manque de ressources (temps, argent, éducation, etc.).

La non-linéarité de l'effet permet, quant à elle, d'évaluer plus précisément les bénéfices et les coûts de différentes politiques publiques possibles liées à la réduction de la taille des classes. C'est aussi un sujet peu courant dans la littérature (Connolly et Haeck, 2022; Hojo, 2013). La non-linéarité survient si, par exemple, réduire la taille de la classe de 25 à 23 n'a pas le même effet qu'une réduction de 12 à 10 élèves. Plusieurs mécanismes peuvent concorder avec cette hypothèse. Le plus simple étant simplement de considérer le temps que l'enseignant peut consacrer à chaque élève. Le temps supplémentaire par élève qu'un enseignant peut consacrer

---

2. Dans la majorité de la littérature et dans ce mémoire, les mesures de développement sont normalisées pour obtenir une moyenne de 0 et un écart-type de 1 dans l'échantillon. Ainsi, le score final peut être interprété comme la différence entre l'enfant et la moyenne des enfants en écart-type du score initial. Par exemple, si le score initial est sur une échelle de 1 à 10 avec un écart-type de 2 et que l'effet d'une politique est d'augmenter le score de l'enfant de 1 point sur 10, après normalisation (moyenne 0, écart-type 1), l'effet de la politique sera plutôt estimé à 0,5 écart-type ( $1 \div 2$ ).

augmente beaucoup plus lors d'une réduction de 12 à 10 élèves que de 25 à 23 élèves. Si le temps par élève influence la performance, alors l'effet marginal de la taille des classes sur le développement sera décroissant avec la taille des classes. Un problème particulièrement important dans la littérature sur la non-linéarité de l'effet de la taille des classes sur le développement est la forte hypothèse à faire sur l'existence de cette non-linéarité et la manière de la modéliser. Cette hypothèse n'est normalement pas testable. Connolly et Haeck (2022) innovent en présentant une méthode pour estimer et tester la non-linéarité. Les autrices trouvent un effet non linéaire négatif et significatif de la taille des classes sur le développement cognitif de l'enfant, sur ses compétences en lecture, sur ses compétences en mathématiques, sur une mesure du développement composite et sur ses compétences sociales. Les effets estimés sur la maturité émotionnelle et les habiletés en communication sont en général non statistiquement différents de zéro. Elles trouvent aussi un effet particulièrement bénéfique de la réduction de la taille des classes dans les milieux défavorisés.

Ce mémoire apporte une extension de l'étude de Connolly et Haeck (2022) portant sur les effets non linéaires et hétérogènes de la taille des classes. Tout comme ces autrices, ce mémoire utilise les microdonnées de l'Enquête québécoise sur le développement de l'enfant en maternelle (EQDEM) 2012, mais ajoute par ailleurs les données de 2017. L'EQDEM est menée auprès de pratiquement tous les enseignants de maternelle du Québec dans le but d'évaluer la préparation des enfants de la cohorte pour l'entrée en première année. Ces données sont donc pratiquement des registres administratifs du développement des enfants de cinq ans.

Puisqu'au Québec, il existe une règle régissant la taille maximale des classes selon le niveau scolaire, en pratique, il existe des sauts dans la taille des classes selon le nombre d'élèves inscrits. Aux seuils, les écoles doivent ajouter une classe si elles respectent la règle, ce qui diminue fortement la taille moyenne des classes dans les écoles au-dessus du seuil. Entre ces seuils, la taille moyenne des classes devrait normalement varier linéairement à la hausse avec le nombre d'inscriptions. En maternelle, le maximum par classe était de 20 en 2012, créant des sauts à la baisse entre 20 et 21 élèves inscrits, 40 et 41, 60 et 61, etc. Pour l'année scolaire 2016-2017, la règle est de 19 étudiants maximum, donc les sauts devraient se produire entre 19 et 20, 38 et 39, etc. Connolly et Haeck (2022) exploitent ces différents sauts pour estimer la non-linéarité des effets. Cette méthode ainsi que sa validité seront détaillées dans

la méthodologie. Étant donné le nombre d'observations, Connolly et Haeck (2022) n'ont pu exploiter qu'une seule source de variation, alors que les multiples sauts avaient le potentiel d'offrir plusieurs points différents. L'objectif principal de ce mémoire est donc d'utiliser les données de 2017 en plus des données de 2012, afin d'augmenter la taille de l'échantillon pour estimer un plus grand nombre de points dans la fonction de production de la taille des classes sur le développement de l'enfant tel qu'estimé par Connolly et Haeck (2022) à partir des données de 2012.

Le concept de fonction de production étant particulièrement important pour la suite de ce mémoire, il est important de bien le définir ici. De manière générale, lorsque la fonction de production de l'éducation est étudiée, la question d'intérêt est d'expliquer le niveau de développement atteint par l'enfant selon les différents facteurs qui peuvent influencer le rendement de cette éducation. Sous une forme générale, la fonction étudiée est donc  $Y = f(\text{intrants})$  (Hanushek, 2020). Plusieurs intrants de cette fonction de production ont été abordés dans la littérature, incluant le milieu familial, la qualité des enseignants, la méthode d'enseignement, etc. (Chetty *et al.*, 2011; Schanzenbach, 2006; Hattie, 2005). Le personnel enseignant semble être une considération particulièrement importante pour les décideurs publics en particulier à cause des coûts importants liés aux salaires et à la formation des enseignants. En outre, les décideurs ont la possibilité d'affecter directement ces ressources par des politiques publiques (augmentation du budget en formation, réduction de la taille des classes, etc.) (Krueger, 2002). L'un de ces intrants est les ressources enseignantes, soit  $Y = f(R)$ , où  $R$  est le ratio enseignant par enfant dans un groupe. Dans ce mémoire, on s'intéresse à la réciproque de cette fonction, soit  $Y = h(\frac{1}{R})$  où  $\frac{1}{R} = T$  la taille du groupe. En général, dans la littérature, une hypothèse est effectuée sur la forme fonctionnelle de  $h(T)$ , par exemple en utilisant une forme linéaire ou quadratique. Sans effectuer ce type d'hypothèse, Connolly et Haeck (2022) trouvent que cette fonction est croissante et convexe, donc que l'effet d'une diminution d'une unité de la taille des classes est de moins en moins forte lorsque des tailles de classes plus grandes sont étudiées.

Malheureusement, les résultats démontrent que la modélisation de la non-linéarité effectuée par Connolly et Haeck (2022) ne peut être améliorée avec les données de 2017. En effet, la taille réglementaire maximale des classes en maternelle ayant changé entre l'année sco-



laire 2015-2016 et 2016-2017, plusieurs écoles ne respectent pas la taille maximale prescrite par la règle administrative durant l'année de l'enquête. En outre, il sera démontré qu'après la combinaison des années d'enquêtes, l'estimation est plus à risque d'être biaisée à cause du regroupement potentiel sous les seuils qui causent un changement dans la taille moyenne des groupes. La méthode d'estimation utilisée sera donc une estimation avec une variable instrumentale créée à partir du niveau d'inscriptions dans chaque école. Cet instrument sera utilisé pour prédire le logarithme de la taille de classe dans une régression par moindres carrés à deux étapes (2SLS). L'effet du logarithme de la taille des classes sur les différentes mesures de développement sera estimé. C'est aussi la méthode utilisée par Connolly et Haeck (2018). De plus, la forme logarithmique permet de modéliser les signes des différentielles premières et secondes trouvées par les autrices en 2022 (Connolly et Haeck, 2022).

Bien que l'objectif principal n'a pu être atteint, des éléments ont été ajoutés ou détaillés afin d'accroître la contribution de ce mémoire. D'abord, les questions qui composent chaque score de développement seront étudiées avec une analyse par composantes principales (PCA). Cette analyse permet de vérifier si certaines questions expliquent une plus large portion de la variance observée et si chaque score peut-être divisé en sous-scores qui expliquent certaines directions principales dans la variance du questionnaire. Cette analyse permet de vérifier si le questionnaire est bien construit, de créer d'autres scores de développement indirectement inclus dans les scores existants et d'évaluer la robustesse des estimations en estimant à nouveau les modèles sur la première composante principale obtenue. Cela permet entre autres d'étudier plus en détail le développement non cognitif de l'enfant, pour lequel les effets sont plus souvent non statistiquement différents de zéro chez Connolly et Haeck (2018).

Ensuite, l'estimation de l'hétérogénéité sur plusieurs sous-groupes de la population sera effectuée. D'abord, les enfants et les écoles de quartiers défavorisés sont étudiés pour vérifier si l'effet estimé de la diminution de la taille des classes sur le développement est plus fort sur les enfants défavorisés, comme obtenu par Connolly et Haeck (2022). L'hétérogénéité sera en plus évaluée pour les milieux ruraux et les milieux urbains, les enfants les plus jeunes et les plus vieux de l'échantillon et les enfants qui ont un retard dans le score de santé physique du questionnaire et les enfants qui ne souffrent pas de ce retard. Finalement, le coût et l'effet sur le score moyen des sous-groupes étudiés de différentes politiques de réduction de la taille des

groupes seront aussi analysés en détail par des simulations sur les données à partir des effets estimés et de la composition des écoles dans la base de données de 2017.

Les résultats suggèrent que l'augmentation de la taille des classes a un effet négatif, non linéaire et statistiquement différent de zéro sur le développement de l'enfant. Ce résultat semble ainsi confirmer les effets trouvés dans la littérature. Des effets plus forts sont trouvés lorsque les estimations sont effectuées séparément pour les enfants défavorisés, qui semblent recevoir un bénéfice particulièrement important d'une réduction de la taille de classe. Des simulations permettront de montrer qu'une politique publique bien construite pourrait permettre à la fois d'augmenter la moyenne générale de développement des enfants et de réduire l'écart entre les enfants défavorisés et les autres enfants.

Ce mémoire est structuré de la manière suivante : le chapitre 1 présente une revue détaillée de la littérature sur les politiques publiques en éducation et le chapitre 2 s'intéresse au contexte institutionnel du Québec. Le chapitre 3 est réservé à la description des données de l'EQDEM qui seront utilisées pour faire les estimations économétriques. Le chapitre 4 présente la méthodologie et le chapitre 5 détaille les résultats. Le chapitre 6 compare les résultats de cette recherche à ceux de la littérature et discute des bénéfices potentiels de différentes politiques publiques. Enfin, la dernière section conclut ce mémoire.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature existante reste mitigée quant à l'efficacité d'une politique de réduction de la taille de classe. Les raisons qui pourraient expliquer l'effet de la taille des classes sur les résultats sont multiples. Selon Lazear (2001), les bienfaits proviennent de la fréquence de perturbations. Il pose qu'à tout moment, un élève a une probabilité  $p$  de déranger la classe, et qu'un élève qui dérange perturbe l'éducation pour l'ensemble du groupe puisque le professeur doit gérer la situation. Plus il y a d'élèves dans le groupe, plus la probabilité que l'éducation de l'ensemble des élèves soit interrompue à un moment précis est élevée. Il en est de même pour des probabilités individuelles de perturbations plus élevées. Il existe donc un équilibre entre le coût de diminuer le nombre d'élèves par classe et le bénéfice associé à un taux de perturbations plus faible. À cet équilibre, le nombre optimal d'élèves diminue lorsque la probabilité de déranger la classe de chaque individu augmente, ce qui peut conduire à cibler les politiques de réduction de taille de classes dans certains milieux. Ce modèle mène aussi à un effet non linéaire de la taille des classes, puisque la probabilité de voir son éducation perturbée à un moment précis augmente de moins en moins rapidement au fur et à mesure que la taille du groupe augmente.

Moins formellement, le lien causal entre la politique étudiée et le développement de l'enfant peut être expliqué par différents facteurs, par exemple une relation d'aide plus personnelle entre l'enseignant et chaque élève, une modification des périodes de temps passées en groupe et individuellement, un enseignement axé sur la discussion, etc. (Betts et Shkolnik, 1999).

Dans ce chapitre, la première section s'intéresse aux résultats du projet STAR du Tennessee, la seconde décrit les différentes quasi-expériences utilisées pour estimer l'effet d'intérêt, la troisième discute des effets à long terme du développement cognitif et non cognitif en bas âge, la quatrième examine les évidences d'hétérogénéité de l'effet des politiques de réduction de la taille des classes, la cinquième décrit l'effet de la politique étudiée sur l'équilibre général et la dernière évalue l'efficacité de cette politique en comparaison avec les autres options disponibles.

### 1.1 Projet STAR

Le projet STAR du Tennessee est une expérience de large envergure incluant une quantité importante de données longitudinales sur les participants. Initialement, le projet incluait 11 600 élèves pendant les quatre premières années du primaire incluant la maternelle. Les élèves et les enseignants étaient distribués aléatoirement en trois catégories : les classes de petite taille (cible de 13 à 17 élèves) et les classes de taille normale (22 à 25 élèves) avec ou sans aide-enseignant. Les résultats des élèves pendant les quatre années de l'expérience ont été collectés, mais aussi des données à long terme sur des échantillons de la population initiale comme les salaires, les résultats scolaires à des âges plus avancés, le parcours scolaire, etc. Quelques problèmes liés à la validité des résultats méritent d'être discutés. D'abord, certains chercheurs ont soulevé des questions sur l'assignation aléatoire aux différents groupes de traitement, particulièrement pour les élèves entrant en cours de programme. Ensuite, le comportement des agents a peut-être changé par rapport aux différents groupes de traitement (Folger, 1989).

Les performances des élèves et la motivation des enseignants ont par exemple pu changer simplement à cause du sentiment de privilège associé à l'assignation à une petite classe, phénomène nommé l'effet de Hawthorne (Schanzenbach, 2006). En troisième lieu, une plus grande portion des enfants quittant en cours de programme proviennent des grandes classes, entre autres puisque les parents d'enfants dans de grandes classes ont l'impression

d'avoir un moins bon service que les élèves de petites classes. L'effet de ce problème d'attrition sur le biais des différentes estimations est réduit par les données de suivis à long terme des enfants, puisque celles-ci retracent des enfants qui ont quitté en cours de programme. La conclusion de la majorité des études est que l'ensemble de ces menaces à la validité interne du projet STAR ont un effet limité sur les résultats des estimations (Schanzenbach, 2006).

Le débat initial par rapport à l'effet de la taille des classes sur le développement de l'enfant était mené par deux économistes : Hanushek et Krueger. D'un côté, Hanushek (1998) se positionne contre les politiques de réduction de la taille des classes, du moins jusqu'à ce que les données permettent de trouver un effet bénéfique concluant. À partir d'une méta-analyse des études précédentes, il trouve que seulement 15 % des études identifient un effet négatif et statistiquement différent de zéro du ratio enfants-enseignant sur les résultats, 13 % trouvent l'inverse, alors que 72 % des études sont incapables d'établir une estimation statistiquement significative. Il critique aussi les différentes conclusions tirées du projet STAR. Il observe, entre autres, que le projet STAR s'intéresse à une diminution importante du nombre d'élèves (sept élèves en moyenne), mais qu'une faible diminution pourrait n'avoir aucun effet.

De son côté, Krueger (1999) défend, à partir des données du Projet STAR, que la réduction de la taille des classes a un effet positif et statistiquement différent de zéro sur les résultats académiques des enfants, particulièrement ceux de milieux défavorisés. Il trouve que les élèves de petites classes obtiennent une moyenne supérieure de 0,1 écart-type aux tests standardisés de lecture et de mathématiques. De plus, si l'on considère seulement les élèves issus des minorités visibles, l'effet estimé d'être dans une petite classe sur les résultats aux tests augmente à 0,2 écart-type. Il propose un modèle qui s'intéresse à l'effet de ces résultats sur l'ensemble de la vie de l'enfant pour évaluer la rentabilité de la politique publique, et trouve un retour sur investissement de 6 % pour une diminution de sept élèves par classe.

De nombreux auteurs ont étudié le projet STAR et s'inscrivent dans l'une ou l'autre de ces deux grandes lignes de pensée. Certaines études seront analysées plus particulièrement dans les sections 1.3 et 1.4 sur les effets à long terme de la politique étudiée et l'hétérogénéité quant à la réaction au traitement.

## 1.2 Quasi-Expérience

Une expérience aléatoire sur un échantillon de grande taille comme le projet STAR nécessite beaucoup de temps, un haut niveau de coordination ainsi qu'un budget important. Elles sont donc assez rares. Pour contourner ce problème, les économistes se basent souvent sur des quasi-expériences. Le problème ici est que la taille des classes pourrait être affectée par des facteurs qui ont aussi un effet sur la performance académique ou le développement de l'enfant. Cette endogénéité potentielle empêche l'utilisation des techniques d'estimation classiques qui offriraient un résultat biaisé. Par exemple, si les administrations scolaires préfèrent placer les élèves perturbateurs, qui sont aussi les élèves ayant une plus faible moyenne, dans de plus petites classes, alors l'effet de la taille des classes pourrait être sous-estimé. Au contraire, les enseignants d'expérience pourraient préférer enseigner dans des classes plus petites et être plus performants dans le transfert de connaissances, ce qui causerait le biais inverse. Puisque les données expérimentales sont disponibles en quantité limitée, les chercheurs ont souvent recours à des quasi-expériences, caractérisées par une assignation qui n'est pas construite spécifiquement pour être aléatoire, mais qui permette d'imiter le contexte d'une expérience aléatoire pour des fins de recherche.

Pour régler le problème d'endogénéité, il faut soit avoir plusieurs données sur chaque sujet soumis à des traitements différents pour isoler les effets uniques à chacun, soit se tourner vers une méthode par variables instrumentales qui expliquent la taille des classes, mais qui n'influencent pas les résultats (Wooldridge, 2010). L'option d'ajouter toutes les variables omises est évidemment impossible à cause des variables non disponibles ou inobservables. Angrist et Pischke (1999) sont les pionniers de ce type d'estimation pour l'effet de la taille des classes sur le développement de l'enfant. Ils utilisent la taille maximale réglementaire des écoles en Israël pour les enfants des quatrième et cinquième années du primaire en 1991, soit 40, pour créer une variable instrumentale à partir du nombre d'inscriptions. Cette variable est utilisée dans un design par moindres carrés à deux étapes pour évaluer l'effet de la taille de classes sur des tests en mathématiques et en lecture. Ils trouvent un effet significatif et assez fort de la taille des classes sur les résultats aux tests de lecture et de mathématiques.

Deux autres exemples de ce type de recherches sont celles de Connolly et Haeck (2018, 2022), sur lesquelles ce mémoire se base. Ces autrices trouvent un effet négatif et non linéaire de la taille des classes sur le développement cognitif de l'enfant et sur ses compétences sociales. La méthode utilisée dans l'article de 2022 permet même de rejeter l'hypothèse nulle de linéarité de l'effet de la taille des classes sur le développement. Avec une méthodologie similaire, Hojo (2013) trouve aussi un effet bénéfique statistiquement différent de zéro d'une diminution de la taille des classes à partir de données de la quatrième année du primaire au Japon. Les tailles de classe sont beaucoup plus grandes que dans la maternelle québécoise, mais un résultat équivalent quant à la non-linéarité de l'effet lui permet de conclure que l'effet de diminuer d'un élève devient de plus en plus important au fur et à mesure que la taille de la classe diminue. Dee et West (2011) confirment aussi un effet bénéfique statistiquement différent de zéro à la diminution de la taille des classes. La nature des données leur permet d'avoir plusieurs valeurs pour chaque élève et chaque enseignant, permettant ainsi de retirer les effets spécifiques à chacun dans la régression. Les données ne permettent pas de complètement retirer le biais, mais les auteurs estiment que le biais, s'il existe, influencerait à la baisse l'effet bénéfique de la taille des classes. Des données longitudinales leur permettent aussi de trouver que l'effet est persistant dans le temps. Contrairement à la plupart des études existantes, les auteurs s'intéressent ici au développement non cognitif de l'enfant. Ils cherchent spécifiquement à savoir si certaines mesures de la motivation et les aspirations professionnelles sont influencées positivement par une réduction de la taille des classes. Ainsi, les auteurs affirment avec un haut niveau de confiance que l'effet de la taille des classes sur le développement non cognitif de l'enfant est statistiquement différent de zéro et persistant.

Hoxby (2000), quant à elle, utilise une variable instrumentale légèrement différente basée sur des chocs exogènes de population et ne trouve aucun effet statistiquement différent de zéro. Avec une méthodologie similaire, Cho *et al.* (2012) trouvent un effet statistiquement différent de zéro, mais très faible, de la taille des classes sur le développement cognitif de l'enfant pour les enfants du primaire au Minnesota.

### 1.3 Effets à long terme

Malgré qu'une majorité d'études basées sur des techniques d'inférence causale s'entendent pour dire qu'une diminution de la taille des classes a un effet bénéfique sur les résultats académiques pendant le traitement, le débat sur les effets à long terme est encore loin d'être résolu. L'intérêt est ici porté, d'un côté, sur les effets du développement cognitif et non cognitif de l'enfant en bas âge sur son parcours de vie, par exemple son salaire, son parcours scolaire ou sa probabilité d'être incarcéré, et de l'autre côté, sur la persistance des effets d'une taille de classe plus faible quelques années après la fin du traitement.

Barnett (1995) a effectué une méta-analyse de 36 études de programmes et de politiques liés à l'éducation et la protection de la petite enfance dans les milieux défavorisés. En général, les résultats indiquent que les programmes ont des effets importants sur le développement cognitif de l'enfant durant les deux années suivant le programme, ce développement étant souvent mesuré par un test de quotient intellectuel (QI). De plus, la plupart des études trouvent des effets bénéfiques à long terme sur le niveau scolaire atteint, les résultats futurs, les salaires à l'âge adulte, etc. L'auteur souligne l'importance de l'application optimale de la politique pour l'obtention de résultats significatifs. Les milieux défavorisés sont particulièrement importants puisque les enfants ont plus fréquemment un retard de développement. Si le système ne permet pas à ces enfants de rattraper ce retard, il y a risque d'affaiblissement de la mobilité intergénérationnelle.

Carneiro *et al.* (2007) et Heckman *et al.* (2006) trouvent que les politiques publiques en bas âge semblent avoir un effet plus significatif et plus persistant sur les aptitudes non cognitives que sur le développement cognitif. Ainsi, les politiques qui ont un effet sur le développement non cognitif sont particulièrement intéressantes et les nouvelles études doivent absolument le considérer.

Schanzenbach (2006) étudie le projet STAR et trouve qu'entre le tiers et la moitié des effets de la taille des classes sur les résultats persistent de manière significative en huitième année. En outre, les élèves de petites classes ont de plus grandes chances de s'inscrire à des examens d'admission universitaire comme le SAT et l'ACT. Ces effets sont particulièrement importants



chez les minorités visibles qui sont généralement issues de milieux socio-économiques moins favorisés aux États-Unis. L'auteur explique que les estimations des effets à long terme du projet STAR sont moins précises à cause de la taille réduite de l'échantillon plusieurs années après la fin de l'expérience. Les biais liés aux départs en cours de programme, plus fréquents dans les grandes classes que dans les petites classes, sont par contre moins forts dans les données à long terme, puisque plusieurs participants qui ont quitté sont retracés dans ces données.

Chetty *et al.* (2011) utilisent les données du projet STAR enrichies de différentes données scolaires et fiscales des participants pour étudier les effets à long terme de l'éducation. Ils trouvent que l'effet de la qualité de l'enseignement ou de la taille des classes sur les résultats en mathématiques et en lecture est majoritairement disparu en huitième année. Cependant, ces deux mêmes variables affectent significativement la probabilité de faire des études supérieures et les salaires futurs. Pour expliquer ce phénomène, les auteurs utilisent le développement non cognitif mesuré en quatrième et huitième année. La qualité de l'enseignement affecte significativement ce type de développement. Ils proposent que, malgré la difficulté de modifier le développement cognitif de l'enfant à long terme, prendre des mesures en bas âge pour améliorer la qualité de l'enseignement influence les performances futures de l'enfant par l'entremise de variables comme les compétences sociales et la motivation, qui elles se répercutent sur le salaire et la persévérance scolaire, mais pas sur les tests standardisés. Krueger et Whitmore (2000) observent le même résultat. Dans les deux cas, l'effet est relativement faible sur les résultats lorsque les élèves ne sont plus soumis au traitement, mais l'effet est statistiquement différent de zéro sur la volonté de poursuivre aux études supérieures. Ce résultat semble confirmer qu'il est difficile de modifier les facultés cognitives de l'enfant à long terme, mais que l'on pourrait affecter certains traits non cognitifs, comme la motivation et les aspirations professionnelles, ce qui aurait aussi un effet bénéfique tout au long de la vie de la personne soumise au traitement.

#### 1.4 Hétérogénéité

Une question particulièrement importante quant à l'efficacité des politiques en éducation est celle de l'effet sur les élèves défavorisés. En effet, en général, la recherche académique

démontre que les enfants issus de milieux défavorisés ont en moyenne un retard de développement observable dès un jeune âge. Alors que deux politiques peuvent augmenter les résultats moyens de manière similaire, une politique pourrait être particulièrement efficace dans les milieux plus défavorisés alors qu'une autre pourrait l'être pour les élèves les plus performants. Une politique généralisée de réduction de la taille des classes représente aussi un coût important dans le budget du gouvernement. Considérant ces deux facteurs, plusieurs études s'intéressent à la réaction des différents sous-groupes de la population. Si, par exemple, la politique a peu d'effet sur l'élève moyen, mais a une incidence importante dans les milieux défavorisés, alors il pourrait s'avérer pertinent de réduire la taille des classes dans des milieux bien ciblés. Comme mentionné précédemment, c'est la position défendue par Connolly et Haeck (2022) et Piketty et Valdenaire (2006).

Toujours sur le projet STAR, McKee *et al.* (2010) déterminent que l'effet négatif de la taille des classes sur le développement est particulièrement important dans certains milieux. D'un côté, les résultats des minorités visibles sont plus fortement influencés par la réduction de la taille des classes. Ensuite, alors que l'élève moyen est peu influencé, les élèves les plus performants reçoivent un bénéfice important de la réduction des classes. Finalement, les milieux avec un haut niveau de perturbations profitent particulièrement des politiques de réduction de la taille du groupe.

Nye *et al.* (2000a, 2004) confirment aussi que les minorités et les milieux défavorisés sont particulièrement affectés à court terme et à long terme par les politiques de réduction de la taille des classes. Des résultats équivalents sont obtenus par Boozer et Rouse (2001). Généralement, les minorités visibles sont sous-représentées dans le quintile supérieur des résultats académiques. Cependant, Jackson et Page (2013) montrent que si l'on sépare les minorités ethniques des autres à partir des données du projet STAR, l'effet est plus important chez les minorités visibles que chez les caucasiens, et que dans chacun des sous-groupes, les quintiles supérieurs sont affectés de manière plus importante que les quintiles inférieurs. Ainsi, en plus de cibler les élèves les plus à risque, la réduction de la taille des classes permettrait aux élèves les plus performants d'atteindre leur plein potentiel.

## 1.5 Effet sur l'équilibre général

Jusqu'à maintenant, les études présentées s'intéressent à l'effet de la taille des classes sur le développement de l'enfant en gardant tous les autres facteurs constants. Cependant, une politique de réduction de la taille des classes affecte aussi l'équilibre général. La demande d'enseignants est par exemple influencée à la hausse par une politique généralisée de réduction de la taille des classes. Bien que l'équilibre général ne soit pas la question centrale de ce mémoire, il est important de s'attarder aux effets de la politique étudiée sur celui-ci.

Jepsen et Rivkin (2009) montrent qu'à la suite de la politique de réduction de la taille des classes d'en moyenne 10 enfants par classe entre la maternelle et la troisième année en Californie en 1996, deux effets du changement dans la demande d'enseignants ont été observés. Premièrement, il y a une entrée d'enseignants moins expérimentés et moins bien formés sur le marché du travail causée par une augmentation significative de la demande sans effet sur l'offre. Deuxièmement, puisque la demande augmente dans les milieux favorisés qui sont généralement plus agréables et nécessitent un moindre effort de discipline, certains enseignants de qualité et expérimentés décident de se déplacer dans un milieu favorisé. Le premier effet est donc renforcé dans les milieux défavorisés. Cela correspond aux résultats de Boyd *et al.* (2013), qui expriment que les enseignants préfèrent les milieux avec une plus petite portion d'élèves en situation de pauvreté et, pour les enseignants caucasiens, une plus faible proportion de minorités visibles. De manière similaire, Schrag (2006) conclut que l'effet de la politique de réduction de la taille des classes en Californie est inférieur à l'effet escompté à cause de l'effet sur la demande d'enseignants. Il ajoute aussi le manque d'infrastructures pour répondre à l'augmentation du nombre de classes et un manque de formation chez les enseignants pour profiter au maximum des tailles réduites.

Les politiques de réduction de la taille des classes peuvent donc avoir un effet plus faible ou plus fort que celui estimé toutes choses égales par ailleurs. Pour que la politique soit réellement efficace, elle doit être accompagnée de politiques qui contrôlent les effets négatifs potentiels, par exemple en ajoutant de la formation pour les nouveaux enseignants et en s'assurant d'avoir les infrastructures suffisantes.

## 1.6 Efficience de la réduction des classes

En prenant maintenant pour acquis que la réduction de la taille des classes a effectivement un effet positif sur le développement des enfants en bas âge, l'optimalité de cette politique reste une question valide. Cela nécessite une analyse détaillée des coûts et des bénéfices associés à cette politique et une comparaison avec d'autres politiques en éducation. Cette analyse est particulièrement importante à cause du coût élevé associé à la réduction généralisée de la taille des classes.

Hattie (2005) a effectué une méta-analyse de la recherche concernant l'effet de la taille des classes sur le développement de l'enfant. Il compare directement l'effet estimé de la taille des classes sur différentes mesures de développement à partir de 2 559 études avec 46 autres variables d'influence. L'effet moyen obtenu pour la taille des classes est de 0,13 écart-type pour une baisse de dix élèves par classe, soit un effet marginal unitaire moyen de 0,013 écart-type sur différentes mesures standardisées de développement cognitif et non cognitif à différents âges. Cet effet est relativement petit en comparaison avec diverses interventions étudiées par l'auteur, par exemple une amélioration de la qualité de l'enseignement (0,67 écart-type de développement) ou une augmentation de la rétroaction (0,81 écart-type de développement). Il faut mentionner ici que parmi les interventions ou les facteurs qui influencent plus fortement les résultats, certains sont difficiles à cibler et d'autres sont influencés par l'effet de la réduction de la taille des classes sur l'équilibre général. Par exemple, le temps d'instruction individuelle augmente lorsque la taille de la classe diminue et le nombre d'élèves perturbateurs par classe diminue également.

Devant la popularité des politiques de réduction de la taille des classes et leur effet relativement faible, Hattie se questionne sur les raisons qui expliquent la taille de l'effet et les éléments nécessaires à l'implantation optimale de la politique. Il trouve que les recherches qui étudient la différence entre les comportements des agents dans les petites et dans les grandes classes montrent que les élèves agissent différemment (tendance réduite à déranger le groupe, participation plus active, questions plus fréquentes), mais que les enseignants n'adaptent en général pas leurs méthodes d'enseignement au nouveau contexte. Il suggère qu'accompagner

la politique publique de formation pour permettre aux enseignants de maximiser les effets bénéfiques de la réduction de la taille des classes est capital pour l'obtention de résultats significatifs.

Hattie (2005) suggère aussi que la taille des classes a une répercussion particulièrement importante en bas âge lorsque les élèves développent leurs facultés non cognitives et les risques de dérangements sont plus élevés, alors que sa méta-analyse combine les résultats pour tous les âges. Cette suggestion provient des différents résultats du projet STAR ainsi que de la recherche de Ehrenberg *et al.* (2001). Ces derniers, à partir des différentes études existantes sur la taille des classes aux États-Unis, observent des estimations plus fortes en maternelle et en première année que pour les autres années, qu'ils expliquent par une propension plus élevée à assigner des projets en petits groupes et à développer une relation personnelle avec l'enfant. Il est probable que ces éléments aient aussi un effet bénéfique à des âges plus avancés, mais ces méthodes sont moins utilisées avec ces enfants. Alors que les professeurs de petites classes pourraient profiter de la réduction de la taille des classes pour implémenter ces méthodes à des niveaux scolaires plus avancés, ce ne semble pas être le cas dans l'étude de Ehrenberg *et al.* (2001).

À la lumière de ces résultats, une réduction généralisée de la taille des classes ne semble pas être la politique optimale pour améliorer les résultats et le développement de l'enfant. Cependant, cibler les enfants en bas âge et les minorités pourrait être efficace sous certaines conditions. C'est pourquoi ce mémoire s'intéresse particulièrement aux enfants en maternelle et à l'hétérogénéité de l'effet. Cette idée répond aussi à l'effet sur l'équilibre général du travail des enseignants, puisque l'effet sur la demande d'enseignants est beaucoup moins fort et les conditions ne sont pas significativement modifiées dans les milieux favorisés. Au contraire, une diminution importante dans les milieux défavorisés pourrait faciliter la tâche des enseignants dans ces milieux, donc encourager de meilleurs candidats à accepter ces postes.

## CHAPITRE II

### CONTEXTE INSTITUTIONNEL

Au Canada, l'éducation est une compétence de juridiction provinciale. Cette section s'intéresse donc particulièrement au portrait institutionnel de l'éducation primaire et pré-scolaire au Québec. Somme toute, le portrait de la situation au Québec est assez similaire à la situation des États-Unis et, plus généralement, à celle des pays du G8, à l'exception de la fréquentation scolaire avant cinq ans qui est moins fréquente au Québec. Au Québec, pour entrer en maternelle, l'enfant doit être âgé de cinq ans en date du 30 septembre. En 2017, 98,8 % des enfants en maternelle respectaient ce critère (Simard *et al.*, 2018). Le taux de participation à la maternelle 5 ans oscille entre 97 % et 99 %, taux semblable aux autres pays du G8. Les membres du G8 ont en général un taux de fréquentation scolaire environ identique à 4 ans et à 5 ans et les enfants de trois ans ont accès à l'éducation dans plusieurs de ces pays.

Par rapport à ce même groupe de pays, pour les enfants âgés de moins de 5 ans, le Canada et le Québec accordent une plus grande importance à l'éducation à l'extérieur du système (parents, garderies). En effet, à peine 20 % des enfants fréquentent la maternelle à 4 ans et il n'y a pas d'options scolaire à 3 ans (Lavigne *et al.*, 2015). Au Québec, la fréquentation de la maternelle 4 ans était offerte à temps partiel jusqu'en 2013. Depuis 2013, le gouvernement québécois a augmenté graduellement le nombre de classes offrant la maternelle 4 ans à temps plein. Certains enfants qui ont participé à la prématernelle n'ont donc pas subi le même traitement dans les deux cycles de l'enquête EQDEM. Cette fréquentation est optionnelle pour les parents qui vivent dans des quartiers où le service est offert. Ce service, développé en 1973, a pour objectif de réduire les inégalités dans le développement de l'enfant en bas âge.

Malgré la faible proportion des enfants qui fréquentent un établissement scolaire à 4 ans, le gouvernement du Québec subventionne généreusement les garderies, soit directement par l'accès à la garderie publique à faible coût, soit par un remboursement d'impôt sur les frais de garde. Ainsi, une vaste majorité d'enfants au Québec sont en services de garde dès l'âge d'un an (Haeck *et al.*, 2015).

Les écoles sont généralement divisées en deux catégories, soit les écoles primaires qui couvrent la maternelle à la sixième année, et les écoles secondaires, qui couvrent l'équivalent de la septième à la onzième année. L'année scolaire est de 182 jours, du lundi au vendredi, avec 25 heures par semaine consacrées à l'enseignement. L'école est fermée entre la fin du mois de juin et la fin du mois d'août. Les services de garde du matin, du midi et du soir sont au coût des parents, mais ils sont en partie financés par le gouvernement du Québec. Le coût de ce service pour les parents était de 8,15 \$ par jour en 2012 (Connolly et Haeck, 2018) et 8,20 \$ par jour en 2017. En 2017, une contribution additionnelle, pouvant aller jusqu'à un peu plus du montant de base, était ajoutée en fonction du revenu familial. Cet ajout n'a pas duré et le montant est maintenant le même, peu importe le revenu (Gouvernement du Québec, 2018, 2021).

Avec une proportion relativement constante à travers le temps, les écoles privées rassemblent environ 7 % des élèves du primaire. Le gouvernement du Québec réserve 70 % de son budget en éducation aux salaires du personnel, avec environ les deux tiers de cette portion pour les salaires des enseignants (N'Zué *et al.*, 2015). En 2012 et 2017, les écoles québécoises sont réparties à travers 70 commissions scolaires, soit 60 francophones, neuf anglophones et une bilingue. Depuis, elles ont été remplacées par des centres de services scolaires dans le but de donner plus de pouvoir de gestion à l'établissement scolaire. Dans le réseau public, l'assignation de l'enfant à son école se fait selon l'adresse de résidence de l'enfant. En 2012 et 2017, les parents avaient l'option de faire une demande pour changer d'école au sein de la même commission scolaire, mais les options pour un changement de commission étaient complexes et limitées.

Entre 2000 et 2015, le nombre maximal d'élèves par classe en maternelle était fixé à 20 pour les écoles publiques. En 2016, la taille maximale des classes est passée à 19. Les écoles ne sont pas obligées de respecter la taille réglementaire maximale dans chaque classe, à condition

d'indemniser financièrement l'enseignant pour la tâche supplémentaire. De plus, la moyenne de la taille des classes au niveau de la commission scolaire ne peut pas dépasser deux unités au-dessous de la taille maximale (Ministère de l'éducation du loisir et des sports, 2012, 2016). Depuis 2020, l'entente nationale entre le comité patronal de négociation pour les centres de services scolaires francophones (CPNCF) et la fédération autonome de l'enseignement (FAE) prévoit que la taille maximale dans les écoles de quartiers défavorisés est une unité inférieure à celle des autres écoles (CPNCF et FAE, 2021), ce qui n'affecte pas les éditions de l'EQDEM considérées.



## CHAPITRE III

### DONNÉES

Ce mémoire utilise les microdonnées de l'EQDEM 2012 et 2017 pour estimer l'effet de la taille des classes sur différentes mesures de développement cognitif et non cognitif de l'enfant <sup>1</sup>. Les taux de réponse pour différents niveaux d'agrégation sont présentés dans le tableau 3.1. Les taux sont pondérés en fonction du nombre d'enfants dans chaque unité répondante. Chaque rangée du tableau donne le nombre d'unités répondantes ainsi que la proportion de ces unités répondantes par rapport à toutes les unités disponibles à l'agrégat supérieur. Par exemple, pour les classes de 2012, 3 969 classes ont répondu. Ceci représente 95,9 % des classes des 1 647 écoles répondantes. Ce pourcentage est pondéré pour le nombre d'élèves dans les classes. En 2012, une commission scolaire ne participait pas, alors qu'elles participaient toutes en 2017. Beaucoup d'écoles n'ont pas participé en 2012, avec un taux de participation de 88,8 % au niveau de l'école parmi les commissions scolaires participantes. Les autres taux de participation pour 2012 et ceux de 2017 sont assez élevés (entre 95,9 % et 100 %). La dernière rangée présente aussi la participation au niveau des élèves, mais le taux de participation est calculé à partir de tous les élèves admissibles et non seulement ceux des classes répondantes. L'échantillon global comprend 81,3 % des élèves de maternelle en 2011-2012 pour un total de 64 989 élèves et 94,8 % en 2016-2017, pour un total de 83 335 élèves.

---

1. Les données de l'EQDEM sont fournies par l'Institut de la statistique du Québec (Institut de la Statistique du Québec, 2013, 2018). Un guide méthodologie est aussi fourni par l'ISQ pour les deux années d'enquête (Institut de la Statistique du Québec en collaboration avec l'institut national de santé publique du Québec, 2013, 2018).

Tableau 3.1 : Taux de réponse - EQDEM

	2012		2017	
	Unités répondantes	Taux pondéré	Unités répondantes	Taux pondéré
Commissions scolaires	69	99,3 %	70	100,0 %
Écoles	1 647	88,8 %	1 878	99,7 %
Classes	3 969	95,9 %	5 178	99,2 %
Élèves	64 989	95,4 %	83 335	95,9 %
Élèves (global)	64 989	81,3 %	83 335	94,8 %

Source : Les statistiques sont directement reprises de l'analyse des données effectuées par Simard *et al.* (2013) et Simard *et al.* (2018).

Note : Les unités répondantes représentent les unités réelles au niveau des commissions scolaires, des écoles et des enseignants. Les unités répondantes au niveau des élèves sont pondérées avec les poids de l'EQDEM. Le taux pondéré au niveau des commissions scolaires représente le pourcentage pondéré d'élèves dans les commissions scolaires répondantes. Au niveau de l'école, il s'agit du ratio du nombre d'élèves dans les écoles répondantes sur le nombre d'élèves dans les commissions scolaires participantes. Au niveau des classes, il s'agit du ratio du nombre d'élèves dans les classes répondantes sur le nombre d'élèves dans les écoles participantes. Au niveau de l'élève, il s'agit du ratio du nombre d'élèves répondants sur le nombre d'élèves dans les classes participantes. Pour l'élève, le taux de réponse global est aussi présenté, soit le pourcentage d'enfants répondants parmi tous les enfants en maternelle concernés par l'enquête.

En 2017, aucune région administrative n'a un taux de réponse inférieur à 90 % (Simard *et al.*, 2013, 2018). Les régions du Québec étaient donc bien représentées. En 2012, cependant, certaines régions avaient des taux de réponse plus faibles, les plus faibles étant à Laval (44,8 %) et dans Lanaudière (59,8 %). Somme toute, les taux de réponse élevés et la répartition géographique étendue permettent d'avoir un échantillon représentatif de la population des élèves en maternelle du Québec en 2012 et 2017<sup>2</sup>. Trois types d'élèves sont spécifiquement exclus des deux enquêtes, soit les élèves des écoles spécialisées dans les besoins particuliers, ceux des classes où plus de la moitié des élèves ont des besoins particuliers et les élèves des commissions scolaires autochtones, qui ensemble représentent environ 2 % des élèves en maternelle au Québec. Les microdonnées de 2017 incluent les enfants en situation

2. L'ISQ a aussi créé un vecteur de poids pour rendre l'échantillon représentatif de la population étudiée. L'utilisation de ces poids n'affecte que très peu les résultats, mais est obligatoire pour la diffusion des résultats. Ainsi, seuls les résultats pondérés sont présentés dans ce mémoire.

de handicap ou en difficulté d'adaptation ou d'apprentissage (EHDAA). Par contre, puisque ces enfants n'avaient pas été inclus en 2012, qu'en 2017 leur nombre est faible et qu'ils sont souvent réunis dans des classes de faibles tailles, ces enfants sont exclus de l'échantillon d'intérêt. Les autres élèves de leur classe ne sont pas exclus. En plus de ces enfants, trois groupes sont retirés des estimations. Premièrement, les élèves d'écoles privées sont exclus de l'échantillon. Deuxièmement, dans certaines écoles, il y a des classes de niveaux mixtes, par exemple une classe où le quart des étudiants seraient en prématernelle et les trois quarts en maternelle. Les classes où plus de la moitié des étudiants ne sont pas en maternelle sont exclues. Même si une classe mixte est conservée dans l'échantillon, seulement les enfants en maternelle dans cette classe sont étudiés. De plus, le nombre d'enfants en maternelle dans des classes mixtes étant très faible, le type de classe n'est pas utilisé dans les variables de contrôle. Finalement, au-dessus de 120 étudiants en maternelle dans une école, il y a peu d'écoles observées et la taille des écoles varie beaucoup. Les écoles de plus de 120 étudiants en maternelle sont donc exclues puisque qu'elles sont problématiques pour la première étape de l'estimation par variables instrumentales. Après le retrait de ces observations, l'échantillon contient 58 949 observations en 2012 et 74 819 en 2017.

Pour compléter l'enquête, les enseignants sont invités à répondre à un formulaire de plus de 150 questions subdivisées dans cinq sections, en plus d'une section introductive. La première section inclut des questions générales sur l'enfant et sa classe, comme le type de classe, la langue maternelle de l'enfant, la langue d'enseignement du groupe et autres. Les sections A à C sont composées des 104 questions de l'IMDPE développé par Janus et Offord (2007). Ces questions permettent d'évaluer le niveau de préparation pour l'entrée scolaire des enfants d'âge préscolaire. La section A du questionnaire inclut spécifiquement les questions qui concernent la santé physique de l'enfant, comme sa coordination, son habillement et son niveau de fatigue. La section B permet de construire les scores de développement cognitif (questions B1 à B7 et B26) et les habiletés en communication (questions B8 à B25). La section C permet de construire les mesures de compétences sociales (questions C1 à C27) et de maturité émotionnelle (questions C28 à C57). Les sections D et E complètent le questionnaire avec d'autres questions sur l'enfant comme son parcours préscolaire, ses handicaps, les services de professionnels reçus et autres. L'ensemble du questionnaire, présenté en annexe A, est rempli

en fin d'année par les enseignants pour s'assurer qu'ils aient assez d'informations sur l'élève pour le remplir. La description des cinq domaines de développement de l'enfant évalués par les différentes mesures de développement est présentée dans le tableau 3.2, repris intégralement de Janus et Offord (2007). Dans ce mémoire, plusieurs sous-mesures de développements sont aussi ajoutées, ce qui sera discuté en détail dans les prochaines sections. Une mesure qui sera présentée dans cette section est celle du développement composite. Cette mesure est créée à partir d'une pondération égale de toutes les questions qui composent les scores de l'IMDPE, sauf la santé physique et le bien-être. Il s'agit donc d'une mesure globale combinée du développement cognitif et non cognitif de l'enfant.

Tableau 3.2 : Description des cinq domaines de développement de l'IMDPE

Domaine	Sujets
Santé physique et bien-être	Développement physique général, motricité, alimentation et habillement, propreté, ponctualité, état d'éveil.
Compétences sociales	Habilités sociales, confiance en soi, sens des responsabilités, respect des pairs, des adultes, des règles et des routines, habitudes de travail et autonomie, curiosité.
Maturité émotionnelle	Comportement prosocial et entraide, crainte et anxiété, comportement agressif, hyperactivité et inattention, expression des émotions.
Développement cognitif et langagier	Intérêt et habiletés en lecture, en écriture et en mathématiques, utilisation adéquate du langage.
Habilités de communication et connaissances générales	Capacité à communiquer de façon à être compris, capacité à comprendre les autres, articulation claire, connaissances générales.

Source : Janus et Offord (2007)

Note : Le tableau présente les descriptions officielles de chaque mesure de développement composée par les créateurs de l'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE). Le tableau est repris intégralement de Janus et Offord (2007).

Malgré les critiques quant aux biais liés à l'évaluation par l'enseignant, les biais liés à l'enseignant ou à l'école semblent limités. En effet, à travers les différents pays qui ont utilisé l'IMDPE, les recherches trouvent en général une corrélation élevée entre les évaluations d'un même enfant effectuées par deux enseignants et une corrélation modérée entre les

évaluations effectuées par l'enseignant et celles effectuées par les parents. La différence est particulièrement marquée pour le score de développement physique et pour les questions qui concernent les comportements de l'enfant (Janus *et al.*, 2011; Janus et Offord, 2007). Ceci est entre autres encourageant puisque la manipulation des données, qui peut être un risque important pour les modèles d'estimation utilisés, semble limitée. Forget-Dubois *et al.* (2007) et Brinkman *et al.* (2013) trouvent que les résultats à l'IMDPE sont un bon prédicteur du succès scolaire futur de l'enfant au primaire, confirmant la pertinence de l'étudier.

Le tableau 3.3 représente les statistiques descriptives pour les deux cycles de l'EQDEM. Les élèves de maternelle sont assez similaires dans les deux cycles de l'enquête. Un peu plus de 75 % des enfants sont francophones dans les deux années. Plus de 5,5 % des enfants souffrent soit d'un handicap de langage, d'apprentissage ou comportemental en 2012. Les proportions de chacun de ces handicaps augmentent en 2017. La proportion d'enfants qui reçoivent l'aide d'un spécialiste a augmenté entre 2012 et 2017 pour toutes les spécialités sauf pour les travailleurs sociaux et la psychologie. Une portion importante (22 %) reçoit ou a reçu l'aide d'un orthopédagogue en 2017. Les données sur les handicaps dentaires, sur les services des orthopédagogues et sur les services des ergothérapeutes ne sont pas disponibles en 2012. Le nombre d'enfants ayant fréquenté un service de garde avant la maternelle a augmenté entre 2012 et 2017, passant de 62 % à 74 %. Par contre, une partie de cette augmentation semble provenir du nombre d'enfants pour lesquels l'information sur la garde préscolaire est disponible dans l'enquête. Parmi les enfants pour lesquels l'information sur la garde préscolaire est disponible, 80,5 % ont fréquenté un service de garde dans l'enquête de 2012 et 87,1 % en 2017. Dans les deux cycles de l'enquête, 79 % n'ont pas fréquenté la maternelle 4 ans, mais il y a 3 % de données manquantes en 2012 et près de zéro en 2017. En 2017, les enfants qui ont participé à la maternelle 4 ans étaient subdivisés en trois catégories, soit 1 % l'ont fréquentée à plein temps, 5 % à temps partiel et 14 % dans le programme passe-partout<sup>3</sup>. En 2012, tous les enfants qui ont fréquenté la prématernelle étaient dans le programme passe-partout.

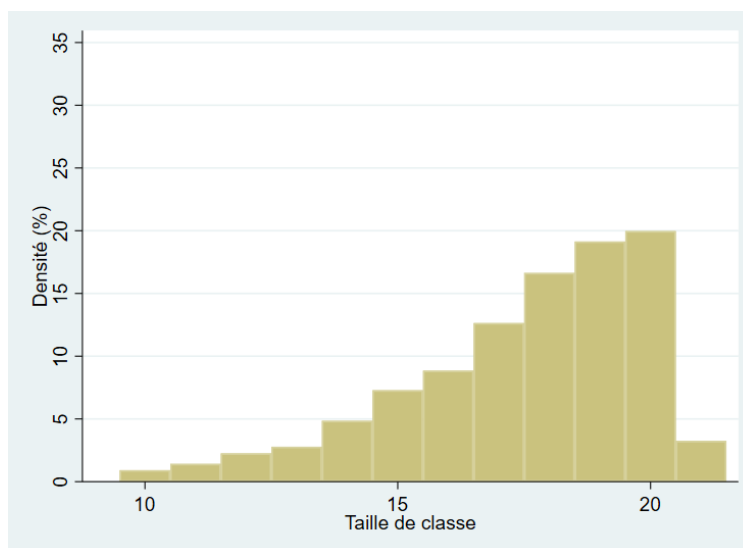
---

3. « Passe-Partout est un programme d'animation du ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur qui s'adresse aux enfants qui auront quatre ans avant le 1<sup>er</sup> octobre de l'année en cours et à leurs parents. [Il a pour objectif de] (1) accompagner les parents dans leur participation active à la réussite de leur enfant et (2) aider les enfants à s'intégrer avec harmonie au milieu scolaire. » (Centre de services scolaires du Pays-des-Bleuets, 2022).

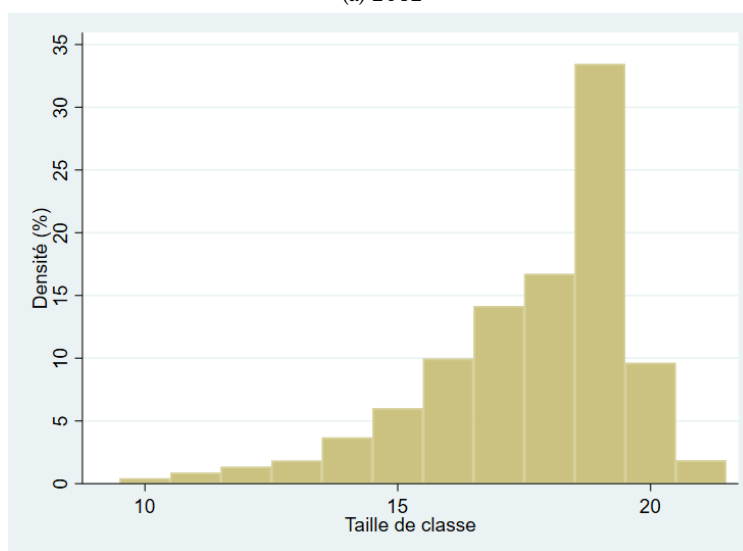
Tableau 3.3 : Statistiques descriptives

	Cohortes	
	2012	2017
Âge (en mois)	72,06	71,85
Écart-type	(3,62)	(3,66)
Fille	0,50	0,49
Langue maternelle		
Français	0,77	0,76
Anglais	0,08	0,07
Autres	0,16	0,18
Famille dysfonctionnelle	0,03	0,03
Handicaps		
Physique	0,005	0,006
Dentaire	-	0,004
Visuel	0,003	0,003
Auditif	0,004	0,003
Maladie chronique	0,004	0,003
Langage	0,056	0,063
Apprentissage	0,064	0,073
Émotionnel	0,031	0,038
Comportemental	0,063	0,073
Reçoit l'aide d'un :		
Infirmier	0,03	0,08
Orthophoniste	0,07	0,09
Psychoéducateur	0,04	0,05
Travailleur social	0,02	0,02
Psychologue	0,03	0,02
Orthopédagogue	-	0,22
Ergothérapeute	-	0,04
Service de garde avant la maternelle		
Oui	0,62	0,74
Non	0,15	0,11
Manquants	0,23	0,15
Maternelle 4 ans		
Oui	0,18	0,20
Non	0,79	0,79
Manquants	0,03	0,00
N	58 949	74 819

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017. Pour 2012, ce sont les mêmes statistiques que celles présentées par Connolly et Haeck (2018, 2022). Les résultats pondérés sont présentés.



(a) 2012



(b) 2017

Figure 3.1 : Histogrammes de la taille des classes par année d'enquête

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017. Le panel (a) de la figure provient de Connolly et Haeck (2022) et a été recalculé avec les données de l'EQDEM 2012. Les résultats pondérés sont présentés.

La figure 3.1 présente les histogrammes de la taille des classes par année d'enquête. Le graphique de 2012, repris de Connolly et Haeck (2022), montre que moins de 4 % des classes ne respectent pas la règle administrative limitant à 20 élèves par classe la taille. En 2017, la règle était de 19 élèves par classe. Le pourcentage de classes au-dessus de 19 est supérieur à 10 %. La nouvelle règle étant entrée en vigueur en 2016, il est probable que les écoles aient eu besoin de temps pour s'ajuster suite au changement. Dans les deux enquêtes, le mode se trouve au niveau maximal dicté par la règle administrative. La variance observée dans la taille des classes est moins forte en 2017 qu'en 2012.

Le tableau 3.4 présente le pourcentage d'enfants qui ont une note parfaite dans les scores de développement. Une proportion importante d'enfants atteignent le score maximal possible, soit dix, pour les habiletés en communication (44,4 % en 2012 et 43,7 % en 2017), les compétences sociales (16,9 % en 2012 et 15,5 % en 2017) et le développement cognitif (13,4 % en 2012 et 10,9 % en 2017). Pour la maturité émotionnelle et le développement composite, la fréquence observée est inférieure à 5 % pour les deux années. Puisque ces pourcentages sont élevés pour les trois premiers scores présentés, qui sont aussi les scores pour lesquels des résultats significatifs sont obtenus par Connolly et Haeck (2022), il semble improbable que les données de l'EQDEM permettent d'étudier l'effet de la taille des classes séparément sur les enfants les plus performants, puisqu'il y a peu de variance observée entre ces enfants.

Tableau 3.4 : Pourcentage des enfants ayant obtenus le score maximal par année

	Fréquence de scores parfaits	
	2012	2017
Développement composite	1,1 %	0,9 %
Développement cognitif	13,4 %	10,9 %
Habiletés en communication	44,4 %	43,7 %
Compétence sociale	16,9 %	15,5 %
Maturité émotionnelle	4,7 %	4,5 %

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Pour chaque score de développement, le pourcentage représente la proportion des enfants qui ont atteint le résultat maximal pour chaque année et chaque score de développement. Les résultats pondérés sont présentés.



La figure 3.2 présente la fréquence d'observation de chaque score de développement dans les deux éditions de l'EQDEM. En général, un grand pourcentage d'enfants obtiennent un résultat entre neuf et dix. En effet, selon la mesure et l'édition de l'enquête, ce pourcentage varie entre 20 % et 60 %. Les distributions changent très peu d'une édition à l'autre de l'EQDEM.

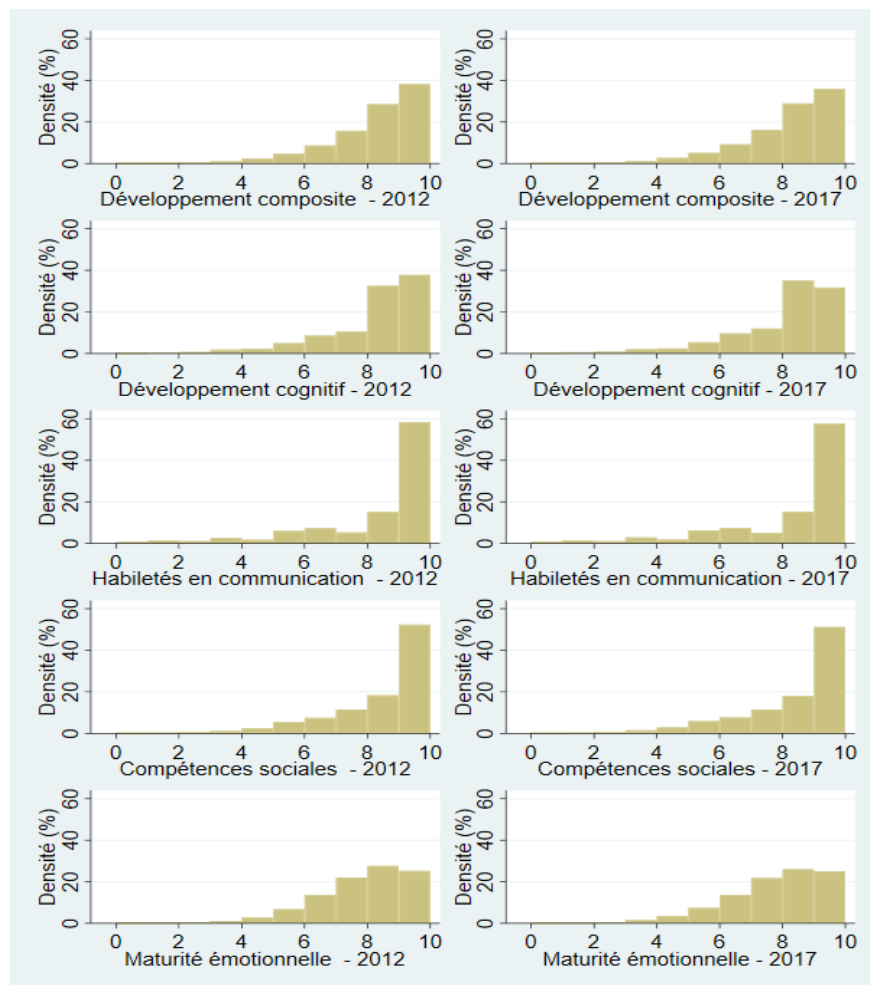


Figure 3.2 : Histogrammes des scores de développement pour les deux cycles de l'EQDEM

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : La taille des classes est présentée en abscisse. Les résultats pondérés sont présentés.

Pour la suite de ce mémoire, les scores étudiés sont normalisés. En effet, la moyenne des scores de développement est ramenée à 0 avec un écart-type de 1. Ainsi, un score de -1 représente désormais un étudiant avec un résultat un écart-type au-dessous de la moyenne de tous les étudiants pour ce score. La figure 3.3 présente le développement moyen de l'enfant par taille de classe pour chacun des scores avec un ajustement polynomial des résultats et un intervalle de confiance à 95 % pour cet ajustement. Les différents scores sont présentés dans la colonne de gauche pour 2012 et dans celle de droite pour 2017. En 2012, il semble y avoir une relation négative entre le score et la taille des classes en bas de 15 élèves par classe. La relation entre les variables semble non linéaire. C'est aussi la conclusion tirée de ces graphiques par Connolly et Haeck (2018). En 2017, cette relation négative disparaît. Il semble alors n'y avoir aucun lien entre la taille des classes et les scores des élèves.

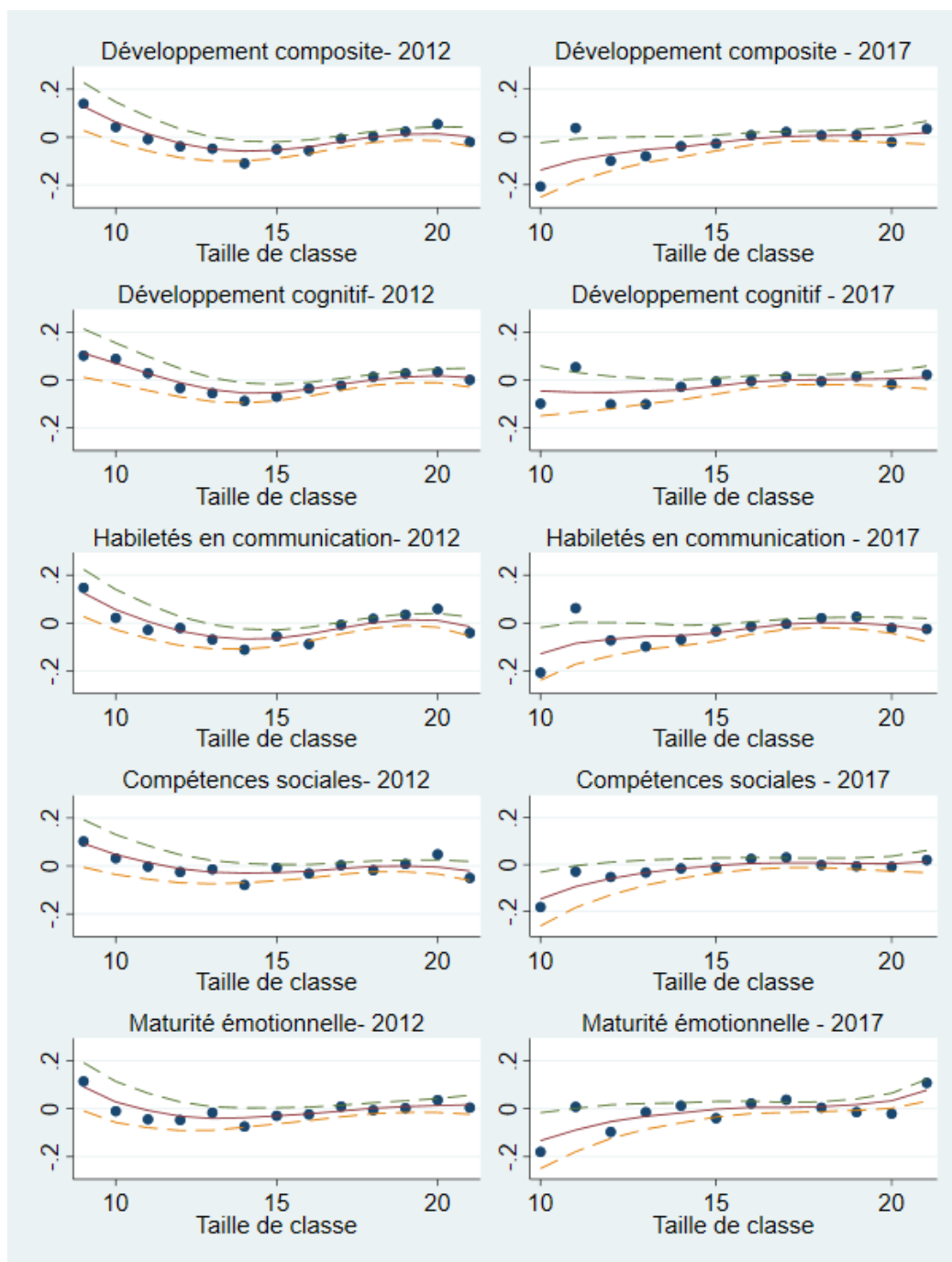


Figure 3.3 : Moyenne des scores de développement par taille de classe pour les deux cycles de l'EQDEM

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017. Les graphiques de 2012 sont repris de Connolly et Haeck (2022).

Note : Les points représentent la moyenne des différents scores normalisés (axe des ordonnées) par taille de classe observée (axe des abscisses). Les lignes pleines représentent un ajustement polynomial et les lignes pointillées l'intervalle de confiance à 95 %. Les résultats pondérés sont présentés.

## CHAPITRE IV

### MÉTHODOLOGIE

Dans ce chapitre, les différentes méthodes utilisées pour estimer l'effet de la taille des classes sur les mesures de développement de l'enfant sont détaillées. Dans un premier temps, le choix des mesures de développement de l'enfant étudiées est présenté. Dans la deuxième section, la création des variables instrumentales est présentée. La troisième section s'intéresse à l'utilisation de ces instruments dans des régressions par moindres carrés à deux étapes (2SLS) pour estimer l'effet linéaire moyen de la taille des classes sur le développement de l'enfant. Dans la quatrième section, cette même méthode est transformée pour admettre la non-linéarité. Finalement, la section 4.5 présente la méthode développée par Connolly et Haeck (2022) qui permet de tester la non-linéarité de l'effet.

#### 4.1 Analyse par composantes principales et choix des variables expliquées

La PCA est une méthode qui permet de résumer la variance incluse dans un groupe de variables par un vecteur incluant un nombre plus faible de variables que le vecteur initial. L'objectif de la méthode est donc de résumer un maximum de variance incluse dans les variables avec un minimum de composantes principales. Les composantes principales sont construites de manière à être non corrélées entre elles. Ce sont les valeurs propres et les vecteurs propres qui permettent de construire ces composantes. Ainsi la première composante principale accorde un poids à chaque variable qui peut être interprété comme la contribution d'une variable à la variance dans la première direction. Si les poids sont assez balancés, c'est

que toutes les variables contribuent de manière similaire à la variance dans la direction décrite par la première composante principale, soit la direction qui explique un maximum de variance. Au contraire, si certains poids sont beaucoup plus faibles, c'est que ces variables apportent moins d'information que les autres. La seconde composante principale maximise la variance totale expliquée de manière non corrélée avec la première. Pour chacune des composantes étudiées, la proportion de la variance totale expliquée par la composante est aussi obtenue (Joliffe, 2002).

La PCA sur les données combinées de l'EQDEM et l'utilisation de ces résultats pour évaluer l'effet de la taille des classes sur le développement de l'enfant est une contribution originale de ce mémoire. Cette analyse permet aussi d'obtenir une meilleure compréhension de la contribution relative des différentes questions à la variance totale observée dans l'échantillon.

Comme discuté dans le chapitre précédent, l'IMDPE comprend directement quatre mesures du développement cognitif et non cognitif de l'enfant. Ces quatre mesures <sup>1</sup>, aussi utilisées par Connolly et Haack (2018, 2022), sont étudiées dans ce mémoire. Dans la version de 2022, les autrices ajoutent aussi une subdivision du score cognitif en séparant les questions qui concernent les compétences en logique et en mathématiques des questions concernant les compétences en lecture et en écriture. Elles ajoutent aussi un score global qui inclut toutes les sous-questions permettant de créer les scores. Ces deux ajouts sont aussi effectués dans ce mémoire. De plus, la PCA permet de déterminer si ces ajouts sont pertinents. Cette analyse permet aussi de faire ressortir des sous-catégories de développement pour diverses mesures.

En effet, deux sous-catégories de développement ressortent de l'analyse pour les compétences sociales, soit les questions liées à l'autonomie et la curiosité et les questions liées aux relations avec les autres enfants et au respect des règles. Pour la maturité émotionnelle, la PCA fait ressortir trois sous-catégories, soit la santé émotionnelle de l'enfant, ses comportements néfastes ainsi que l'entraide et l'empathie. Finalement, pour le développement composite, la PCA suggère qu'il est pertinent d'étudier les sections B et C du questionnaire séparément, ce qui est aussi ajouté à ce mémoire.

---

1. Il s'agit du développement cognitif, des habiletés en communication, de la maturité émotionnelle et des compétences sociales.

## 4.2 Création des variables instrumentales

Comme mentionné précédemment, le principal problème lié à l'estimation de l'effet de la taille des classes sur le développement de l'enfant est l'endogénéité de la variable explicative (voir section 1.2). Malgré que les classes de maternelle soient potentiellement moins affectées par ce problème à cause de l'information disponible limitée sur l'enfant pour les administrateurs des écoles au moment de décider les groupes, il est important de développer une méthodologie qui répond au problème d'endogénéité.

Dans ce mémoire, c'est la règle portant sur le nombre d'inscriptions ( $e_s$ ) dans chaque école ( $s$ ) qui permet de contourner le problème d'endogénéité de la variable explicative. Au Québec, la taille maximale des classes était de 20 en 2012 ( $N_{2012} = 20$ ) et de 19 en 2017 ( $N_{2017} = 19$ ). Le nombre de classes dans une école donnée ( $n_s$ ) et la taille moyenne des classes dans l'école ( $t_s$ ) peut donc être prédit à partir des équations 4.1 et 4.2.

$$n_s = \text{int} \left( \frac{e_s - 1}{N_{annee}} \right) + 1 \quad (4.1)$$

$$t_s = \frac{e_s}{n_s} \quad (4.2)$$

Ici, la fonction *int* ramène au plus petit entier inférieur.  $t_s$  peut être utilisée comme variable instrumentale dans une régression par 2SLS. Cette méthode a été utilisée pour la première fois par Angrist et Lavy (1999). Il est à noter que des sauts sont prédits dans la taille moyenne des classes à différents seuils d'inscriptions. Par exemple, en 2012, une école de 20 élèves devrait avoir une taille moyenne de 20 élèves par classe alors qu'une école de 21 élèves devrait avoir une moyenne de 10,5 élèves par classe. Le passage de 40 à 41 diminue la moyenne de 20 à 13,7. Des sauts négatifs, mais décroissants en taille pour tous les multiples de 20, devraient normalement être observés à tous les seuils. Il en est de même pour les multiples de 19 en 2017. Ceci est utilisé dans le design par variables instrumentales par l'ajout de deux types de variables dichotomiques dans le modèle. Premièrement, des variables sont créées pour identifier des segments ( $seg_{is}$ ) autour de chaque seuil ( $i$ ) où la taille moyenne saute.

$$seg_{is,annee} = I(N_{annee} * i - W < e_s \leq N_{annee} * i + J) \quad (4.3)$$

L'équation 4.3 présente la création de la variable de segments. La fonction  $I$  est une fonction qui prend la valeur 1 si la condition est remplie, 0 sinon. Pour chaque année,  $W$  et  $J$  sont des nombres entiers choisis pour que  $|W - J| \leq 1$  et que toutes les observations soient dans un seul segment. Ensuite, une variable dichotomique de seuil ( $tr_{is}$ ) par segment est créée pour identifier si le nombre d'inscriptions dépasse le seuil dans le segment donné, tel que :

$$tr_{is,annee} = I(e_s > N_{annee} * i, seg_{is} = 1) \quad (4.4)$$

Les variables de seuils peuvent être ajoutées aux instruments pour mieux modéliser les sauts de taille dans la première étape. Lorsqu'elles sont incluses, les variables de segments sont ajoutées aux variables de contrôle. En plus des sauts, la taille des classes entre les seuils ne devrait pas être affectée de la même manière par l'ajout d'un élève au-dessus et au-dessous de chaque seuil. Un croisement entre les variables de seuils et le nombre d'inscriptions peut être ajouté aux variables du modèle pour modéliser ces changements de pentes dans la première étape. Un schéma pour la création des variables de cette section est présenté pour l'édition 2017 de l'enquête dans la figure 4.1.

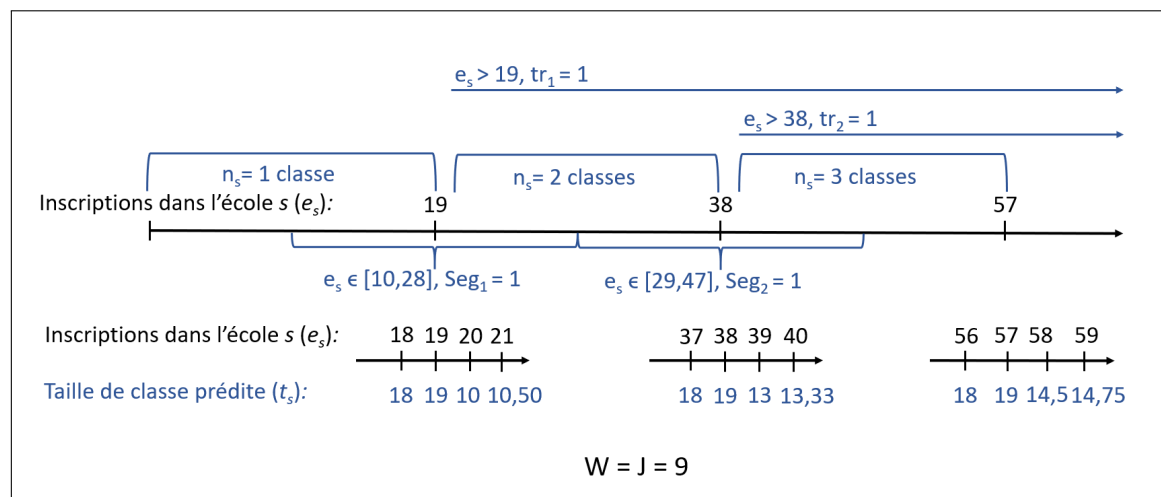


Figure 4.1 : Création des variables pour le modèle par variables instrumentales pour 2017

### 4.3 Variables instrumentales : modèles linéaires

Le modèle de base pour estimer l'effet linéaire de la taille des classes sur le développement de l'enfant est estimé par moindres carrés ordinaires (MCO). Ce modèle est présenté dans l'équation 4.5. Dans cette équation,  $T_{jcs}$  représente la taille de classe observée pour l'enfant  $j$  dans la classe  $c$  de l'école  $s$ .

$$Y_{jcs} = \pi + \theta T_{jcs} + \delta X_{js} + u_{jcs} \quad (4.5)$$

La matrice  $X_{js}$  comprend les variables de contrôle liées à l'enfant et à son école. En ce qui concerne l'école, les contrôles incluent le nombre d'inscriptions, la commission scolaire, le quartile de défavorisation matérielle et sociale de l'école, la disponibilité de certains professionnels de la santé dans l'école et la langue d'enseignement. En ce qui concerne l'enfant, les problèmes de santé chroniques, la garde préscolaire, la langue maternelle, l'âge en mois, le sexe, si l'enfant effectue la maternelle pour une seconde fois, le quintile de défavorisation matérielle de l'enfant et s'il communique adéquatement dans sa langue maternelle sont utilisés comme contrôles<sup>2</sup>. Pour toutes les régressions, il y a aussi une variable dichotomique pour l'année d'enquête.

Le modèle MCO ne permet pas de corriger entièrement le problème d'endogénéité potentielle de la taille des classes, ce pourquoi la méthode par variables instrumentales est utilisée. Les résultats de la méthode MCO avec différentes combinaisons de contrôles dans la matrice  $X_{js}$  sont tout de même présentés à titre de référence vis-à-vis de la littérature utilisant ce type de modèle dans le chapitre suivant.

---

2. L'indice de défavorisation matérielle et sociale, produit par l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ), sera utilisé comme mesure de la défavorisation matérielle et sociale du quartier des enfants et de l'école. « [Cet indice] a pour objectif de caractériser et illustrer la défavorisation à l'échelle de petites unités géographiques. [II] comprend deux dimensions. La dimension matérielle reflète la privation de biens et de commodités de la vie courante des personnes résidant dans un territoire et ayant comme conséquence un manque de ressources matérielles (évaluée par l'éducation, l'emploi et le revenu). La dimension sociale renvoie à la fragilité du réseau social, de la famille à la communauté (évaluée par le fait de vivre seul, d'être une famille monoparentale et d'être séparé, divorcé ou veuf). » (Gamache *et al.*, 2019)



Avec les variables instrumentales créées dans la section précédente, les équations 4.6 et 4.7 sont utilisées pour estimer l'effet linéaire de la taille des classes sur les différentes mesures de développement de l'enfant par 2SLS.

$$Y_{jcs} = \pi + \theta \widehat{T_{jcs}} + \delta X_{js} + u_{jcs} \quad (4.6)$$

$$T_{jcs} = \alpha + \beta t_{jcs} + \sum_{n=1}^6 \zeta_i tr_{is} + \gamma X_{js} + \epsilon_{jcs} \quad (4.7)$$

Ce design correspond à celui utilisé par Angrist et Lavy (1999), mais des variables de seuils et des croisements  $y$  sont ajoutés. Selon les spécifications, deux combinaisons de variables instrumentales sont utilisées. La première est obtenue en forçant  $\zeta_i = 0 \forall i$  dans l'équation 4.7 et la seconde en ne faisant pas cette hypothèse.  $Y_{jcs}$  représente les différentes mesures de développement de l'enfant étudiées. C'est aussi la première méthode utilisée par Connolly et Haeck (2018).

#### 4.4 Variables instrumentales : modèles non linéaires

Le modèle précédent ne permet pas de capter la non-linéarité. Une manière simple de la capter, sans toutefois l'estimer formellement, est d'utiliser le logarithme de la taille des classes. Les équations 4.8 et 4.9 présentent les transformations appliquées au modèle de base par VI pour capter la non-linéarité. Le logarithme de la taille prédite par la règle administrative plutôt que directement la taille de classe prédite remplacera parfois  $t_s$  dans la première étape lorsque la forme étudiée change. Dans une des spécifications, le croisement seuils-inscriptions est ajouté aux variables de contrôles. Ces transformations sont aussi effectuées par Connolly et Haeck (2018).

$$Y_{jcs} = \pi + \theta \ln(\widehat{T_{jcs}}) + \delta X_{js} + u_{jcs} \quad (4.8)$$

$$\ln(T_{jcs}) = \alpha + \beta t_s + \sum_{n=1}^6 \zeta_i tr_{is} + \gamma X_{js} + \epsilon_{jcs} \quad (4.9)$$

Les méthodes présentées jusqu'à présent nécessitent trois hypothèses importantes. Les deux premières concernent les instruments utilisés. D'abord, les instruments doivent réellement avoir un pouvoir explicatif sur la taille des classes. Cela est étudié dans la seconde section du chapitre suivant. Ensuite, l'instrument utilisé ne doit pas expliquer le développement par autre chose que la taille des classes. Malgré qu'il soit probable que la taille de l'école, une fois contrôlée pour les autres variables du modèle, n'explique pas le développement de l'enfant, cette hypothèse est plus forte et généralement impossible à tester. Finalement, la troisième hypothèse concerne la linéarité de l'effet de la taille des classes sur le développement ainsi que la forme de la fonction à utiliser pour modéliser l'effet s'il est non linéaire (quadratique, logarithmique, etc.). Cette hypothèse est très forte et non testable, mise à part la comparaison de la qualité de l'ajustement du modèle (Wooldridge, 2010).

Un risque important provient aussi de la manipulation des données et de l'assignation. Puisque l'enquête est remplie par les enseignants et n'est pas contrevérifiée, certains pourraient manipuler les résultats des élèves, soit en augmentant la moyenne du groupe ou en donnant un résultat similaire à une majorité d'élèves. Ce problème est soulevé par Angrist *et al.* (2017) et entre autres observé dans les données de Fredriksson *et al.* (2016). Le problème de manipulation des données est rejeté formellement par Connolly et Haeck (2022) avec les données de 2012. Du côté de l'assignation, les écoles ont en général peu d'information sur les enfants entrants, limitant ainsi leur capacité d'assigner la taille des groupes selon des caractéristiques de l'enfant. De plus, puisque les parents ne connaissent normalement pas la taille de la classe de leur enfant avant l'entrée scolaire, il semble impossible pour eux de manipuler l'assignation.

#### 4.5 Régressions sur discontinuités : test de non-linéarité

Les approches précédentes ne permettent pas d'établir si la relation est linéaire ou non. Pour estimer formellement la non-linéarité, Connolly et Haeck (2022) proposent une approche novatrice. Elles ont modifié la méthode utilisée par Fredriksson *et al.* (2013) en testant les différences entre l'effet moyen de la taille des classes sur le développement aux différents seuils auxquels la taille moyenne devrait sauter. La méthode profite ici du fait que le saut attendu dans la taille des classes aux différents seuils n'est pas le même. L'effet de

la taille des classes est donc étudié séparément autour des différents seuils. Il faut d'abord séparer l'échantillon en segments ( $S_{is}$ ) qui contiennent tous un et seulement un seul saut. Par contre, une observation peut se retrouver dans deux segments  $i$ . Pour 2012, les écoles de 1 à 40 inscriptions sont incluses dans le segment 1, de 21 à 60 dans le segment 2, de 41 à 80 dans le segment 3 et ainsi de suite. Pour 2017, ces mêmes segments sont respectivement les niveaux d'inscriptions de 1 à 38, de 20 à 47 et de 39 à 66. La création des segments est présentée formellement par l'équation 4.10.

$$S_{is} = I(T_{annee}(i-1) < e_s \leq T_{annee}(i+1)) \quad (4.10)$$

Ainsi, chaque observation est soit incluse dans un seul segment si elle se retrouve avant le saut du segment 1 ou après le saut du dernier segment, ou dans deux segments dans les autres cas. Puisque les régressions sont effectuées sur les données de tous les segments empilés (tous les segments sont utilisés dans la même régression en contrôlant pour le segment), le nombre de données du nouvel échantillon est artificiellement augmenté. En effet, la plupart des observations sont observées deux fois, donc l'échantillon double pratiquement. Pour la suite du mémoire, lorsque l'échantillon est augmenté par ce processus et que les nouvelles variables sont utilisées, le nouveau jeu de données sera appelé « données empilées ». Des écarts-types robustes au niveau du segment permettent de contrôler l'effet de l'augmentation de l'échantillon sur la taille des écarts-types. La création des nouvelles variables est aussi présentée dans la figure C.1 de l'annexe C. Dans chaque segment séparément, le niveau d'inscriptions est transformé en une variable normalisée qui représente la différence entre le niveau d'inscriptions observé et le niveau qui devrait faire sauter la taille des classes dans chaque segment. Cette variable est ci-après nommée le niveau d'inscriptions normalisé ( $E_{is}$ ).

$$E_{is} = (e_s - T_{annee} * i) \quad (4.11)$$

Les inscriptions normalisées remplacent le niveau d'inscriptions comme variable de contrôle dans les nouvelles régressions. Puisque la discontinuité n'est pas parfaite, c'est-à-dire que dépasser le seuil réglementaire d'inscriptions ne garantit pas que les élèves de cette école soient dans une classe de petite taille, une régression sur discontinuités (RDD) flouent doit être

utilisée. Un ou plusieurs instruments doivent donc être choisis pour expliquer le traitement, soit la taille des classes. Une variable dichotomique ( $V_s$ ) est créée qui prend la valeur de 1 si le nombre d'inscriptions est au-dessus du seuil réglementaire dans le segment, soit si  $E_s \geq 1$ , 0 sinon.

$$V_{is} = I(E_{is} \geq 1) \quad (4.12)$$

Par exemple, une école de 40 étudiants en 2017 se retrouve dans deux segments, soit les segments 2 et 3. Dans le segment 2 (inscriptions de 20 à 47), la taille moyenne des classes devrait être moindre pour les écoles de 39 étudiants que celles de 38 étudiants, donc le saut se trouve à 38. Ainsi, les inscriptions normalisées de cette école dans ce segment est  $e_s = 2$ . Cette école est aussi considérée dans le segment 3, qui s'intéresse aux écoles de 39 à 56 étudiants. Le saut devrait se produire entre 47 et 48 étudiants, donc  $e_s = -7$  pour la même école dans le segment 3. Pour cette école,  $V_s = 1$  dans le segment 2 et  $V_s = 0$  dans le segment 3.

$V_{is}$  et  $E_{is}$  sont croisés pour permettre à la taille des classes de varier à un taux différent de chaque côté du seuil.  $V_s$  et le croisement permettent d'expliquer la taille des classes dans la première étape de la régression. Dans la seconde étape, le développement de l'enfant est expliqué par les mêmes variables. Le ratio des coefficients peut être utilisé pour trouver l'effet de passer le seuil sur le développement de l'enfant. Cette estimation, présentée dans les équations 4.13 et 4.14, est en pratique effectuée avec une forme réduite par 2SLS.

$$Y_{jcs} = \pi + \phi E_{is} + \gamma V_{is} + \theta E_{is} V_{is} + \delta X_{js} + u_{jcs} \quad (4.13)$$

$$T_{jcs} = \alpha + \beta E_{is} + \zeta V_{is} + \kappa E_{is} V_{is} + \tau X_{js} + \epsilon_{jcs} \quad (4.14)$$

Les variables de contrôle incluent aussi les variables dichotomiques de segments. Dans les différents segments, l'atteinte du seuil ne devrait pas avoir le même effet sur la taille des classes, ce qui n'est pas considéré par ce design. Il est possible d'estimer l'effet de passer le seuil réglementaire individuellement dans les différents segments. Ainsi, l'effet marginal de la taille des classes est estimé sur des sauts de tailles différentes. Si les estimations sont

significativement différentes l'une de l'autre tel qu'évalué par un test de Wald, alors l'effet unitaire varie en fonction de la grosseur du changement. Il est dans ce cas possible de conclure que l'effet de la taille des classes est non linéaire.

Pour que cette méthode soit non biaisée, il faut d'abord observer des sauts différents aux différents seuils, ce qui est étudié à l'aide d'analyse graphique et de régressions dans la seconde section du chapitre 6. Un risque particulièrement important pour cette méthode est la possibilité de regroupement autour des seuils. En effet, dans le but de ne pas dépasser le niveau d'inscriptions qui oblige la création d'une classe, les commissions scolaires peuvent tenter de réassigner des étudiants vers d'autres écoles. Cette assignation n'est pas nécessairement aléatoire et pourrait causer un biais dans l'estimation. Un nombre d'écoles grandement différent ainsi que des caractéristiques divergentes pour les parents et les enfants autour des seuils pourraient biaiser l'analyse. Cattaneo *et al.* (2018) et McCrary (2008) proposent des tests de densité du niveau d'inscription qui sont utilisés pour évaluer la validité de l'hypothèse de continuité autour du seuil. Un test pour la distribution de certaines caractéristiques des enfants et des écoles autour des seuils de sauts est aussi présenté dans l'annexe C. Un second risque est celui de la manipulation des résultats, comme pour la méthode par VI.

## CHAPITRE V

### RÉSULTATS

Dans la première section de ce chapitre, la PCA sera effectuée. La seconde section étudie la qualité des variables instrumentales et les problèmes dans les données de 2017 qui empêchent le recours à la méthode RDD. Dans la troisième section, les résultats des méthodes linéaires et non linéaires seront présentés. La section 4 s'intéresse à l'hétérogénéité de l'effet de la taille des classes dans certains sous-groupes de la population. La section 5 présente l'effet de la taille des classes sur les scores créés par composantes principales et la robustesse des résultats.

#### 5.1 Analyse du questionnaire par composantes principales

Dans cette section, les portions du questionnaire qui permettent de créer les scores de développement cognitif, de compétence sociale, de maturité émotionnelle et d'habiletés en communication seront étudiées par PCA pour évaluer l'importance relative de chaque question dans la variance totale comprise dans chaque score et pour créer des sous-scores de développement dans certaines catégories. La PCA pour le score composite de développement (effectuée à partir de toutes les sous-questions qui permettent de construire les quatre scores étudiés dans ce mémoire) est présentée en corps de texte. Celle-ci permet une analyse globale de toutes les questions. La PCA spécifique à chaque score de développement mesuré par l'IMDPE sera présentée en annexe B du mémoire par soucis de brièveté. Les conclusions tirées sont aussi similaires à celles de l'analyse du score composite. Les sous-scores qui ressortent

de ces analyses seront utilisés comme variables dépendantes dans la section 5.3.

La méthode PCA permet de résumer la variance incluse dans un ensemble de variables corrélées en un ensemble de composantes non corrélées qui expliquent un maximum de variance dans les observations. Elles sont obtenues en décomposant la matrice de données en vecteurs propres. Il est possible de recréer ces vecteurs propres à partir des données par une combinaison linéaire des questions considérées. Les poids accordés à chaque variable dans ces combinaisons linéaires peuvent être extraits et présentés dans une matrice de chargement<sup>1</sup>. Les trois premières colonnes des matrices de chargement de l'ensemble des questions qui permettent de construire les scores d'intérêt sont présentées dans l'annexe B de ce mémoire. Les vecteurs de chargement de la seconde et parfois de la troisième composante principale (selon la variance expliquée par chacune) informent sur des groupes de questions qui semblent expliquer une direction commune de variance. Ces deux composantes permettent donc de construire des sous-catégories de score, qui sont incluses dans un score, mais qui expliquent des portions de variance non corrélées entre elles. Ces sous-catégories peuvent être identifiées par un groupe de questions qui ont des poids similaires dans les diverses composantes principales considérées.

Dans cette section, l'analyse sera présentée à partir des graphiques de chargement. Ces graphiques présentent un nuage de points avec le poids d'une variable dans le vecteur de chargement de la première composante sur l'axe des abscisses et le poids de cette même variable dans la seconde composante sur l'axe des ordonnées. Ainsi, les points qui se trouvent dans un même secteur du graphique identifient des questions qui ont des poids similaires à la fois dans la première et la deuxième composante, sans pour autant avoir le même poids dans les deux composantes. Dans les données, en général, la première et la seconde composante principale expliquent une portion importante de la variance dans les questions considérées. Ces sous-

---

1. La matrice de chargement est la matrice qui contient le poids associé à chaque variable considérée dans la PCA dans les rangées et les différentes composantes principales, dans l'ordre de la plus forte portion de variance expliquée à la plus faible portion de variance expliquée, dans les colonnes. Un vecteur de chargement est donné par une colonne particulière de la matrice de chargement. Par exemple, le vecteur de chargement de la seconde composante principale, qui contient les poids associés à chaque variable considérée dans la PCA, est donné par la seconde colonne de la matrice de chargement et permet de reconstruire cette composante avec une combinaison linéaire pondérée des variables observées pour chaque enfant.

questions devraient donc être reliées à des éléments corrélés entre eux du développement de l'enfant et qui expliquent de la variabilité dans le développement de l'enfant. Il est donc intéressant d'étudier ces éléments séparément dans le but d'évaluer si l'effet de la taille des classes est le même sur ces sous-catégories, ou si l'effet est particulièrement important pour certains éléments.

### 5.1.1 Développement composite

Une PCA est effectuée avec toutes les questions qui permettent de construire les quatre scores préalablement étudiés. Les poids accordés à chaque question dans la première composante principale ont une variance assez faible. Les compétences sociales et les habiletés en communication semblent expliquer une portion légèrement plus importante de la variabilité totale dans le questionnaire, ce qui s'exprime par des poids moyens associés aux sous-questions plus élevés dans la première composante principale, qui explique 25,2 % de la variabilité totale dans le questionnaire. Ceci semble confirmer l'importance d'étudier non seulement des aptitudes cognitives, mais aussi non cognitives de l'enfant. La seconde composante principale, qui explique 8,5 % de la variance, permet de bien observer la division entre la partie B et la partie C du questionnaire. En effet, les questions de la partie B, qui portent sur le développement cognitif et les habiletés en communication, ont en général des poids positifs dans la seconde composante principale, et les questions de la partie C, qui portent sur les compétences sociales et la maturité émotionnelle, ont en général des facteurs de chargement négatifs. Les poids associés aux sous-scores de santé psychologique, soit les questions 36 et 51 à 57 du questionnaire, ont en général des poids très faibles dans les trois premières composantes principales. Une fois l'ensemble du questionnaire considéré, ce sous-score semble expliquer une portion moindre de la variance totale entre les enfants. C'est aussi le cas de la question 8 de la section B, encore une fois à cause de la faible variabilité des réponses à cette question tel que discuté dans la section B.0.1.

Dans la figure 5.1, une division assez claire est observée entre les questions de la section B (carrés verts et triangles jaunes) et celles de la section C (diamants rouges et cercles bleus). Dans chacune des sous-sections, les questions semblent assez bien regroupées par score étudié.



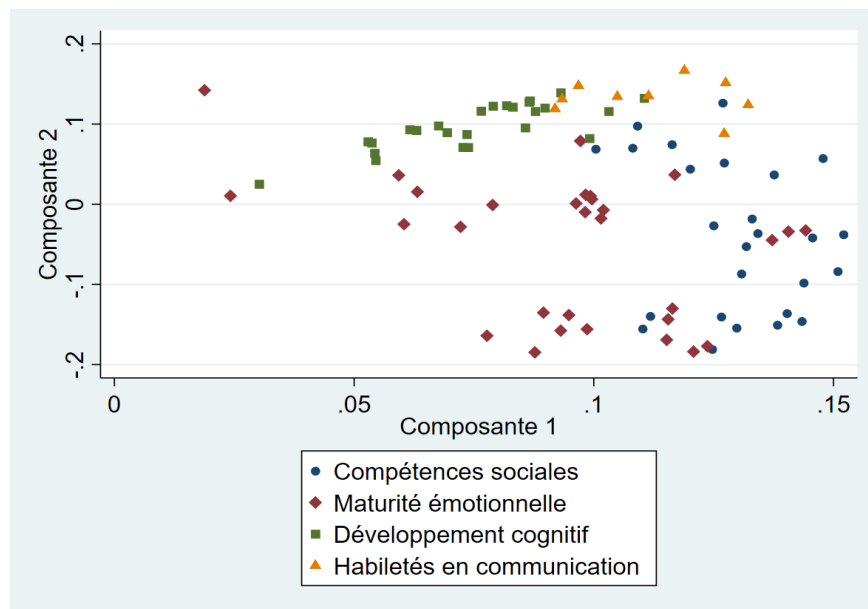


Figure 5.1 : Facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour toutes les questions des quatre scores de développement

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Ce graphique est créé à partir de la PCA des questions des sections B et C du questionnaire avec les données de l'EQDEM 2012 et l'EQDEM 2017 mises en commun. Les poids associés à chaque variable dans les vecteurs de chargement de la première et de la seconde composantes principales sont présentés sur les axes. La première composante explique 25,2 % de la variance totale, alors que la seconde explique 8,5 %. Les résultats pondérés sont présentés.

La première conclusion de l'analyse combinée pour les quatre scores est qu'il semble que les scores de développement de l'EQDEM soient assez bien construits et que les questions incluses dans chacun des quatre scores expliquent des éléments du développement de l'enfant corrélés entre eux. De plus, dans la suite de ce mémoire, l'effet sur le développement composite général, le score créé à partir d'une pondération égale de toutes les questions de la section B et le score créé à partir d'une pondération égale de toutes les questions de la section C seront aussi utilisés comme variables dépendantes. L'effet sera donc étudié sur une mesure composite de la section B qui exprime le développement cognitif et les habiletés en communication de l'enfant, ainsi que sur le développement composite de la section C, qui est une bonne mesure générale du développement non cognitif. En plus de ces ajouts, des scores seront aussi créés en

pondérant chaque question par son poids dans le premier vecteur de chargement, permettant ainsi d'évaluer si l'effet de la taille des classes est particulièrement fort sur les questions qui expliquent une partie importante de la variance entre les enfants.

Différentes conclusions peuvent être tirées de l'analyse PCA des quatre scores (partiellement présentée en annexe B du mémoire) en plus de l'analyse composite. D'abord, il ne semble pas y avoir un grand nombre de questions qui n'apportent pas d'informations sur l'enfant, ce qui est représenté par des poids proches de zéro dans l'ensemble des premières composantes principales. C'est le cas de la question 8 de la partie B. Les questions 36 et 51 à 57 de la partie C semblent, dans une moindre mesure, expliquer une plus faible portion de la variance totale, entre autres à cause de la corrélation importante entre ces questions. À l'inverse, aucune question ne ressort comme étant à elle seule particulièrement importante pour expliquer la variance totale dans les questions qui permettent de construire les scores de développement de l'enfant. L'analyse permet aussi de faire ressortir la pertinence d'étudier les scores sur le développement en mathématiques et en lecture de l'enfant en plus d'un score de développement général, qui ont déjà été utilisés par Connolly et Haeck (2022). Elle permet aussi de développer divers nouveaux sous-scores pour le développement composite, les compétences sociales et la maturité émotionnelle.

## 5.2 Sélection des instruments et analyse des discontinuités

Dans cette section, une première analyse des données est effectuée pour évaluer les instruments choisis et le respect des hypothèses nécessaires pour utiliser le design RDD.

### 5.2.1 Analyse des variables instrumentales

La figure 5.2 présente les prédictions effectuées par la règle administrative et la taille moyenne réelle observée en 2012 et 2017 par nombre d'inscriptions dans les écoles. En 2012, la règle administrative prédit très bien la taille moyenne des classes pour un nombre d'inscriptions inférieur à 80. C'est la conclusion tirée du même graphique par Connolly et Haeck (2018). La qualité de la prédiction est légèrement moins bonne en 2017, alors que la taille des classes

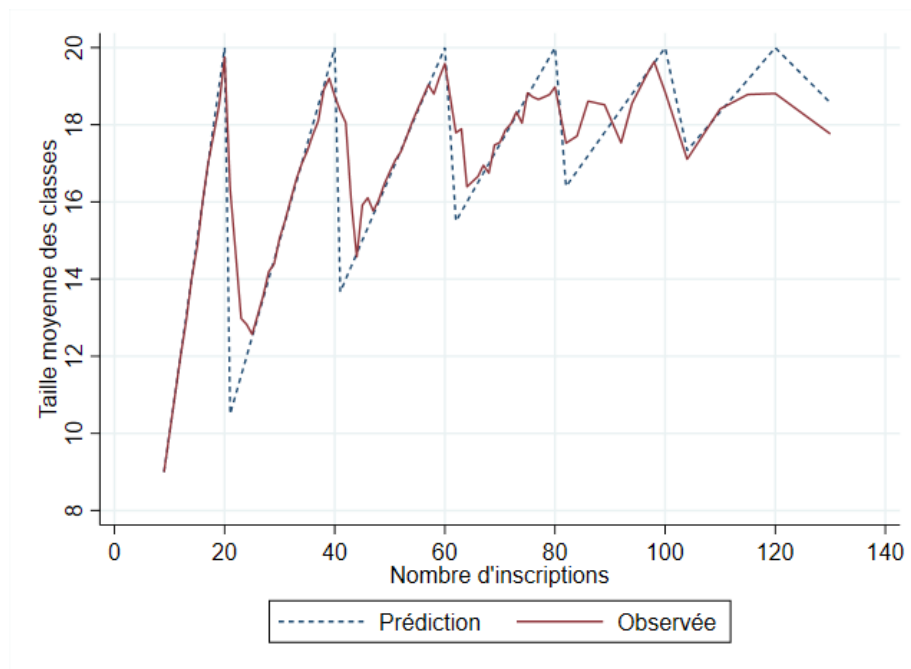
est fréquemment sous-estimée par la règle. Cela confirme que la règle de 19 élèves en 2017 n'est pas complètement respectée par les écoles. Pour des niveaux au-dessus de 80, la règle administrative prédit moins bien dans les deux années, particulièrement en 2017.

Pour construire la figure 5.3, la taille des classes est expliquée dans un modèle de régression par des variables dichotomiques pour la commission scolaire. Les points représentent la taille moyenne des résidus de la régression pour chaque niveau d'inscriptions et la taille des points représente le nombre d'observations dans chaque moyenne. Les pointillés représentent, pour chaque année, les seuils auxquels la taille des classes devrait effectuer un saut vers le bas. Finalement, les lignes pleines représentent le meilleur ajustement linéaire des résidus entre chaque seuil. Le panel (a) présente les résultats avec l'inclusion de tous les niveaux d'inscriptions. Par contre, puisqu'il est possible de dépasser le seuil moyennant un coût<sup>2</sup>, il est probable que les écoles dans lesquelles le nombre d'inscriptions dépasse très légèrement le seuil de discontinuité soient plus susceptibles de ne pas respecter la taille maximale. Par exemple, une école de 61, 62 ou 63 élèves en 2012 pourrait choisir de créer trois classes plutôt que quatre : au moins une classe aurait alors plus de 20 élèves et ne respecterait donc pas la règle administrative.

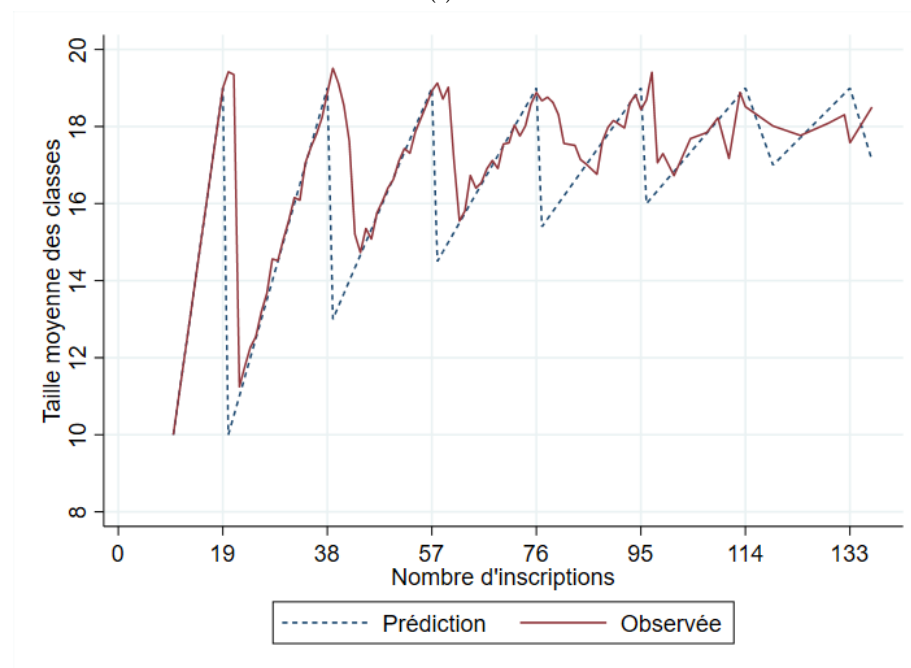
Le panel (b) de la figure présente les résultats après retrait de ces écoles ayant un nombre d'élèves inscrits permettant de dépasser le maximum par classe par un élève. En théorie, des sauts négatifs et décroissants en taille devraient être observés à chaque seuil et la pente de la droite devrait être de moins en moins forte puisqu'ajouter un enfant dans une école affecte la moyenne de taille de classes de moins en moins fortement au fur et à mesure que le nombre de classes augmente. En 2012 (bleu), c'est ce qui semble être observé dans le panel (a) et (b) de la figure, particulièrement pour des niveaux d'inscriptions au-dessous de 80. En 2017 (rouge), la relation est claire seulement pour les niveaux en bas de 40 (panel a), mais s'améliore beaucoup dans le panel (b). Un autre élément intéressant est la taille des points. Les points sont en général plus gros lorsqu'ils sont rapprochés des seuils, ce qui est particulièrement vrai en

---

2. Une classe peut dépasser la règle d'un élève ou parfois deux sous certaines conditions, mais au niveau de la commission scolaire, il faut que la règle concernant la taille moyenne des classes soit respectée. Les dépassements de moyenne ne sont pas permis. Il est donc impossible d'observer un dépassement généralisé à toutes les écoles (CPNCF et CSQ, 2010, 2015).



(a) 2012

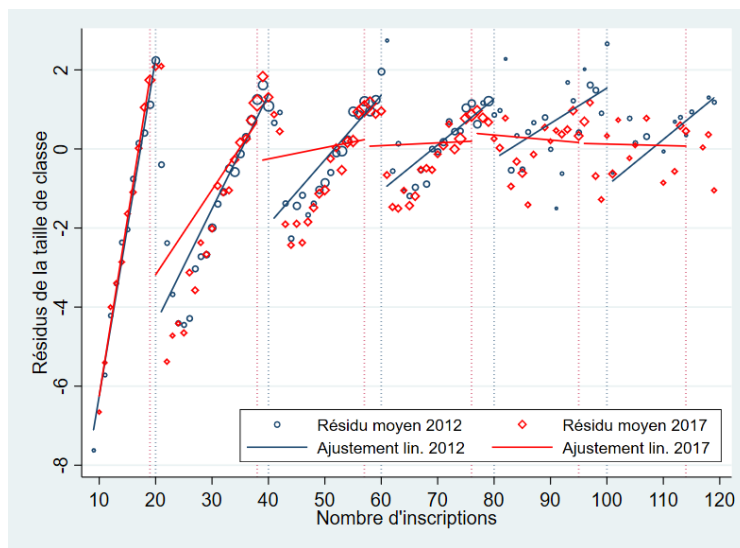


(b) 2017

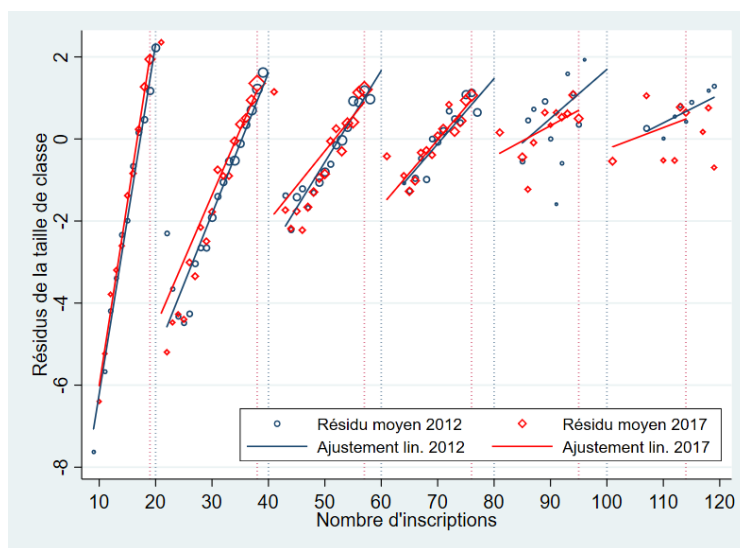
Figure 5.2 : Tailles observées et prédites par niveau d'inscriptions

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017. Le panel (a) est une reproduction intégrale de Connolly et Haeck (2018).

Note : La prédiction est donnée par la taille moyenne des classes prédite si l'école respecte strictement la taille maximale dictée par le gouvernement. Il s'agit de  $t_s$ . Les résultats pondérés sont présentés.



(a) Toutes les observations



(b) Retraits autour du seuil

Figure 5.3 : Résidus de la taille de classe par niveaux d'inscriptions

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : La taille des classes est expliquée dans un modèle de régression par des variables dichotomiques pour la commission scolaire. Les points représentent la taille moyenne des résidus de la régression pour chaque niveau d'inscriptions et la taille des points représente le nombre d'observations dans chaque moyenne. Les pointillés représentent, pour chaque année, les seuils auxquels la taille des classes devrait effectuer un saut vers le bas. Les lignes pleines représentent le meilleur ajustement linéaire des résidus entre chaque seuil. Les résultats pondérés sont présentés.

2017. Il semble que d'utiliser des variables de seuils pour la prédiction de la taille des classes dans la première étape de régression par 2SLS permettra d'améliorer le pouvoir prédictif de la première étape. La taille des points suggère aussi le regroupement autour des seuils, ce qui sera discuté dans la sous-section 5.2.2.

### 5.2.2 Analyse des discontinuités

Dans cette sous-section, l'analyse se tourne vers les discontinuités observées aux différents seuils ou la taille moyenne des classes devrait effectuer un saut vers le bas. La première étape est d'identifier le saut dans la taille des classes aux abords des différents seuils. Le but est de comprendre comment la taille des classes varie aux points de discontinuité et de valider si le saut prédit dans la taille des classes varie d'un point de discontinuité à l'autre, comme prédit par la théorie. Les sauts attendus sont effectivement négatifs, mais de plus en plus petits au fur et à mesure que des niveaux d'inscriptions supérieurs sont étudiés.

Le tableau 5.1 présente la première étape de la méthode RDD, avec différents nombres de segments inclus. Elles sont donc effectuées sur les données empilées. L'équation 4.14, présentée dans la section 4.5, est utilisée pour estimer l'effet. Seul le coefficient estimé de la variable dichotomique de seuil dans différents segments et son écart-type sont présentés. Pour le saut du plus haut segment inclus, la variable dichotomique prend la valeur de 1 si le nombre d'inscriptions dépasse le seuil dans un segment supérieur ou égal au dernier segment inclus, 0 sinon. Ainsi, chaque coefficient peut être interprété comme l'effet de dépasser le seuil réglementaire sur la taille moyenne des classes dans les différents segments. En incluant deux segments, les sauts prédits sont de tailles différentes pour les segments 1 et 2. En effet, dans le tableau 5.1, l'effet estimé de passer le seuil d'inscriptions sur la taille des classes dans le segment 1 (colonne 1) est de -3,723, alors que l'effet dans les segments 2 et plus est de -1,351. Le rejet autour du seuil (colonne 4) augmente la taille estimée de chaque saut, mais la différence entre les sauts diminue. L'estimation dans le premier saut devient -5,642, alors que dans le second saut, l'estimation devient -3,643. Malheureusement, avec ou sans les rejets autour du seuil, la différence estimée de taille entre les autres sauts n'est pas assez grande pour exploiter la discontinuité pour tester la non-linéarité ailleurs qu'entre le segment 1 et le

segment 2. En effet, le modèle de Connolly et Haeck (2022) utilise la différence dans la taille des sauts aux différents seuils pour estimer et tester la différence dans l'effet marginal de la taille des classes pour de petites diminutions et pour de grandes diminutions. Après l'ajout d'un troisième segment et avant le rejet autour des seuils (colonne 2), la méthode estime un saut plus faible dans le segment 2 que dans le segment 3, ce qui ne suit pas l'effet théorique. Le rejet autour du seuil (colonne 5) corrige ce problème, mais la différence entre les sauts dans les second et troisième segments est très faible. Le même problème est constaté entre les troisième et quatrième segments, avec ou sans rejet autour des seuils (colonne 3 et colonne 6). Le modèle est donc limité, comme en 2012, à utiliser seulement deux discontinuités, soit le fait de passer d'une à deux classes contre le fait d'ajouter une classe dans une école de deux classes et plus.

Tableau 5.1 : Régression de la taille des classes sur les seuils d'inscriptions

	Données empilées - Aucun rejet			Données empilées - Rejet autour du seuil		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Saut dans le segment 1	-3,723*** (0,036)	-3,724*** (0,036)	-3,667*** (0,036)	-5,642*** (0,034)	-5,642*** (0,034)	-5,601*** (0,034)
Saut dans le segment 2 <sup>†</sup>	-1,351*** (0,017)	-1,284*** (0,028)	-1,189*** (0,028)	-3,643*** (0,020)	-3,905*** (0,030)	-3,848*** (0,030)
Saut dans le segment 3 <sup>†</sup>		-1,382*** (0,020)	-1,187*** (0,027)		-3,450*** (0,026)	-3,765*** (0,034)
Saut dans le segment 4 <sup>†</sup>			-1,055*** (0,031)			-2,842*** (0,045)
N		230 446			202 376	

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau du segment sont présentés entre parenthèses. Tous les coefficients sont significatifs à un seuil inférieur à 1 %. Les régressions sont contrôlées pour toutes les variables incluses dans les modèles RDD. La régression est effectuée sur les données empilées. Les coefficients des variables de sauts par segment sont présentés. Ces variables prennent la valeur 1 si le nombre d'inscriptions est supérieur au seuil réglementaire dans le segment donné et l'observation est comprise dans ce même segment. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ .

<sup>†</sup> Pour les segments 2, 3 et 4, si le segment est le segment maximal inclus, la variable prend la valeur 1 si le nombre d'inscriptions est au-dessus du seuil réglementaire dans n'importe quel segment supérieur ou égal au dernier segment inclus, 0 sinon. Les résultats pondérés sont présentés.

Comme discuté dans la méthodologie, si les commissions scolaires regroupent les étudiants dans des écoles pour éviter de dépasser le niveau d'inscriptions qui force un changement de taille de classe, les estimations peuvent être biaisées. C'est le cas si les caractéristiques des étudiants et des écoles sont différentes de chaque côté du seuil. Les données illustrées dans le graphique 5.3, analysées dans la sous-section 5.2.1, semblent suggérer un risque pour la méthode RDD avec les données de 2017, en particulier pour l'estimation autour des sauts à des niveaux d'inscriptions plus élevés. En effet, le fait que la densité des observations autour des seuils soit plus forte qu'ailleurs indique qu'il pourrait y avoir un biais de regroupement autour du seuil.

Tableau 5.2 : Tests de discontinuité autour des seuils

	Bandwidth gauche	Bandwidth droite	N gauche	N droite	Valeur $p$ / Valeur $t$
	(Cattaneo <i>et al.</i> , 2018)				
	3,3	2,6	891	356	$< 10^{-5}$
	2	2	658	356	$< 10^{-5}$
Toutes les données	3	3	891	431	$< 10^{-5}$
	4	4	1113	521	$< 10^{-5}$
	(McCrary, 2008)				
	-	-	-	-	7,968
	(Cattaneo <i>et al.</i> , 2018)				
	3,2	2,8	398	156	$< 10^{-5}$
	2	2	296	156	$< 10^{-5}$
Régions et commissions scolaires sans regroupement	3	3	398	190	$< 10^{-5}$
	4	4	502	233	$< 10^{-5}$
	(McCrary, 2008)				
	-	-	-	-	0,555

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017. Cette table est une reproduction de Connolly et Haeck (2022) avec les données des deux années.

Note : Pour le test de Cattaneo *et al.* (2018), les bandwidths optimaux sont d'abord utilisés, puis les niveaux 2, 3 et 4 à gauche et à droite sont analysés. Les valeurs  $p$  sont présentées pour le test de Cattaneo *et al.* (2018) et la valeur  $t$  pour le test de McCrary (2008). Le panel du bas représente les résultats après le retrait des commissions scolaires et des régions les plus à risque de groupement autour du seuil. Les résultats pondérés sont présentés.



Le tableau 5.2 présente les résultats des tests de discontinuité dans le nombre d'écoles de chaque côté du seuil. L'hypothèse nulle testée par les deux tests utilisés est qu'il n'y a pas de discontinuité dans le nombre d'écoles légèrement au-dessous du seuil et légèrement au-dessus du seuil, donc un rejet de ce test pose un risque à la méthodologie par RDD. Pour le test de Cattaneo *et al.* (2018), les valeurs  $p$  sont présentées. L'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de regroupement est toujours rejetée à un seuil inférieur à 1 %. Du côté de McCrary (2008), la valeur  $t$  du test indique que l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de regroupement est rejetée dans l'échantillon global, par contre elle ne l'est pas lorsque les régions et commissions scolaires à risque ne sont pas incluses. Ces résultats ne permettent donc pas de conclure qu'il n'y a pas de biais liés au regroupement autour du seuil lors de l'estimation par RDD sur les deux cycles combinés de l'EQDEM. Ce sont les mêmes tests que ceux effectués par Connolly et Haeck (2022), mais l'EQDEM 2012 permettait de rejeter le regroupement autour des seuils après le rejet des régions ou des commissions scolaires les plus à risque d'effectuer du regroupement avec les deux tests. Ce qui est en général observé ici est que les commissions scolaires semblent attribuer les enfants aux écoles dans le but d'éviter de dépasser le seuil qui ajouterait une classe dans plusieurs écoles. Il y a ainsi beaucoup plus d'écoles directement sous les seuils de changement dans la taille des groupes que d'écoles directement au-dessus de ces seuils. La discontinuité dans le niveau d'inscriptions cause un biais dans l'estimation seulement si les écoles ou les enfants sont différents de chaque côté des seuils (soit si le choix des enfants dans les écoles qui sont juste au-dessus et juste au-dessous des seuils n'est pas effectué de manière aléatoire). Un test de cette hypothèse, présenté dans le tableau C.2 de l'annexe C, ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle que les enfants ou les écoles sont différentes de chaque côté pour la plupart des variables testées. Il semble que les risques posés par la discontinuité sont limités, mais tout de même plus élevé qu'avec les données de 2012.

L'objectif initial de ce mémoire, soit d'utiliser un plus grand nombre de discontinuités pour étendre l'estimation de la fonction de production estimée par Connolly et Haeck (2022), est donc difficilement atteignable avec les données de l'EQDEM 2012 combinées avec celles de 2017. Ceci est causé d'une part par le fait qu'il n'y a pas de différence entre la taille des sauts observés à des niveaux plus élevés que ceux observés par les autrices, d'autre part par les risques liés au regroupement légèrement plus élevés. Les principaux résultats avec cette

méthode seront tout de même présentés dans l'annexe C de ce mémoire. L'étude sera effectuée en comparant le saut dans le segment 1 et le saut dans les segments 2 et plus à cause des limites dans l'estimation des sauts suivants. La méthode par VI développée par Angrist et Lavy (1999) et modifiée par Connolly et Haeck (2018) sera utilisée pour la suite des résultats et les objectifs seront de valider la force des effets trouvés par les autrices, d'étendre l'étude de l'hétérogénéité de l'effet et d'étudier l'effet sur les sous-scores créés par PCA dans la section 5.1.

### 5.3 Principaux résultats

Cette section présente les principaux résultats par 2SLS pour l'effet estimé de la taille des classes sur le développement. La section 5.3.1 présente les résultats pour la méthode linéaire, la section 5.3.2 présente la transformation de la taille des classes par son logarithme et la section 5.3.3 présente les statistiques de première étape des principales estimations ainsi que les résultats au test d'endogénéité de la variable explicative.

#### 5.3.1 Estimations linéaires

Le tableau 5.3 présente les résultats des régressions linéaires sur les habiletés cognitives, les habiletés en communication et la mesure de développement composite, ainsi que sur toutes les sous-catégories de ces scores. La variable dépendante de ces régressions est le score de développement normalisé des enfants. Le score obtenu est interprété comme la distance entre le score de l'enfant et le score de l'enfant moyen en écart-types des scores dans l'échantillon. Ainsi, un enfant qui a un score de 0,5 a un développement plus élevé que l'enfant moyen équivalent à la moitié d'un écart-type de ce score dans l'échantillon. De la même manière, un coefficient linéaire estimé de -0,2 indique que l'augmentation de la taille de la classe d'une unité réduit le développement prédit de l'enfant de 20 % d'un écart-type (l'écart-type étant calculé dans l'échantillon à l'étude). Les estimations par MCO (équation 4.5) sans variables de contrôle (colonne 1) suggèrent une relation positive entre toutes les mesures de développement et la taille des classes, à l'exception du développement composite de la section C. L'ajout des variables de contrôle au niveau de l'école et de l'enfant (colonne 3) renverse la relation, le lien

devient alors faiblement négatif pour toutes les mesures. Avec les contrôles, les effets obtenus varient entre -0,004 et -0,010, avec une moyenne de -0,005.

Cette stratégie ne tient cependant pas totalement compte du problème d'endogénéité. L'approche par variable instrumentale (équations 4.6 et 4.7) est présentée dans les colonnes 4 et 5. Les coefficients continuent d'être négatifs, mais ils sont plus forts que ceux obtenus par MCO avec contrôles. De plus, la plupart des coefficients sont statistiquement différents de zéro à un seuil de 10 %. L'effet marginal estimé d'augmenter la taille des classes d'un élève oscille entre -0,007 et -0,015 écart-type (colonne 5). Ces effets sont relativement modestes.

Le tableau 5.4 présente les résultats des mêmes régressions sur les mesures de compétence sociale, de maturité émotionnelle et les sous-catégories de scores de ces mesures. Pour les compétences sociales, les conclusions sont similaires, mais la taille des coefficients est généralement plus faible. La maturité émotionnelle, quant à elle, semble être affectée de manière différente aux autres variables. Premièrement, la corrélation entre les différents scores dans cette catégorie et la taille des classes est négative, comme illustré dans la colonne 1. Les enfants de grandes classes ont donc en moyenne un score de développement moins élevé dans cette catégorie. À l'exception du sous-score lié à l'entraide et l'empathie, les effets estimés s'approchent de zéro après l'ajout de variables de contrôle, variant de -0,001 à -0,004, jamais statistiquement différents de zéro. L'effet estimé pour l'entraide et l'empathie avec tous les contrôles (colonne 3) est de -0,007 et il est statistiquement différent de zéro à un niveau de significativité de 5 %. L'utilisation de la méthode par variables instrumentales permet l'obtention de coefficients plus forts que par MCO avec tous les contrôles, mais en général plus faible que pour le développement cognitif, les habiletés en communication et le développement composite. Ces coefficients varient entre 0,002 et -0,016.

Ces résultats respectent la théorie connue sur l'effet de la taille des classes. Sans contrôle, certains facteurs poussent les élèves avec de faibles niveaux de développement vers les petites tailles. Puisque l'EQDEM comprend un grand nombre de contrôles, l'ajout de ceux-ci réduit le problème d'endogénéité et un effet négatif est obtenu. L'effet devient encore plus fort en utilisant des méthodes qui s'attaquent spécifiquement au problème d'endogénéité comme les variables instrumentales.

Tableau 5.3 : Régressions linéaires - développement cognitif, habiletés en communication et développement composite

	MCO			2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Développement cognitif</b>					
Taille de classe	0,006*	-0,001	-0,004	-0,009	-0,011*
	(0,004)	(0,003)	(0,003)	(0,007)	(0,006)
R2	0,00	0,12	0,33	0,33	0,33
<b>Développement cognitif - Lecture</b>					
Taille de classe	0,005*	-0,002	-0,004*	-0,009*	-0,011**
	(0,003)	(0,003)	(0,002)	(0,005)	(0,005)
R2	0,00	0,10	0,31	0,31	0,31
<b>Développement cognitif - Mathématiques</b>					
Taille de classe	0,004	-0,003	-0,006**	-0,011	-0,015**
	(0,004)	(0,004)	(0,003)	(0,008)	(0,007)
R2	0,00	0,10	0,27	0,27	0,27
<b>Habiletés en communication</b>					
Taille de classe	0,013**	0,005	-0,003*	-0,010**	-0,007
	(0,005)	(0,004)	(0,002)	(0,005)	(0,005)
R2	0,00	0,20	0,44	0,44	0,44
<b>Développement composite</b>					
Taille de classe	0,008**	0,001	-0,003*	-0,010*	-0,007
	(0,004)	(0,003)	(0,002)	(0,005)	(0,005)
R2	0,00	0,20	0,47	0,47	0,47
<b>Développement composite - section B</b>					
Taille de classe	0,008*	0,001*	-0,004	-0,010	-0,011**
	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,006)	(0,006)
R2	0,00	0,16	0,40	0,40	0,40
<b>Développement composite - section C</b>					
Taille de classe	-0,005*	-0,008***	-0,010***	-0,230***	-0,014*
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,008)	(0,008)
R2	0,00	0,07	0,18	0,18	0,19
Contrôles école	non	oui	oui	oui	oui
Contrôles étudiant	non	non	oui	oui	oui
Inst. : taille réglementaire	non	non	non	oui	oui
Inst. : seuils	non	non	non	non	oui

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau de l'école sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . La taille de l'échantillon passe de 118 701 pour le développement cognitif en lecture à 133 729 pour les habiletés en communication. Les résultats pondérés sont présentés.

Tableau 5.4 : Régressions linéaires - compétences sociales et maturité émotionnelle

	MCO			2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Compétence sociale</b>					
Taille de classe	0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003* (0,002)	-0,009 (0,006)	-0,008* (0,005)
R2	0,00	0,16	0,40	0,40	0,40
<b>Compétence sociale - Autonomie et curiosité</b>					
Taille de classe	0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,004* (0,002)	-0,006* (0,005)	-0,008* (0,005)
R2	0,00	0,15	0,37	0,37	0,37
<b>Compétence sociale - Relations avec les autres et respect des règles</b>					
Taille de classe	0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,005 (0,005)	-0,005 (0,005)
R2	0,00	0,11	0,31	0,31	0,31
<b>Maturité émotionnelle</b>					
Taille de classe	-0,002 (0,003)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,003 (0,005)	0,002 (0,006)
R2	0,00	0,12	0,34	0,34	0,34
<b>Maturité émotionnelle - Entraide et empathie</b>					
Taille de classe	-0,004 (0,003)	-0,005* (0,003)	-0,007** (0,003)	-0,016** (0,007)	-0,004 (0,009)
R2	0,00	0,14	0,12	0,12	0,12
<b>Maturité émotionnelle - Santé psychologique</b>					
Taille de classe	-0,009*** (0,003)	-0,005** (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,008 (0,006)	-0,006 (0,006)
R2	0,00	0,05	0,13	0,13	0,13
<b>Maturité émotionnelle - Comportements néfastes</b>					
Taille de classe	-0,007** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,006 (0,004)	-0,005 (0,004)
R2	0,00	0,13	0,39	0,39	0,39
Contrôles école	non	oui	oui	oui	oui
Contrôles étudiant	non	non	oui	oui	oui
Inst. : taille réglementaire	non	non	non	oui	oui
Inst. : seuils	non	non	non	non	oui

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau de l'école sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . La taille de l'échantillon passe de 129 710 pour le sous-score entraide de la maturité émotionnelle jusqu'à 133 766 pour les compétences sociales. Les résultats pondérés sont présentés.

### 5.3.2 Estimations non linéaires

Un modèle permettant une certaine forme de non-linéarité, soit celui utilisant le logarithme de la taille des classes (équations 4.8 et 4.9), sera désormais utilisé. Les résultats de ces régressions ont une interprétation moins directe que les fonctions linéaires. En effet, l'utilisation du logarithme permet l'obtention de semi-élasticité. L'effet estimé n'est donc pas le même pour une réduction unitaire de la taille des classes pour des tailles différentes étudiées (l'effet estimé de réduire la taille des classes de 21 à 20 n'est pas le même que celui de passer de 15 à 14). Pour fin de comparaison avec les effets linéaires présentés dans la section 5.3.1, un effet estimé de 0,175 revient à un effet total de 4 % d'un écart-type, soit un effet unitaire de 0,8 % (équivalent à un effet linéaire de 0,008) lorsque le calcul de l'effet estimé d'une diminution de 19 à 14 étudiants par classe est effectué. Cependant, étudier une plus grande réduction de la taille des classes augmente l'effet unitaire estimé et *vice versa*. Le tableau 5.5 présente les résultats par variables instrumentales sur le logarithme de la taille des classes pour les scores de la section B (développement cognitif et langagier) du questionnaire ainsi que le score composite.

Le tableau 5.6 présente le résultat de cette méthode pour la section C (développement non cognitif) du questionnaire. Les effets estimés sont somme toute modestes, mais statistiquement différents de zéro pour les différentes mesures de développement de l'enfant, autant cognitives que non cognitives. La maturité émotionnelle et la plupart de ses sous-catégories sont les seules exceptions, alors que l'effet de la taille des classes sur ces scores semble nul. Lorsque seulement le logarithme de la taille prédite est utilisé pour prédire le logarithme de la taille des classes dans la première équation (colonne 1), les effets varient entre -0,141 et -0,176 pour la section B sur les habiletés en communication et le développement cognitif. Les effets estimés sont en général plus faibles dans le tableau 5.6 pour les compétences sociales et la maturité émotionnelle, à l'exception de l'effet estimé sur le sous-score lié à l'entraide et l'empathie, estimé à -0,259<sup>3</sup>. La colonne 2 présente la même méthode, mais après l'ajout des

---

3. Ce sont les questions 28 à 35 du questionnaire, qui portent, par exemple, sur si l'enfant essaie d'aider les autres enfants qui se sont blessés ou qui ont fait un gâchis, s'il tente d'inclure les autres enfants dans les jeux, s'il console les autres enfants, etc.

variables de seuils et de segments. Les effets estimés pour la plupart des variables autres que la maturité émotionnelle augmente. En effet, en excluant ce score, les effets varient entre -0,136 et -0,217, et sont en général statistiquement différents de zéro à un seuil de confiance supérieur. Pour la maturité émotionnelle, les effets estimés sont encore non statistiquement différents de zéro, mais le sous-score lié à l'entraide et à l'empathie semble encore une fois affecté fortement, avec une estimation de -0,298 statistiquement différente de zéro à un niveau de significativité de 1 %. L'ajout du croisement seuils-inscriptions dans les variables de contrôles (colonne 3), n'affecte pas les conclusions générales, à l'exception du sous-score lié à l'entraide et l'empathie, pour lequel l'effet estimé diminue fortement et devient plus similaire aux autres éléments de la maturité émotionnelle de l'enfant.

Dans la majorité des estimations, des effets négatifs et statistiquement différents de zéro du logarithme de la taille de classe sur les mesures de développement sont obtenus. Les effets sont donc similaires en taille à ceux obtenus dans le modèle linéaire, mais permettent de capter l'effet potentiellement fort d'une diminution importante dans la taille des groupes. À travers les estimations, le score général et les sous-scores de compétence sociale, ainsi que le sous-score de maturité émotionnelle lié à l'entraide et l'empathie, semblent affectés assez fortement par une politique de réduction de la taille des classes. Diverses compétences non cognitives semblent donc bénéficier de la réduction de la taille des classes, ce qui est encourageant pour l'effet potentiellement durable de cette politique sur les enfants.

### 5.3.3 Statistiques de première étape et test d'endogénéité

Dans cette sous-section, l'analyse de la première étape des estimations non linéaires par variables instrumentales ainsi que les tests d'exogénéité de la variable endogène sont présentés.

Les statistiques de première étape sont disponibles dans le tableau 5.7. D'abord, le  $R^2$  de la première étape est présenté, donnant une estimation de la qualité de l'estimation dans la première étape du modèle. Le  $R^2$  partiel présente le  $R^2$  spécifique aux instruments, indiquant ainsi si l'instrument en tant que tel a un pouvoir explicatif ou si le pouvoir explicatif de

Tableau 5.5 : Régressions non linéaires par variables instrumentales - développement cognitif, habiletés en communication et développement composite

	Estimation par VI 2SLS		
	(1)	(2)	(3)
<b>Développement cognitif</b>			
log taille de classe	-0,154 (0,103)	-0,175* (0,101)	-0,212** (0,105)
<b>Lecture</b>			
log taille de classe	-0,176 (0,116)	-0,197* (0,107)	-0,269** (0,113)
<b>Mathématiques</b>			
log taille de classe	-0,141* (0,077)	-0,136 (0,085)	-0,192** (0,08)
<b>Habiletés en communication</b>			
log taille de classe	-0,167** (0,073)	-0,217** (0,085)	-0,134 (0,083)
<b>Développement composite</b>			
log taille de classe	-0,166** (0,081)	-0,212** (0,092)	-0,157* (0,092)
<b>Développement composite - Section B</b>			
log taille de classe	-0,165* (0,094)	-0,185* (0,098)	-0,215** (0,095)
<b>Développement composite - Section C</b>			
log taille de classe	-0,166*** (0,117)	-0,212*** (0,119)	-0,157** (0,134)
Contrôles école	oui	oui	oui
Contrôles étudiants	oui	oui	oui
Inst : log taille réglementaire	oui	oui	oui
Inst : seuils	non	oui	oui
Croisement seuils inscriptions	non	non	oui

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau de l'école sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . La taille de l'échantillon passe de 118 701 pour le développement cognitif en lecture à 133 729 pour les habiletés en communication. Les résultats pondérés sont présentés.



Tableau 5.6 : Régressions non linéaires par variables instrumentales - compétence sociale et maturité émotionnelle

	Estimation par VI 2SLS		
	(1)	(2)	(3)
<hr/>			
Compétence sociale			
log taille de classe	-0,152*	-0,208**	-0,182**
	(0,089)	(0,091)	(0,09)
<hr/>			
Compétence sociale - Autonomie et curiosité			
log taille de classe	-0,110	-0,189**	-0,172**
	(0,082)	(0,084)	(0,082)
<hr/>			
Compétence sociale - Relations avec les autres et respect des règles			
log taille de classe	-0,139*	-0,163**	-0,151*
	(0,078)	(0,075)	(0,085)
<hr/>			
Maturité émotionnelle			
log taille de classe	-0,059	-0,086	0,007
	(0,069)	(0,073)	(0,098)
<hr/>			
Maturité émotionnelle - Entraide et empathie			
log taille de classe	-0,257**	-0,298***	0,073
	(0,104)	(0,107)	(0,140)
<hr/>			
Maturité émotionnelle - Santé psychologique			
log taille de classe	-0,114	-0,083	-0,068
	(0,092)	(0,082)	(0,091)
<hr/>			
Maturité émotionnelle - Comportements néfastes			
log taille de classe	-0,086	-0,080	-0,058
	(0,064)	(0,063)	(0,073)
<hr/>			
Contrôles école	oui	oui	oui
Contrôles étudiants	oui	oui	oui
Inst : log taille réglementaire	oui	oui	oui
Inst : seuils	non	oui	oui
Croisement seuils inscriptions	non	non	oui

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau de l'école sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . La taille de l'échantillon passe de 129 710 pour le sous-score entraide de la maturité émotionnelle jusqu'à 133 766 pour les compétences sociales. Les résultats pondérés sont présentés.

Tableau 5.7 : Statistique de la première étape des régressions

	Régressions par VI - 2SLS		
	(1)	(2)	(3)
Développement cognitif			
R2	0,3496	0,3739	0,3937
R2 partiel	0,2002	0,2301	0,1697
$F$ - instruments	237,93	71,41	63,55
Contrôles école	oui	oui	oui
Contrôles étudiants	oui	oui	oui
Inst : log taille réglementaire	oui	oui	oui
Inst : seuils	non	oui	oui
Croisement seuils inscriptions	non	non	oui

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Ce tableau présente les statistiques des premières étapes des régressions qui permettent l'estimation de l'effet de la taille des classes sur le développement cognitif dans le tableau 5.5. Les statistiques varient légèrement selon le score étudié puisque les scores ne sont pas disponibles pour exactement le même échantillon d'enfants, mais cette variation est faible et n'affecte pas les conclusions. « $F$  - instruments» présente la statistique de Wald de significativité jointe des coefficients des variables instrumentales dans la première étape. Elle suit une distribution  $F(1, 69)$  pour les colonnes 1 et 2,  $F(6, 69)$  pour la colonne 3 et  $F(6, 70)$  pour la colonne 4. La valeur  $p$  de ce test n'est pas présentée puisqu'elle est toujours inférieure à 0,0000. Les résultats pondérés sont présentés.

la première étape provient des variables de contrôles du modèle. La statistique  $F$  du test de Wald de significativité jointe des instruments est aussi présentée. Elle teste l'hypothèse nulle qui stipule que les coefficients de tous les instruments dans la première étape de la régression sont nuls. Elle suit une loi  $\chi^2$ . Le rejet de l'hypothèse nulle est un autre indicateur du pouvoir explicatif des instruments dans la première étape. Lorsque le logarithme de la règle administrative (colonne 1) est utilisé seul dans la première étape, le  $R^2$  de première étape est de 0,3496 et le  $R^2$  partiel est de 0,2002. La première étape explique donc raisonnablement bien le logarithme de la taille des classes observée et l'instrument a effectivement un pouvoir explicatif sur la taille des classes. Les statistiques  $F$  du test de Wald testant la significativité jointe des coefficients des variables instrumentales dans la première étape, ici de la seule variable instrumentale, permet de rejeter que la règle administrative n'a pas de pouvoir explicatif sur le logarithme de la taille de classe à un seuil de confiance supérieur à 99 %. Dans la colonne 2, les statistiques après l'ajout des seuils et segments dans la première étape sont présentées. Le  $R^2$  augmente à 0,3739 et le  $R^2$  partiel à 0,2301, illustrant le meilleur

pouvoir explicatif des instruments dans la première étape de la régression. En revanche, la statistique  $F$  de première étape diminue fortement suite à l'ajout de plusieurs coefficients, ce qui n'empêche pas de rejeter le test de significativité jointe des instruments avec une valeur  $p$  inférieur à 1 %<sup>4</sup>. En général, les  $R^2$  et les  $R^2$  partiels de première étape sont assez forts, ce qui est encourageant pour l'hypothèse de pouvoir explicatif de la variable instrumentale sur la variable endogène. Ceci est aussi confirmé par les statistiques de Wald du test de significativité jointe des coefficients des instruments dans la première étape, qui permettent toujours de rejeter l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de plus de 99 %. Ces résultats indiquent qu'il semble pertinent d'ajouter les seuils dans la liste d'instruments. L'ajout du croisement seuil-inscription dans les variables de contrôle réduit légèrement le  $R^2$  partiel et la statistique  $F$ , sans toutefois affecter les conclusions tirées de celles-ci.

Concernant l'endogénéité, le test de Durbin-Wu-Hausman est utilisé. Les résultats sont présentés dans le tableau 5.8. Les statistiques du test sont présentées pour le développement composite, puisqu'elles sont en général similaires pour les autres mesures de développement, et pour la maturité émotionnelle, pour laquelle les statistiques divergent des autres. Pour le développement composite, lorsque le logarithme de la règle administrative est utilisé comme seul instrument (colonne 1) les valeurs  $p$  du test, soit 0,1899, ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de convergence entre les estimations par MCO et par 2SLS. Lorsque les seuils sont ajoutés aux instruments (colonne 2), la valeur  $p$  passe à 0,0901, permettant de rejeter l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de 90 %. L'ajout du croisement seuils-inscriptions (colonne 3) cause une augmentation de la valeur  $p$  à 0,2424, ne permettant pas de rejeter l'hypothèse nulle. Pour la maturité émotionnelle, la direction dans les changements est la même d'un modèle à l'autre, mais les valeurs  $p$  obtenues sont plus élevées. Le fait que le modèle de la deuxième colonne rejette l'endogénéité, que les valeurs  $p$  sont en général faibles et que la littérature constate l'endogénéité de la taille des classes sur le développement de l'enfant indique qu'il soit plus prudent d'utiliser le modèle par variables instrumentales. Une cause probable des

---

4. Pour la première étape d'une régression par variables instrumentales, les coefficients doivent non seulement être différent de zéro, mais avoir un niveau minimal de pouvoir explicatif sur la variable endogène. La valeur du test de significativité jointe minimale souhaitée est de 10, ce qui est largement respecté dans toutes les régressions de cette section (Stock *et al.*, 2002)

statistiques  $F$  relativement faibles obtenues est l'endogénéité potentiellement plus faible de la taille des classes en maternelle, suivant l'argumentaire présenté sur la pertinence d'étudier particulièrement ces enfants.

Tableau 5.8 : Statistique des tests d'endogénéité de la taille des classes dans le modèle

	Régressions par VI - 2SLS		
	(1)	(2)	(3)
<hr/>			
Développement composite			
$F$ - endogénéité	1,753	2,954	1,391
Valeur $p$ - endogénéité	0,1899	0,0901	0,2424
<hr/>			
Maturité émotionnelle			
$F$ - endogénéité	0,437	1,035	0,006
Valeur $p$ - endogénéité	0,5108	0,3125	0,9392
<hr/>			
Contrôles école	oui	oui	oui
Contrôles étudiants	oui	oui	oui
Inst : log taille réglementaire	oui	oui	oui
Inst : seuils	non	oui	oui
Croisement seuils inscriptions	non	non	oui

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Ce tableau présente les statistiques du test d'endogénéité dans les régressions qui permettent les estimations de l'effet de la taille des classes sur le développement cognitif et la maturité émotionnelle. Pour les autres scores, les estimations sont similaires à celle du développement composite, alors que les statistiques pour la maturité émotionnelle diverge des autres. les tableaux 5.5. « $F$  - endogénéité» présente la statistique de test pour l'endogénéité de la variable explicative exprimée par Wooldridge (1995). La valeur  $p$  pour ce test est aussi présentée. Les résultats pondérés sont présentés.

Les résultats présentés dans cette section semblent confirmer l'effet négatif et faible de la taille des classes sur le développement de l'enfant. La taille des coefficients pour les quatre principales mesures est similaire à ce qui est obtenu par Connolly et Haeck (2018), à l'exception des coefficients pour les habiletés en communication, qui sont plus forts après la combinaison des années. Une partie des coefficients pour les mesures non cognitives de développement deviennent statistiquement différents de zéro après la combinaison des années. Le modèle avec les seuils, mais sans le croisement seuils-inscriptions dans les variables de contrôle, sera utilisé comme modèle de référence pour les estimations d'hétérogénéité et de robustesse.

#### 5.4 Hétérogénéité de l'effet

Un élément important de cette recherche est l'hétérogénéité de l'effet. La première dimension d'hétérogénéité qui semble intéressante, entre autres à cause de son omniprésence dans la littérature, est l'effet sur les enfants défavorisés. Trois mesures de défavorisation seront ici étudiées. D'abord, les modèles de référence seront estimés séparément pour le cinquième quintile de défavorisation matérielle. Cet indice est produit par le Bureau d'information et d'études en santé des populations (BIESP) pour suivre les inégalités matérielles et sociales au Québec et au Canada et est disponible dans les données de l'EQDEM. Laurin *et al.* (2018) trouvent que les enfants du cinquième quintile de cet indice ont 1,56 fois plus de chance de souffrir d'un retard dans au moins deux catégories de développement tel qu'évaluées par l'EQDEM. L'effet sera aussi estimé séparément pour les groupes où plus de 50 % des élèves ont fréquentés la prématernelle. Comme mentionné dans le chapitre sur le contexte institutionnel au Québec, la prématernelle ciblait les enfants à risque au Québec lors des deux années de l'enquête. Finalement, l'ISQ fournit aussi une liste des écoles de quartiers défavorisés, ce qui permettra d'estimer séparément l'effet de la taille des classes dans ces écoles. En plus des éléments liés à la défavorisation de l'enfant, qui sont aussi étudiés par Connolly et Haeck (2022), trois autres éléments d'hétérogénéité seront ajoutés dans cette section. D'abord, la taille des classes est en général plus faible en milieux ruraux qu'en milieux urbains. L'effet sera estimé séparément pour évaluer la possibilité de confusion entre l'effet des régions et l'effet de la taille des classes dans les estimations. En second lieu, les enfants les plus jeunes d'une année scolaire ont en moyenne un développement plus faible à la fin de la maternelle que les enfants les plus vieux. L'effet sera donc estimé séparément pour ces deux groupes d'enfants. Finalement, l'EQDEM inclut aussi un score de santé physique. Ce score est créé à partir des questions sur les habiletés physiques de l'enfant et sur des informations qui peuvent refléter le milieu familial comme la fatigue, l'alimentation et l'habillement. Les enfants qui ont un retard dans cette catégorie ont fréquemment un retard dans une ou plusieurs autres catégories (Simard *et al.*, 2013). Une estimation séparée entre les enfants qui ont un score de santé physique inférieur à huit et les enfants qui ont un score supérieur à huit sera effectuée. Dans cette section, les sous-scores de développement ne sont pas présentés, et les conclusions sont tirées des quatre mesures de développement et du développement composite.

Tableau 5.9 : Hétérogénéité de l'effet - milieu socio-économique de l'enfant

	Référence	Prématernelle		Déprivation matérielle		École défavorisée	
	(1)	- 50 %	+ 50 %	Q1-Q4	Q5	non	oui
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>Développement cognitif</b>							
log Taille	-0,175*	-0,026	-0,363**	-0,081	-0,315**	-0,027	-0,312***
	(0,101)	(0,134)	(0,166)	(0,104)	(0,124)	(0,132)	(0,116)
<b>Compétence sociale</b>							
log Taille	-0,208**	-0,143	-0,314**	-0,107	-0,393***	-0,148	-0,230**
	(0,091)	(0,103)	(0,139)	(0,094)	(0,102)	(0,101)	(0,094)
<b>Maturité émotionnelle</b>							
log Taille	-0,086	-0,070	-0,030	-0,041	-0,195	-0,089	0,000
	(0,073)	(0,087)	(0,136)	(0,073)	(0,121)	(0,079)	(0,106)
<b>Habiletés en communication</b>							
log Taille	-0,217**	-0,103	-0,368***	-0,110	-0,354***	-0,187*	-0,176
	(0,085)	(0,098)	(0,130)	(0,083)	(0,124)	(0,099)	(0,115)
<b>Développement composite</b>							
log Taille	-0,212**	-0,106	-0,328**	-0,104	-0,382***	-0,143	-0,214**
	(0,092)	(0,107)	(0,132)	(0,087)	(0,112)	(0,102)	(0,103)
<b>Statistiques descriptives</b>							
N	133 429	112 422	20 176	109 351	23 247	93 856	38 742
<b>Développement composite</b>							
Moyenne	-0,001	0,007	-0,038	0,031	-0,141	0,042	-0,101
Écart-type	1,000	1,000	1,003	0,979	1,079	0,973	1,055
<b>Taille de classes</b>							
Moyenne	17,6	17,8	16,4	17,8	16,9	17,8	17,0
Écart-type	2,2	2,1	2,7	2,2	2,6	2,1	2,5

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau de l'école sont présentés entre parenthèses. La colonne de référence présente les estimations de la colonne trois du tableau 5.10. Les autres colonnes présentent les résultats pour des régressions séparées selon la valeur de certaines variables de contrôles. Le nombre d'observations (N) est présenté pour le développement cognitif et varie légèrement selon le score étudié. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . Les résultats pondérés sont présentés.

Le tableau 5.9 présente l'effet estimé par variables instrumentales du logarithme de la taille des classes sur les différentes mesures qui reflètent la défavorisation. Le développement cognitif, les compétences sociales, les habiletés en communication et le développement composite semblent affectés plus fortement dans les milieux défavorisés. Par exemple, pour les enfants qui ont effectué la prématernelle (colonne 3), l'effet estimé pour ces mesures varie entre -0,314 et -0,368 et est toujours statistiquement différent de zéro à un niveau de confiance de plus de 99 %. Pour les autres enfants (colonne 2), l'effet varie entre -0,026 et -0,143 et n'est jamais statistiquement différent de zéro. Le même type de conclusions sont tirées des colonnes 4 et 5 pour la défavorisation matérielle de l'enfant. En ce qui concerne la défavorisation du quartier de l'école, la différence entre les effets est en général plus faible. La raison qui explique cela est probablement la présence d'enfants qui ne sont pas dans le pire quintile de défavorisation malgré la défavorisation générale dans le quartier de l'école, qui affaiblit l'effet de la réduction de la taille des classes. Par contre, d'un point de vue politique, il est plus facile de cibler les écoles que les enfants et on peut s'attendre à ce que les enfants du pire quintile de défavorisation, qui sont en général plus nombreux dans ces écoles, reçoivent un bénéfice particulièrement élevé de la politique de réduction de la taille de classe. En ce qui concerne la maturité émotionnelle, l'effet ne semble pas changer dans les sous-groupes.

Dans le tableau 5.10, l'estimation de l'hétérogénéité pour les milieux urbains et ruraux, pour les enfants les plus jeunes et les plus vieux et pour les enfants avec ou sans retard en santé physique est présentée. Les milieux ruraux (colonne 2) semblent affectés plus fortement par la taille des classes lorsqu'on observe les aptitudes non cognitives et les habiletés en communication, alors que le développement cognitif semble être affecté de manière similaire en milieux urbains (colonne 3) et en milieux ruraux. L'effet estimé pour la maturité émotionnelle en région est de -0,153, contre -0,047 en milieux urbains. Ces deux estimations sont non statistiquement différentes de zéro. Pour les compétences sociales, la maturité émotionnelle et le développement composite, l'effet estimé est seulement statistiquement différent de zéro en milieux ruraux et l'effet estimé est entre 0,05 et 0,10 unité plus fort dans ces milieux.

La politique ne semble malheureusement pas particulièrement bénéficier aux enfants les plus jeunes, alors que ceux-ci accusent en moyenne un retard de développement. En effet, les enfants nés entre avril et septembre (colonne 4), soit les enfants les plus jeunes de

Tableau 5.10 : Hétérogénéité de l'effet - autres variables

	Référence	Milieux		Âge		Santé physique	
	(1)	Ruraux (2)	Urbains (3)	Jeune (4)	Vieux (5)	≤ 8 (6)	> 8 (7)
<b>Développement cognitif</b>							
log Taille	-0,175*	-0,183	-0,215	-0,158	-0,182**	-0,134	-0,190**
	(0,101)	(0,127)	(0,171)	(0,129)	(0,089)	(0,202)	(0,090)
<b>Compétence sociale</b>							
log Taille	-0,208**	-0,232*	-0,188	-0,211**	-0,171*	-0,429**	-0,182**
	(0,091)	(0,129)	(0,144)	(0,102)	(0,094)	(0,167)	(0,080)
<b>Maturité émotionnelle</b>							
log Taille	-0,086	-0,153	-0,047	-0,043	-0,089	-0,047	-0,097
	(0,073)	(0,119)	(0,123)	(0,84)	(0,089)	(0,147)	(0,070)
<b>Habilités en communication</b>							
log Taille	-0,217**	-0,264**	-0,158	-0,169	-0,236***	-0,356	-0,202***
	(0,085)	(0,103)	(0,142)	(0,116)	(0,073)	(0,200)	(0,066)
<b>Développement composite</b>							
log Taille	-0,212**	-0,253**	-0,186	-0,218**	-0,207**	-0,143	-0,214**
	(0,092)	(0,119)	(0,158)	(0,117)	(0,086)	(0,102)	(0,103)
<b>Statistiques descriptives</b>							
N	133 429	29 103	103 495	62 666	69 461	17 901	114 697
<b>Développement composite</b>							
Moyenne	-0,001	-0,009	0,002	-0,139	0,134	-1,188	0,188
Écart-type	1,000	(1,002)	(0,999)	(0,930)	(1,050)	(1,209)	(0,818)
<b>Taille de classes</b>							
Moyenne	17,6	16,5	17,9	17,6	17,6	17,5	17,6
Écart-type	2,2	2,8	2,0	2,3	2,3	2,3	2,3

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau de l'école sont présentés entre parenthèses. La colonne de référence présente les estimations de la colonne trois du tableau 5.10. Les autres colonnes présentent les résultats pour des régressions séparées selon la valeur de certaines variables de contrôles. Le nombre d'observations (N) est présenté pour le développement cognitif et varie légèrement selon le score étudié. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . Les résultats pondérés sont présentés. Les enfants jeunes sont nés entre avril et septembre et les enfants vieux sont nés entre octobre et mars. Les enfants qui ne respectent pas l'âge limite régulière en maternelle à la hausse ou à la baisse sont exclus de l'estimation pour l'âge.



l'année, ont en moyenne un retard de -0,139 écart-type sur l'enfant moyen pour la mesure de développement composite, alors que l'enfant moyen né entre octobre et mars (colonne 5)<sup>5</sup>, a une avance de 0,134 écart-type pour ce même score. Cependant, les estimations ne semblent pas différer fortement entre les deux types d'enfants. Pour les habiletés en communication, les enfants les plus vieux, qui ont déjà en général une avance, semblent affectés plus fortement, avec un effet estimé de -0,236 contre -0,169 pour les autres enfants. Au niveau des problèmes de santé physique, les compétences sociales et les habiletés en communication semblent particulièrement affectées chez les enfants qui ont un retard dans le score de santé physique, alors que ce n'est pas le cas pour les autres scores. En général, la différence entre les groupes dans le tableau 5.10 est beaucoup moins forte. La principale source d'hétérogénéité semble provenir du milieu socio-économique de l'enfant, confirmant la pertinence d'utiliser la politique spécifiquement pour réduire la disparité entre les milieux socio-économiques. La robustesse du modèle sera étudiée dans la prochaine section avant de détailler la formulation d'une politique publique basée sur ces résultats dans le chapitre 6.

## 5.5 Robustesse

À partir des facteurs de chargement obtenus par PCA, il est possible de créer des scores de développement en pondérant les questions en fonction des poids dans le premier vecteur de chargement. Ces scores mettent plus d'importance sur les questions qui expliquent une large portion de la variance dans le questionnaire. Ils sont aussi normalisés. Le modèle de référence est utilisé pour prédire les scores construits dans chaque section du questionnaire.

Les résultats de cette méthode sont présentés dans le tableau 5.11. Les effets estimés (colonne 2) sont en général similaires à ceux estimés sur les scores originaux (colonne 1). L'effet est plus fort pour le développement cognitif et la maturité émotionnelle. Pour le développement cognitif, il semble que réduire le poids accordé à la question 8, qui explique peu de variance, et aux questions fortement corrélées entre elles augmente l'effet estimé, ce qui indique que l'effet est peut être plus fort sur les éléments qui expliquent une large

---

5. Les enfants qui ne respectent pas l'âge limite régulier pour la maternelle, par exemple les enfants qui ont redoublé ou les enfants plus jeunes que l'âge limite théorique, ne sont pas considérés dans ces estimations.

Tableau 5.11 : Effet de la taille des classes sur la première composante principale des scores

	Référence (1)	Score par PCA (2)
Développement cognitif log Taille	-0,175* (0,101)	-0,230** (0,102)
Maturité émotionnelle log Taille	-0,086 (0,073)	-0,123 (0,076)
Compétence sociale log Taille	-0,208** (0,091)	-0,203** (0,090)
Habiletés en communication log Taille	-0,217** (0,085)	-0,197** (0,088)
Développement composite log Taille	-0,212*** (0,119)	-0,211** (0,092)
N	133 429	

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau de l'école sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . Les scores créés par PCA sont obtenus en pondérant les questions en fonction du premier facteur de chargement obtenu pour chaque groupes de questions qui permettent de construire les scores. Le nombre d'observations (N) est présenté pour le développement cognitif et varie légèrement selon le score étudié. Les résultats pondérés sont présentés.

portion de la variabilité. Pour la maturité émotionnelle, lorsque les questions liées à la santé émotionnelle de l'enfant, qui expliquent une faible portion de la variance dans la catégorie maturité émotionnelle et dans le questionnaire total, sont pondérées plus faiblement, la force de l'effet estimé augmente, passant de -0,086 à -0,123. Par contre, l'effet ne devient toujours pas statistiquement différent de zéro. Une autre conclusion de cette estimation est que la force des coefficients varie assez peu en changeant la pondération de chacune des questions permettant de construire les scores, indiquant qu'une légère modification dans le choix des questions et des pondérations pour construire les scores de l'IMDPE n'affecterait pas significativement les résultats généraux obtenus pour l'effet de la taille des classes sur le développement.

L'instrument et la normalisation des scores seront maintenant considérés. D'abord, le modèle de référence sera utilisé à des niveaux d'inscriptions au-dessous de 80 pour tous les

enfants, puis séparément pour le plus haut quintile et les autres quintiles de défavorisation matérielle. Les résultats sont présentés dans le tableau 5.12. Pour les niveaux d'inscriptions au-dessous de 80 (colonnes 2, 3 et 4), le  $R^2$  partiel de première étape et les statistiques  $F$  augmentent, reflétant le meilleur pouvoir explicatif de la règle administrative pour ces niveaux d'inscriptions. Pour la population générale, les effets estimés sont en général similaires, quoique légèrement moins forts, pour les niveaux d'inscriptions inférieurs à 80. Cependant, l'effet est en général plus fort pour le quintile de défavorisation le plus élevé lorsque seulement ces niveaux d'inscriptions sont utilisés, avec l'effet sur le développement composite qui atteint même -0,427. Dans la même table, la robustesse liée à la normalisation des scores est présentée. Plutôt que de normaliser les scores avec une moyenne de 0 et un écart-type de 1 pour chaque année, ils sont normalisés ensembles pour les deux années. Ces résultats sont présentés dans le tableau 5.12 (colonnes 5, 6 et 7). Le changement modifie parfois le troisième chiffre après la virgule de l'estimation, donc la manière de normaliser n'affecte pas les résultats.

Cette section démontre que les résultats présentés dans ce mémoire sont assez robustes aux hypothèses effectuées. Le chapitre suivant s'intéresse à l'implication des résultats obtenus sur la formulation des politiques publiques en éducation.

Tableau 5.12 : Robustesse des estimations - niveau d'inscriptions et normalisation

Type de robustesse	Référence	Inscriptions $\leq 80$			Normalisation commune		
Défavorisation	Tous	Tous	Q5	Q1-Q4	Tous	Q5	Q1-Q4
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Développement cognitif							
log Taille	-0,175*	-0,203**	-0,319***	-0,148	-0,174*	-0,312**	-0,089
	(0,101)	(0,088)	(0,136)	(0,096)	(0,101)	(0,124)	(0,103)
Compétence sociale							
log Taille	-0,208**	-0,141*	-0,464***	-0,026	-0,208**	-0,387***	-0,109
	(0,091)	(0,079)	(0,100)	(0,087)	(0,091)	(0,102)	(0,095)
Maturité émotionnelle							
log Taille	-0,086	-0,013	-0,254**	0,049	-0,086	-0,353***	-0,101
	(0,073)	(0,075)	(0,123)	(0,088)	(0,073)	(0,124)	(0,084)
Habilités en communication							
log Taille	-0,217**	-0,153**	-0,383***	-0,060	-0,218**	-0,189	-0,0424
	(0,085)	(0,068)	(0,112)	(0,074)	(0,085)	(0,121)	(0,073)
Développement composite							
log Taille	-0,212**	-0,155**	-0,427***	-0,056	-0,212**	-0,378 ***	-0,103
	(0,092)	(0,073)	(0,108)	(0,079)	(0,092)	(0,112)	(0,088)
N	133 429	102 231	81 317	18 196	133 429	109 351	23 247
Statistiques de première étape							
R2 partiel	0,2301	0,248	0,269	0,2461	0,2301	0,2463	0,2221
Statistique F	71,41	223,97	236,38	120,14	71,41	67,17	54,46

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les régressions avec les variables de seuils et le log de la taille des classes, mais sans le croisement seuils-inscriptions, comme instruments sont ré-effectués d'abord sur les écoles de moins de 80 étudiants en maternelle, puis en normalisant les scores en combinant d'abord les deux années. Les écarts-types groupés au niveau de l'école sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . Les statistiques de première étape sont calculées à partir des régressions sur le score lié aux compétences sociales de l'enfant et varie légèrement avec le score étudié à cause des changements dans l'échantillon étudié. Le nombre d'observations (N) est présenté pour le développement cognitif et varie légèrement selon le score étudié. Les résultats pondérés sont présentés.

## CHAPITRE VI

### DISCUSSION

Dans ce chapitre, la taille des effets obtenus sera d'abord comparée avec les estimations de la littérature existante. Ensuite, différentes politiques publiques seront simulées puis discutées dans le but d'évaluer le choix qu'a fait le gouvernement du Québec de réduire la taille des classes d'un étudiant par classe en 2016 et de suggérer des alternatives potentiellement plus efficaces.

#### 6.1 Comparaison des estimations avec la littérature

Comme discuté dans le premier chapitre, un grand nombre d'estimations économétriques de l'effet de la taille des classes sur différentes mesures de développement de l'enfant existent dans la littérature. Ces estimations varient sur le type de mesure étudié, la méthode, la forme de l'effet étudié, l'âge des enfants et bien d'autres facteurs.

Le tableau 6.1 présente la comparaison entre l'effet unitaire moyen obtenu dans ce mémoire avec d'autres effets estimés dans la littérature. L'effet unitaire moyen de ce mémoire est obtenu en calculant l'effet *ceteris paribus* de passer d'une taille de 20 à une taille de 15 pour l'estimation de référence sur le développement composite, puis cette estimation est divisée par 5. Le premier élément de comparaison sont les estimations de Connolly et Haeck (2018) à partir de l'EQDEM 2012. L'effet unitaire moyen est calculé de la même manière. L'effet estimé par Nye *et al.* (2000b) est aussi utilisé comme point de comparaison à cause de l'âge similaire des enfants, de la taille des groupes analogue et l'importance du projet STAR dans la littérature.

Leur estimation est déjà linéaire. En plus de ces deux estimations spécifiques, 3 méta-analyses de l'effet de la taille des classes sur le développement seront considérées. Glass et Smith (1979) revoient la littérature existante et compare les effets pour différents sauts à partir de 77 études. L'effet de passer de 20 à 15 est entre autres présenté et ici divisé par 5 pour obtenir l'effet unitaire de comparaison. Hattie (2005) présente l'effet d'une diminution de 10 étudiants sur différentes mesures normalisées de développement à partir de 164 études et méta-analyses existantes. Cet effet est divisé par 10 pour trouver l'effet unitaire.

La taille des effets trouvés dans ce mémoire correspond à la littérature existante. Un effet très près de celui de Connolly et Haeck (2018) est obtenu. Nye *et al.* (2000b) trouvent l'estimation la plus forte avec 0,022, probablement à cause de la forte baisse étudiée (10 étudiants) et de la qualité de l'estimation dans le contexte expérimental du projet STAR. L'effet obtenu est aussi équivalent à la moyenne dans la plus grosse méta-analyse, soit celle de Hattie (2005). En comparaison avec Glass et Smith (1979), l'effet trouvé est légèrement plus faible, soit 0,012 dans ce mémoire contre 0,019 chez Glass et Smith.

Tableau 6.1 : Effets estimés dans la littérature

Auteur(s)	Année	Type d'étude	Données	Effet moyen
Gaudreault (Référence)	2022	Économétrique	EQDEM 2012 et 2017	0,012
Connolly et Haeck	2018	Économétrique	EQDEM 2012	0,014
Nye et al.	2000	Économétrique	Projet STAR	0,022
Glass et Smith	1979	Méta-Analyse	77 études	0,019
Hattie	2005	Méta-Analyse	164 études	0,013

Source : Connolly et Haeck (2018), Nye *et al.* (2000b), Hattie (2005) et Glass et Smith (1979).

Note : Économétrique dans le type d'étude signifie une étude qui effectue l'estimation économétrique à partir d'un jeu de données. Les effets unitaires moyens sont obtenus à partir des articles de Connolly et Haeck (2018), Nye *et al.* (2000b), Hattie (2005) et Glass et Smith (1979). L'estimation de ce mémoire est calculée à partir du modèle de référence sur le développement composite de l'enfant, qui est estimé avec les données de l'EQDEM 2012 et 2017. Les estimations sont calculées pour un passage de 20 à 15 étudiants par classe, puis ramenées en effet unitaire moyen pour le passage de 20 à 15 étudiants, sauf pour Hattie, qui s'intéresse à une baisse de 10 enfants par classe.

## 6.2 Politique publique

Dans cette section, il sera question des conclusions tirées des résultats obtenus par cette recherche pour la formulation d'une politique optimale de taille des classes. Comme dans la littérature existante, un effet général bénéfique statistiquement différent de zéro est estimé pour une politique de réduction de la taille des classes. Cet effet semble en revanche assez faible dans la population générale pour des niveaux de tailles de classe observés à la maternelle. La politique de réduction de taille des classes étant coûteuse puisque les salaires et les infrastructures composent une portion importante du budget en éducation, il ne semble pas optimal d'établir une politique de réduction de la taille des classes généralisée dans la population comme le gouvernement québécois a fait en 2016, particulièrement pour une faible diminution de la taille. Effectivement, en acceptant l'hypothèse de non-linéarité testée chez Connolly et Haeck (2022) et dans l'annexe C de ce mémoire, l'effet estimé d'une baisse de 20 à 19 étudiants par classe, toutes choses étant égales par ailleurs, est en moyenne d'environ 0,01 écart-type. À l'inverse, augmenter la taille des classes aurait peu d'effet sur le développement et libérerait du budget pour investir dans des approches plus performantes en éducation.

Par contre, comme dans la littérature existante, les enfants défavorisés, qui accusent en général un retard de développement par rapport aux autres enfants, semblent particulièrement affectés par les politiques de réduction de la taille des classes. L'effet étant non-linéaire, il semble probable qu'une politique où la taille des classes est réduite fortement dans les milieux défavorisés et augmentée faiblement dans les autres milieux pourrait à la fois augmenter la moyenne de développement et réduire l'écart entre les enfants. C'est ce qui est suggéré par Piketty et Valdenaire (2006) et Connolly et Haeck (2022). L'effet estimé de la taille des classes sur le développement composite de l'enfant est présenté dans la figure 6.1. Il est effectivement observé que l'effet marginal estimé devient assez fort pour les enfants du quintile de défavorisation matérielle le plus élevé lorsque des diminutions importantes sont observées dans la taille des classes.

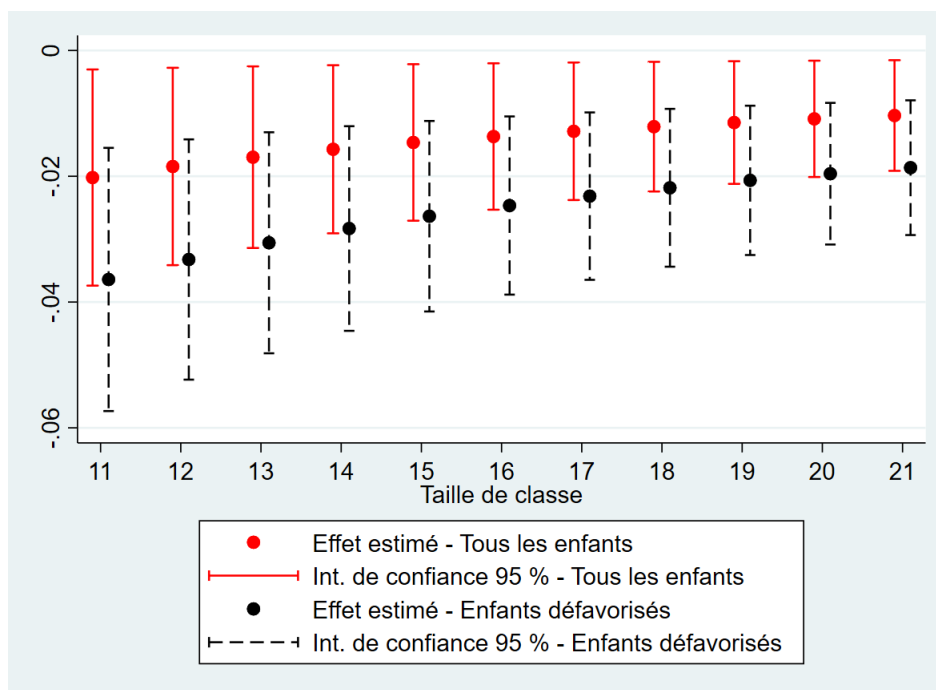


Figure 6.1 : Effet marginal estimé de la taille de classe sur le développement composite pour tous les enfants et pour les enfants défavorisés.

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : L'effet doit être interprété en écart-type de développement pour l'augmentation d'une unité de la taille des classes. Par exemple, le premier point à gauche illustre l'effet estimé d'augmenter la taille des classes de 10 à 11, soit une estimation de 2 % d'un écart-type pour tous les enfants. Il y a un décalage entre les points par souci de clarté, mais les points rouges et noirs voisins correspondent à la même taille de classe. Les effets marginaux sont calculés à partir de l'effet de référence (colonne 1) et de l'effet sur les enfants du quintile de défavorisation le plus élevé (colonne 5) dans le tableau 5.9. Les résultats pondérés sont présentés.

À partir des estimations de référence sur le développement composite de l'enfant, les scores des enfants ont été prédits sous quatre politiques potentielles liées à la taille des classes à partir des données de 2017. La première politique étudie l'effet d'augmenter la taille des classes de deux unités, soit à 21. La seconde, l'effet de diminuer la taille maximale à 18. La politique « ciblée faible » s'intéresse à une diminution de quatre enfants par classe dans les milieux défavorisés, accompagnée d'une augmentation d'une unité dans les autres écoles. La politique « ciblée forte » s'intéresse à une diminution à 13 dans les milieux défavorisés



accompagnée d'une augmentation à 22 dans les autres milieux. Puisqu'il serait difficile de cibler les enfants, l'indice de défavorisation de l'école est utilisé pour déterminer dans quelles écoles les classes seront de petites tailles. Les politiques seront comparées sur le nombre de classes total (qui sera utilisé comme proxy du prix de la politique), la moyenne totale des scores, la moyenne des scores dans les écoles de quartiers défavorisés en comparaison avec les autres écoles et les moyennes des enfants du quintile de défavorisation matérielle le plus élevé en comparaison avec les quatre autres. Les scores des enfants sont prédits à partir de la régression de référence, séparément dans les écoles de milieux défavorisés et les autres écoles. Les résultats des simulations sont présentés dans le tableau 6.2. La méthode utilisée pour les estimations n'étant pas axée sur la prédiction, ces résultats sont assez incertains, mais permettent tout de même d'avoir une idée générale de l'effet potentiel de la politique étudiée.

Tableau 6.2 : Simulation de politiques publiques

	Réel 2017	Aug. de 2	Dim. de 1	Ciblée faible	Ciblée fort
Nombre de classes	4826	4477	5318	5068	5264
Variation en écart-type du développement composite moyen					
Total	-	-0,005	0,011	0,019	0,027
École pauvre	-	-0,011	0,021	0,071	0,102
Autres écoles	-	-0,002	0,006	-0,002	-0,003
Q5 défavorisation	-	-0,005	0,021	0,052	0,071
Q1-Q4 défavorisation	-	-0,003	0,009	-0,002	0,001
$\Delta$ (%) nombre de classes	-	-7,2	10,2	5,0	9,1
$\Delta$ (%) écart entre quintile	-	1,1	-6,6	-29,5	-38,3

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Le tableau présente les prédictions du modèle de référence pour la variation en écart-type du développement composite moyen sous différentes politiques publiques en 2017. La variation du développement composite moyen est présentée au total, selon si l'école est dans un quartier défavorisé ou non et selon si l'enfant est dans le pire quintile de défavorisation matérielle ou non. Les politiques étudiées sont une augmentation de 2 de la taille des classes dans toutes les écoles, une diminution de 1 dans toutes les écoles, une diminution à 15 dans les écoles pauvre accompagnée d'une augmentation à 21 dans les autres écoles (ciblée faible) et une diminution à 13 dans les écoles pauvres accompagnées d'une augmentation à 22 dans les écoles favorisées (ciblée forte).  $\Delta$  (%) nombre de classes signifie la variation, en pourcentage, du nombre de classes.  $\Delta$  (%) écart entre quintile signifie la variation, en pourcentage, de l'écart de développement entre les enfants du cinquième quintile de défavorisation matérielle et les autres enfants. Les résultats pondérés sont présentés.

Une augmentation de deux étudiants par classe (colonne 1) aurait un effet estimé assez faible sur la moyenne des étudiants, mais permet une diminution de 7,2 % du nombre de classes. La moyenne de tous les enfants diminue de moins de 1 % d'un écart-type. Cela permettrait de libérer du budget pour réinvestir de manière plus productive en éducation, mais cette politique est problématique puisqu'elle renforce faiblement l'écart entre les écoles défavorisées et les autres écoles.

Diminuer la taille des classes d'une unité supplémentaire (colonne 2) cause une augmentation du nombre de classes de 10,2 % et augmente les résultats moyens de seulement 0,01 écart-type. Contrairement à la première politique, celle-ci réduit légèrement l'écart entre la population défavorisée et le reste, que l'on observe la défavorisation au niveau de l'enfant ou du quartier l'école. La réduction de l'écart entre le cinquième quintile de défavorisation et les autres quintiles est estimé à 6,6 % Le coût de cette politique, environ équivalent à la politique adoptée par le gouvernement en 2016, mais à partir de la taille des classes réglementaire en 2017, ne semble pas proportionnel aux bénéfices assez faibles qu'elle apporte.

La politique qui consiste en une réduction à 15 enfants dans les écoles défavorisées accompagnée d'une augmentation à 21 dans les autres écoles a, quant à elle, un effet un peu plus fort sur la moyenne des deux groupes, soit 0,02 écart-type. De plus, cette politique diminue plus fortement l'écart entre les enfants défavorisés et les autres enfants (réduction de l'écart de 29,5 %) et augmente moins le nombre de classes, avec une augmentation d'environ 5 %. La politique ciblée forte contient tous les mêmes avantages que la politique ciblée faible, mais à plus forte mesure. Cependant, le coût est plus important que la politique ciblée faible, avec une augmentation 9,1 % par rapport au nombre de classes de 2017. La réduction de l'écart de développement est estimé à 38,3 %. Il est intéressant de noter que même cette politique est moins coûteuse que la simple diminution d'un enfant par classe dans toutes les classes. Les politiques mixtes, à condition que la diminution de la taille soit assez forte dans les milieux défavorisés, semblent donc optimales.

En plus du gain démontré économétriquement dans ce mémoire, divers facteurs qui sont identifiés comme limitants à l'efficacité d'une politique de réduction de la taille des classes sont minimisés par une politique mixte. Les estimations *ceteris paribus* sont souvent critiquées

puisque à l'équilibre général, il semble que la politique étudiée ait un effet sur la qualité de l'enseignement dû à l'entrée d'enseignants moins productifs sur le marché et au déplacement d'enseignants de qualité vers des écoles où les conditions sont plus faciles, qui sont aussi souvent des écoles favorisées (Jepsen et Rivkin, 2009). Cependant, la réduction significative de la taille des groupes dans les milieux défavorisés semble équilibrer la tâche dans les deux milieux et la politique mixte affecte moins la demande totale d'enseignants. Un autre point important est aussi l'effet limité de la politique sur le budget en éducation en comparaison avec les réductions généralisées.

## CONCLUSION

Ce mémoire confirme une bonne partie des résultats de la littérature existante sur la taille des classes. Un effet négatif et relativement faible de la taille des classes sur diverses catégories de développement est obtenu. Par contre, comme plusieurs études existantes, l'effet sur les enfants défavorisés semble beaucoup plus considérable. L'effet marginal de référence obtenu pour la mesure composite du développement de l'enfant, calculé à partir de l'effet estimé de diminuer la taille d'une classe de 20 à 15 *ceteris paribus*, est de 0,012 écart-type pour les enfants en général et 0,022 pour les enfants du quintile de défavorisation matérielle le plus élevé.

Par rapport à la littérature existante, une analyse détaillée de l'EQDEM par composantes principales confirme la pertinence des quatre scores créés par l'IMDPE et permet de créer de nouvelles sous-catégories de score pour le développement non cognitif. La taille importante de l'échantillon permet aussi de trouver des effets significatifs sur plusieurs mesures de développement non cognitif, ce qui est plutôt rare dans la littérature. Cependant, les effets demeurent modestes.

Ainsi, ces résultats et ceux des auteurs cités dans ce mémoire suggèrent que la politique de réduction de la taille maximale et moyenne des classes d'une unité adoptée par le gouvernement du Québec en 2016 est coûteuse et apporte peu de gain. Dans ce mémoire, deux politiques publiques alternatives de réduction forte et ciblée de la taille des classes sont analysées, soit une diminution de la taille maximale des classes à 15 dans les écoles de quartiers défavorisés accompagnée d'une augmentation à 21 dans les autres écoles et une diminution à 13 dans les écoles défavorisées avec une augmentation à 22 dans les autres écoles. Ces simulations suggèrent que ces deux alternatives représentent un coût relativement faible et permettraient à la fois d'augmenter le développement moyen des enfants en maternelle et de réduire l'écart de développement entre les enfants défavorisés et les autres enfants. La

nouvelle entente syndicale des enseignants de commission scolaire francophone va dans la bonne direction en réduisant d'une unité supplémentaire la taille des classes dans les écoles de quartiers défavorisés (CPNCF et FAE, 2021).

La validité externe de cette recherche, tout comme la plupart des recherches sur la taille des classes, est limitée. Il est probable que la culture ait un effet important sur le comportement en classe, donc sur la taille optimale des groupes. À cause de la grande variabilité dans la taille des groupes et les niveaux scolaires étudiés, les résultats sont difficiles à comparer avec le reste de la littérature.

Dans ce mémoire, le choix d'étudier la taille des classes *ceteris paribus* a été effectué. Par contre, de plus en plus, la littérature s'intéresse aux effets d'équilibre général des politiques de réduction de la taille des groupes (Gilraïne *et al.*, 2018). L'effet d'équilibre général peut être plus fort ou plus faible que celui estimé toutes choses égales par ailleurs. Il semble probable que ces effets, souvent expliqués par l'effet du changement de la composition du groupe sur les relations sociales, l'entraide et l'esprit de compétition, soient moins importants en maternelle. Considérant que le nombre de recherches s'intéressant à l'équilibre général est beaucoup plus limité, il semblerait pertinent de se tourner vers ce type d'analyse dans les recherches futures.

Enfin, l'objectif d'estimer de nouveaux points dans la fonction de production de la taille des classes sur le développement créé par Connolly et Haeck (2022) n'a pu être rempli à cause des problèmes causés par le changement récent dans la taille maximale des classes. Il semble probable que la taille des classes ait eu le temps de s'ajuster pour la prochaine édition de l'enquête, ce qui pourrait permettre de préciser l'estimation et d'estimer de nouveaux points de cette fonction de production. Il serait pertinent que des chercheurs ayant accès à des données plus riches dans un contexte offrant plusieurs points de discontinuité poursuivent cette avenue de recherche afin de préciser la fonction de production.

## RÉFÉRENCES

- Angrist, J. D., Battistin, E. et Vuri, D. (2017). In a small moment : Class size and moral hazard in the italian mezzogiorno. *American Economic Journal : Applied Economics*, 9(4), 216–249.
- Angrist, J. D. et Lavy, V. (1999). Using maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 533–575.
- Barnett, W. S. (1995). Long-term effects of early childhood programs on cognitive and school outcomes. *The Future of Children*, 5(3), 25–50.
- Betts, J. R. et Shkolnik, J. L. (1999). The behavioral effects of variations in class size : The case of math teachers. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21(2), 193–213.
- Boozer, M. et Rouse, C. (2001). Intraschool variation in class size : Patterns and implications. *Journal of Urban Economics*, 50(1), 163–189.
- Borghans, L., Duckworth, A. L., Heckman, J. J. et ter. Weel, B. (2008). The economics and psychology of personality traits. *The Journal of Human Resources*, 43(4), 972–1059.
- Boyd, D., Lankford, H., Loeb, S. et Wyckoff, J. (2013). Analyzing the determinants of the matching of public school teachers to jobs : Disentangling the preferences of teachers and employers. *Journal of Labor Economics*, 31(1), 83–117.
- Brinkman, S. A., Gregory, T., Harris, J., Hart, B., Blackmore, S. et Janus, M. (2013). Associations between the early development instrument at age 5, and reading and numeracy skills at ages 8, 10 and 12 : a prospective linked data study. *Child Indicators Research*, 6(4), 695–708.
- Carneiro, P., Crawford, C. et Goodman, A. (2007). The impact of early cognitive and non-cognitive skills on later outcomes. Publié par : London School of Economics Centre for the Economics of Education.

- Cattaneo, M. D., Jansson, M. et Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. *The Stata Journal*, 18(1), 234–261.
- Centre de services scolaires du Pays-des-Bleuets (2022). Qu'est-ce que le programme passe-partout? Consulté le 18 avril 2022 à l'URL : <https://www.cspaysbleuets.qc.ca/plan-site/56-prescolaire/193-qu-est-ce-que-le-programme-passe-partout>.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Hilger, N., Saez, E., Schanzenbach, D. W. et Yagan, D. (2011). How does your kindergarten classroom affect your earnings? evidence from project star. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1593–1660.
- Cho, H., Glewwe, P. et Whitley, M. (2012). Do reductions in class size raise students' test scores? evidence from population variation in minnesota's elementary schools. *Economics of Education Review*, 31(1), 77–95.
- Connolly, M. et Haeck, C. (2018). *Le lien entre la taille des classes et les compétences cognitives et non cognitives*. Rapport technique, CIRANO, No. 2018rp18.
- Connolly, M. et Haeck, C. (2022). Nonlinear class size effects on cognitive and noncognitive development of young children. *Journal of Labor Economics* (À venir).
- CPNCF et CSQ (2010). Entente nationale entre le comité patronal de négociation pour les commissions scolaires francophones (cpncf) et la centrale des syndicats du québec (csq) pour le compte des syndicats d'enseignantes et d'enseignants qu'elle représente, 2010 à 2015. Récupéré de [https://www.lafae.qc.ca/relation\\_travail/nationale/](https://www.lafae.qc.ca/relation_travail/nationale/).
- CPNCF et CSQ (2015). Entente nationale entre le comité patronal de négociation pour les commissions scolaires francophones (cpncf) et la centrale des syndicats du québec (csq) pour le compte des syndicats d'enseignantes et d'enseignants qu'elle représente, 2015 à 2020. Récupéré de [https://www.lafae.qc.ca/relation\\_travail/nationale/](https://www.lafae.qc.ca/relation_travail/nationale/).
- CPNCF et FAE (2021). Entente nationale entre le comité patronal de négociation pour les commissions scolaires francophones (cpncf) et la fédération autonome de l'enseignement (fae) pour le compte des syndicats d'enseignantes et d'enseignants qu'elle représente, 2020 à 2023. Récupéré de [https://www.lafae.qc.ca/relation\\_travail/nationale/](https://www.lafae.qc.ca/relation_travail/nationale/).

- Dee, T. S. et West, M. R. (2011). The non-cognitive returns to class size. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 33(1), 23–46.
- Ehrenberg, R. G., Brewer, D. J., Gamoran, A. et Willms, J. D. (2001). Class size and student achievement. *Psychological Science in the Public Interest*, 2(1), 1–30.
- Folger, J. (1989). Editor's introduction : Project star and class size policy. *Peabody Journal of Education*, 67(1), 1–16.
- Forget-Dubois, N., Lemelin, J.-P., Boivin, M., Séguin, J. R., Vitaro, F. et Tremblay, R. E. (2007). Predicting early school achievement with the edi : A longitudinal population-based study. *Early Education and Development*, 18(3), 405–426.
- Fredriksson, P., Öckert, B. et Oosterbeek, H. (2013). Long-term effects of class size, evidence from a maximum class size rule. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 832–868.
- Fredriksson, P., Öckert, B. et Oosterbeek, H. (2016). Parental responses to public investments in children, evidence from a maximum class size rule. *Journal of Human Resources*, 51(4), 832–868.
- Gamache, P., Hamel, D. et Blaser, C. (2019). L'indice de défavorisation matérielle et sociale : en bref. Accessible sur le site Web de l'INSPQ : [www.inspq.qc.ca/publications/2639](http://www.inspq.qc.ca/publications/2639).
- Gaudreault, F.-A. (2022). Données et code de répliation pour : Effet non linéaire de la taille des classes sur le développement cognitif et non cognitif de l'enfant - estimation avec les données de l'enquête québécoise sur le développement de l'enfant en maternelle de 2012 et 201. <https://doi.org/10.5683/SP3/SRVORF>.
- Gilraine, M., Macartney, H. et McMillan, R. (2018). *Education Reform in General Equilibrium : Evidence from California's Class Size Reduction*. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, No. 24191.
- Glass, G. V. et Smith, M. L. (1979). Meta-analysis of research on class size and achievement. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 1(1), 2–16.



- Gouvernement du Québec (2018). Le point sur la situation économique et financière du québec. *Bibliothèque et Archives nationales du Québec*.
- Gouvernement du Québec (2021). Le point sur la situation économique et financière du québec. *Bibliothèque et Archives nationales du Québec*.
- Haeck, C., Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2015). Canadian evidence on ten years of universal preschool policies : the good and the bad. *The Quarterly Journal of Economics*, 36, 137–157.
- Hanushek, E. A. (1998). *The Evidence on Class Size*. Rapport technique, *W. Allen Wallis Institute of Political Economy University of Rochester*, No 98(1).
- Hanushek, E. A. (2020). Chapter 13 - education production functions. In S. Bradley et C. Green (dir.), *The Economics of Education (Second Edition)* 161–170. Academic Press, (second edition éd.).
- Hattie, J. (2005). The paradox of reducing class size and improving learning outcomes. *International Journal of Educational Research*, 43(1), 387–425.
- Heckman, J. J., Stixrud, J. et Urzua, S. (2006). The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. *Journal of Labor Economics*, 2(3), 411–482.
- Hojo, M. (2013). Class-size effects in japanese schools : A spline regression approach. *Economics Letters*, 120(3), 583–587.
- Hoxby, C. M. (2000). The effects of class size on student achievement : New evidence from population variation. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 1239–1285.
- Institut de la Statistique du Québec (2013). Enquête québécoise sur le développement de l'enfant en maternelle, éditions 2011-2012.
- Institut de la Statistique du Québec (2018). Enquête québécoise sur le développement de l'enfant en maternelle, éditions 2016-2017.

Institut de la Statistique du Québec en collaboration avec l'institut national de santé publique du Québec (2013). Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du plan national de surveillance enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2012.

Institut de la Statistique du Québec en collaboration avec l'institut national de santé publique du Québec (2018). Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du plan national de surveillance enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017.

Jackson, E. et Page, M. E. (2013). Estimating the distributional effects of education reforms : A look at project star. *Economics of Education Review*, 32(C), 92–103.

Janus, M., Brinkman, S. A. et Duku, E. K. (2011). Validity and psychometric properties of the early development instrument in canada, australia, united states, and jamaica. *Social Indicators Research*, 103(2), 283–297.

Janus, M. et Offord, D. R. (2007). Development and psychometric properties of the early development instrument (edi) : A measure of children's school readiness. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 39(1), 1–22.

Jepsen, C. et Rivkin, S. (2009). Class size reduction and student achievement : The potential tradeoff between teacher quality and class size. *The Journal of Human Resources*, 44(1), 223–250.

Joliffe, I. (2002). *Principal Component Analysis*. Springer-Verlag, New York, (2 éd.).

Krueger, A. B. (1999). Experimental estimates of education production functions. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 497–532.

Krueger, A. B. (2002). Understanding the magnitude and effect of class size on student achievement. Mishel, L. et Rothstein, R. (Éditeurs), *The Class Size Debate*, 7-35. Washington, D.C. : Economic Policy Institute.

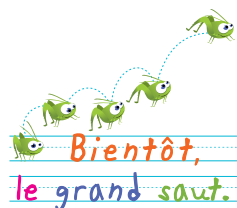
- Krueger, A. B. et Whitmore, D. M. (2000). *The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-Test Tacking and Middle School Test Results : Evidence from Project Star*. Rapport technique, *National Bureau of Economic Research*, No. 7656.
- Laurin, I., Guay, D., Fournier, M., Blanchard, D. et Bigras, N. (2018). Quelle est l'association entre les caractéristiques résidentielles et du quartier et le développement de l'enfant à la maternelle? *Canadian Journal of Public Health*, 109(1), 35–42.
- Lavigne, J., Ouellette, R. et Demers, P. (2015). Indicateurs de l'éducation. Ministère de l'Éducation, de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche (MEESR).
- Lazear, E. P. (2001). Educational production. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(3), 777–803.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design : A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698–714.
- McKee, G. J., Rivkin, S. G. et Sims, K. R. (2010). *Disruption, Achievement and the Heterogeneous Benefits of Smaller Classes*. Rapport technique, *National Bureau of Economic Research*, No. 15812.
- Ministère de la Famille avec la collaboration du ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport et du ministère de la Santé et des Services sociaux (2014). Favoriser le développement global des jeunes enfants au québec : une vision partagée pour des interventions concertées. *Ministère de la Famille*, 29 p.
- Ministère de l'éducation du loisir et des sports (2012). Règles budgétaires pour l'année scolaire 2012-2013 - Commission scolaire - Document complémentaire - Méthode de calcul des paramètres d'allocation. Gouvernement du Québec, 98 pages.
- Ministère de l'éducation du loisir et des sports (2016). Règles budgétaires pour l'année scolaire 2016-2017 - Commission scolaire - Document complémentaire - Méthode de calcul des paramètres d'allocation. Gouvernement du Québec, 84 pages.

- Nye, B., Hedges, L. V. et Konstantopoulos, S. (2000a). Do the disadvantaged benefit more from small classes? evidence from the tennessee class size experiment. *American Journal of Education*, 109(1), 1–26.
- Nye, B., Hedges, L. V. et Konstantopoulos, S. (2000b). The effects of small classes on academic achievement : The results of the tennessee class size experiment. *American Educational Research Journal*, 37(1), 123–151.
- Nye, B., Hedges, L. V. et Konstantopoulos, S. (2004). Do minorities experience larger lasting benefits from small classes? *The Journal of Educational Research*, 98(2), 94–100.
- N’Zué, K. A., Major, C. et Vézina, N. (2015). Statistique de l’éducation, Éducation préscolaire, enseignement primaire et secondaire, Édition 2015. *Ministère de l’Éducation, de l’Enseignement Supérieur et de la Recherche (MEESR)*. ISBN 978-2-550-74852-6.
- Piketty, T. et Valdenaire, M. (2006). L’impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles, collèges et lycées français : Estimations à partir du panel primaire 1997 et du panel secondaire 1995. *Paris : Les Dossiers de l’Education Nationale du Ministère de l’éducation nationale, No. 1*.
- Schanzenbach, D. W. (2006). What have researchers learned from project star? *Brookings Papers on Education Policy*, 1(9), 205–228.
- Schrag, P. (2006). Policy from the hip : Class-size reduction in california. *Brookings Papers on Education Policy*, (9), 229–243.
- Simard, M., Lavoie, A. et Audet, N. (2018). Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017. *Québec, Québec : Institut de la statistique du Québec*.
- Simard, M., Tremblay, M.-E. et Audet, N. (2013). Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2012. *Québec, Québec : Institut de la statistique du Québec*.
- Stock, J. H., Wright, J. H. et Yogo, M. (2002). A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business Economic Statistics*, 20(4), 518–529.

- Todd, P. E. et Wolpin, K. I. (2003). On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, 113(485), F3–F33.
- Urquiola, M. et Verhoogen, E. (2009). Class-size caps, sorting, and the regression-discontinuity design. *The American Economic Review*, 99(1), 179–215.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2 éd.). Cambridge, Massachusetts : The MIT Press, 1064 pages.

## APPENDICE A

### QUESTIONNAIRE DE L'EQDEM 2017



## Instrument de mesure du développement de la petite enfance<sup>©</sup>

Enquête québécoise sur le développement  
des enfants à la maternelle 2017

#### Directives

Pour tout renseignement supplémentaire, communiquez avec Statistique Québec, au numéro sans frais 1 800 561-0213.

Remplir et retourner le questionnaire par la poste dans l'enveloppe préaffranchie.

Remplissez les cercles comme ● ou ⊗ et non ○



Avec la participation de:  
• Ministère de la Santé et des Services sociaux  
• Ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur  
• Ministère de la Famille



© Copyright, McMaster University, Hamilton, Ontario, Canada  
L'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE), développé par  
Dr. Magdalena Janus et al., est la propriété de l'Université McMaster (© 2000, McMaster University)



Si les informations de l'étiquette sont erronées, corrigez les questions 1, 2, 3 et 4.

**1. Code permanent :**

**2. Date de naissance de l'enfant :**

jour mois année

**3. Sexe :**

F  M

**4. Code postal :**

**5. Type de classe :** (voir Guide)

- Maternelle  
 Prématornelle/Maternelle  
 Prématornelle/Maternelle/1<sup>re</sup>  
 Maternelle/1<sup>re</sup>  
 Autre

**6. Date d'aujourd'hui :**

jour mois année

**7. Besoins spéciaux :** (voir Guide)

Oui  Non (passez à la question 9)

**8. Type de besoins spéciaux :** (voir Guide)

- Élève à risque  
 EHDAA (avec code)  
 Élève DAA (sans code)

**9. Le français est la langue seconde de l'enfant :** (voir Guide)

Oui  Non

**10. Classe d'immersion anglaise :**

Oui  Non

- Le parent refuse que l'enseignant complète le questionnaire de l'enfant.

Retournez ce questionnaire non rempli avec le coupon « Refus » et l'étiquette de l'enfant.

**11a. Autre langue d'immersion :**

Oui  Non

**11b. Classe d'accueil :**

Oui  Non

**12. Autochtone** (Premières Nations, Inuits ou Métis) :

Oui  Non  Ne sais pas

**13. Langue(s) maternelle(s) de l'enfant :**

(cochez toutes les cases qui s'appliquent)

Français

Anglais

Autre

Autre

Autre

(Veuillez vous référer à l'annexe 1 du Guide pour le code de chaque langue « autre ». Si vous ne trouvez pas le code approprié dans la liste, utilisez les codes de la série 700).

**14. Communique de manière adéquate dans sa langue maternelle :**

Oui  Non  Ne sais pas

**15. Situation de l'élève :** (voir Guide)

- Dans la classe depuis un mois ou plus  
 Dans la classe depuis moins d'un mois  
 Dans une autre classe de l'école  
 Pas dans l'école  
 A changé d'école  
 Scolarisé à la maison  
 Hospitalisé pour une longue période  
 A quitté le Québec  
 Décédé  
 Autre

Questionnaire terminé

**16. L'élève refait cette année scolaire :**

Oui  Non

## SECTION A – BIEN-ÊTRE PHYSIQUE

1. Environ combien de journées régulières (voir Guide) l'enfant s'est-il absenté de l'école depuis le début de l'année scolaire?

□□□, □□  
Nombre de jours d'absence

**Depuis le début de l'année scolaire, cet enfant est-il parfois (plus d'une fois) arrivé :**

	Oui ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
2. avec des vêtements ne convenant pas aux activités scolaires (trop légers, trop chauds, etc.)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
3. trop fatigué/malade pour faire son travail scolaire	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
4. en retard	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
5. sans avoir mangé à sa faim	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

**À votre avis, l'enfant :**

	Oui ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
6. est autonome en matière de propreté la plupart du temps	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
7. manifeste une préférence établie pour la main droite ou la main gauche	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
8. fait preuve de coordination (c.-à-d. se déplace sans se cogner ou trébucher sur des objets)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

**Comment évalueriez-vous les aspects suivants du développement de l'enfant :**

	Très bon/ bon ↓	Moyen ↓	Mauvais/ très mauvais ↓	Ne sais pas ↓
9. aptitude à tenir un stylo, des crayons de cire ou un pinceau	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
10. habileté à manipuler des objets	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
11. habileté à monter et à descendre des escaliers	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
12. niveau d'énergie au cours de la journée d'école	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
13. développement physique général	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>



## SECTION B – LANGAGE ET APTITUDES COGNITIVES

<b>Comment évalueriez-vous les aspects suivants du développement de l'enfant :</b>	Très bon/ bon ↓	Moyen ↓	Mauvais/ très mauvais ↓	Ne sais pas ↓
1. utilisation efficace du français parlé	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
2. capacité d'écoute en français	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
3. capacité de raconter une histoire	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
4. capacité de participer à un jeu faisant appel à l'imagination	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
5. capacité de communiquer ses propres besoins de manière compréhensible pour les adultes et ses pairs	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
6. capacité de comprendre ce qu'on lui dit du premier coup	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
7. capacité d'articuler clairement sans confondre les sons	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
<b>À votre avis, l'enfant :</b>		Oui ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
8. sait se servir d'un livre (ex. : tourner les pages)		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
9. manifeste de l'intérêt pour les livres (images et texte)		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
10. manifeste de l'intérêt pour la lecture (cherche à connaître le sens du texte)		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
11. est capable d'identifier au moins dix lettres de l'alphabet		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
12. est capable de relier des sons à des lettres		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
13. manifeste une conscience des rimes et des assonances		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
14. est capable de participer à des activités de lecture en groupe		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
15. est capable de lire des mots simples		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
16. est capable de lire des mots complexes		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
17. est capable de lire des phrases simples		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
18. essaie d'utiliser des outils d'écriture		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
19. comprend le sens de l'écriture (de gauche à droite, de haut en bas)		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
20. manifeste le désir d'écrire (pas seulement sous la direction de l'enseignant(e))		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
21. sait écrire son prénom en français		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
22. est capable d'écrire des mots simples		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

## SECTION B – LANGAGE ET APTITUDES COGNITIVES (suite)

<b>À votre avis, l'enfant :</b>	Oui ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
23. est capable d'écrire des phrases simples	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
24. se souvient facilement des choses	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
25. s'intéresse aux mathématiques	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
26. s'intéresse aux jeux de nombres	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
27. est capable de trier et de classer des objets selon une caractéristique commune (ex. : la forme, la couleur, la taille)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
28. est capable d'établir des correspondances simples (un seul élément)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
29. est capable de compter jusqu'à 20	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
30. reconnaît les nombres de 1 à 10	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
31. est capable de dire quel nombre est le plus grand des deux	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
32. est capable de reconnaître des formes géométriques (ex. : triangle, cercle, carré)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
33. comprend les notions de temps (ex. : aujourd'hui, l'été, le soir)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
34. manifeste des habiletés ou des talents particuliers en calcul	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
35. manifeste des habiletés ou des talents particuliers en lecture et en écriture	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
36. manifeste des habiletés ou des talents particuliers en arts plastiques	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
37. manifeste des habiletés ou des talents particuliers en musique	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
38. manifeste des habiletés ou des talents particuliers en athlétisme ou en danse	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
39. manifeste des habiletés ou des talents particuliers en résolution créative de problèmes	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
40. manifeste des habiletés ou des talents particuliers dans d'autres domaines	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Dans l'affirmative, veuillez préciser : _____			

## SECTION C – DÉVELOPPEMENT SOCIO-AFFECTIF

**Comment évalueriez-vous les aspects suivants du développement de l'enfant :**

	Très bon/ bon ↓	Moyen ↓	Mauvais/ très mauvais ↓	Ne sais pas ↓
1. développement socio-affectif général	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
2. capacité de s'entendre avec ses pairs	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

**Voici une liste d'énoncés qui décrivent certains sentiments et comportements des enfants. Pour chaque énoncé, veuillez cocher la case qui décrit le mieux l'enfant en ce moment lorsque c'est possible, sinon répondez selon vos observations depuis le début de l'année scolaire.**

**À votre avis, l'enfant :**

	Souvent/ très vrai ↓	Quelquefois/ assez vrai ↓	Jamais/ pas vrai ↓	Ne sais pas ↓
3. joue et coopère avec d'autres enfants, de façon appropriée à son âge	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
4. est capable de jouer avec plusieurs enfants	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
5. suit les règles et les directives	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
6. respecte la propriété des autres	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
7. fait preuve de maîtrise de soi	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
8. fait preuve de confiance en soi	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
9. respecte les adultes	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
10. respecte les autres enfants	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
11. accepte la responsabilité de ses actes	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
12. écoute attentivement	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
13. suit les consignes	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
14. termine ses travaux à temps	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
15. travaille de façon autonome	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
16. prend soin du matériel scolaire	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
17. travaille proprement et soigneusement	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
18. manifeste de la curiosité envers le monde qui l'entoure	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
19. est disposé à jouer avec un nouveau jouet	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
20. est disposé à participer à un nouveau jeu	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
21. manifeste un vif désir de jouer avec un nouveau livre ou de le lire	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>


## SECTION C – DÉVELOPPEMENT SOCIO-AFFECTIF (suite)

À votre avis, l'enfant :	Souvent/ très vrai ↓	Quelquefois/ assez vrai ↓	Jamais/ pas vrai ↓	Ne sais pas ↓
22. est capable de résoudre lui-même les problèmes de tous les jours	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
23. est capable de suivre des consignes comprenant une seule étape	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
24. est capable de suivre les routines de la classe sans qu'on les lui rappelle	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
25. est capable de s'adapter aux changements de routines	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
26. répond à des questions qui nécessitent une connaissance du monde qui l'entoure (ex. : les feuilles tombent en automne, la pomme est un fruit, les chiens aboient)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
27. fait preuve de tolérance envers quelqu'un qui a commis une erreur (ex. : si un enfant donne la mauvaise réponse à une question posée par l'enseignant(e))	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
28. essaie d'aider quelqu'un qui s'est blessé	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
29. offre d'aider à nettoyer le gâchis d'un autre	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
30. tente d'arrêter une querelle ou une dispute	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
31. offre d'aider ceux qui ont de la difficulté à accomplir une tâche	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
32. console un enfant qui pleure ou qui est bouleversé	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
33. aide spontanément à ramasser des objets qu'un autre enfant a laissé tomber (ex. : des crayons, des livres)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
34. invite ceux qui regardent à participer au jeu	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
35. vient en aide aux enfants qui ne se sentent pas bien	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
36. a de la peine quand sa mère ou son père le quitte	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
37. se bagarre	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
38. use d'intimidation ou fait preuve de méchanceté à l'égard des autres	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
39. mord ou frappe les autres enfants ou les adultes, ou leur donne des coups de pied	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
40. prend ce qui ne lui appartient pas	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
41. s'amuse du malaise des autres enfants	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
42. ne peut pas rester en place, est agité	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
43. est facilement distrait, a de la difficulté à poursuivre une activité quelconque	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
44. remue sans cesse	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
45. est désobéissant	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

## SECTION C – DÉVELOPPEMENT SOCIO-AFFECTIF (suite)

À votre avis, l'enfant :	Souvent/ très vrai ↓	Quelquefois/ assez vrai ↓	Jamais/ pas vrai ↓	Ne sais pas ↓
46. fait des crises de colère	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
47. est impulsif, agit sans réfléchir	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
48. a de la difficulté à attendre son tour dans un jeu ou en groupe	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
49. a de la difficulté à s'engager dans une activité pour quelques instants	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
50. n'est pas attentif	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
51. semble malheureux, triste ou déprimé	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
52. manifeste de la peur ou de l'anxiété	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
53. semble inquiet	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
54. pleure beaucoup	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
55. est nerveux ou très tendu	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
56. est incapable de prendre des décisions	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
57. est timide	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
58. suce son pouce/doigt	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

## SECTION D – PRÉOCCUPATIONS PARTICULIÈRES

1. L'élève a-t-il un problème qui influence sa capacité de fonctionner dans une salle de classe régulière? (Selon les renseignements fournis par les parents ou le tuteur, un diagnostic médical ou vos observations en tant qu'enseignant(e)).
- |  |                                   |   |
|--|-----------------------------------|---|
| Oui<br>↓<br><input type="radio"/>  | Non<br>↓<br><input type="radio"/> | Ne sais pas<br>↓<br><input type="radio"/> |
| <br>si votre réponse est « non » ou « ne sais pas »,<br>passez à la question 5a |                                   |   |

2. Si votre réponse à la question 1 ci-dessus est « oui », veuillez cocher toutes les cases qui s'appliquent. Appuyez-vous sur vos observations en tant qu'enseignant(e), sur un diagnostic médical ou sur les renseignements fournis par les parents ou le tuteur ou les deux si cela s'applique.

	Oui Observations de l'enseignant(e) ↓	Oui Renseignements des parents/tuteurs ou diagnostic médical ↓		Oui Observations de l'enseignant(e) ↓	Oui Renseignements des parents/tuteurs ou diagnostic médical ↓
a. incapacité physique	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	g. problème de comportement	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
b. déficience visuelle	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	h. milieu familial/ problèmes à domicile	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
c. déficience auditive	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	i. problème de santé chronique	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
d. trouble de la parole et du langage	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	j. besoin de soins dentaires	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
e. difficulté d'apprentissage	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	k. autre(s)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
f. problème affectif	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	précisez : _____		

3. Si l'enfant a déjà reçu un/des diagnostic(s) ou une/des identification(s) par un médecin ou un psychologue, veuillez l'indiquer. (Veuillez vous référer au Guide pour les codes de diagnostics.)
- Codes :
- Si « Autre » (code 33), veuillez préciser : \_\_\_\_\_

- |   |                                   |                                   |   |
|---|-----------------------------------|-----------------------------------|---|
|   | Oui<br>↓<br><input type="radio"/> | Non<br>↓<br><input type="radio"/> | Ne sais pas<br>↓<br><input type="radio"/> |
| 4. Est-ce que l'enfant reçoit de l'aide ou un soutien particulier à l'école? (ex. : aide-enseignant(e), matériel spécialisé ou autre) | <input type="radio"/>             | <input type="radio"/>             | <input type="radio"/>                     |
| 5 a. L'enfant fait-il présentement l'objet d'une évaluation?  | <input type="radio"/>             | <input type="radio"/>             | <input type="radio"/>                     |
| b. Est-ce que l'enfant est présentement sur une liste d'attente pour une évaluation?  | <input type="radio"/>             | <input type="radio"/>             | <input type="radio"/>                     |
| c. Est-ce que vous croyez que cet enfant devrait recevoir une évaluation?   | <input type="radio"/>             | <input type="radio"/>             | <input type="radio"/>                     |

## SECTION E – RENSEIGNEMENTS SUPPLÉMENTAIRES

L'enfant:	Oui ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
1. A fréquenté régulièrement un service de garde avant d'entrer à la maternelle	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
2 a. A fréquenté une classe de maternelle 4 ans à plein temps dans une école publique	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
b. A fréquenté une classe de maternelle 4 ans à temps partiel dans une école publique	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
c. A participé au programme Passe-Partout à 4 ans dans une école publique	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
3 a. Lieu de naissance de l'enfant:	Québec ↓ <input type="radio"/>	Canada hors Québec ↓ <input type="radio"/>	Autre pays ↓ <input type="radio"/>
b. Si l'enfant est né à l'extérieur du Canada, il vit au Canada depuis:	Moins de 2 ans ↓ <input type="radio"/>	2 ans ou plus ↓ <input type="radio"/>	Ne sais pas ↓ <input type="radio"/>
4. Depuis le début de l'année scolaire, cet enfant a-t-il reçu les services d'un professionnel non enseignant à l'école?	Oui ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
a. Infirmière	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
b. Orthophoniste	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
c. Psychoéducateur	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
d. Travailleur social	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
e. Psychologue	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
f. Orthopédagogue	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
g. Hygiéniste dentaire	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
h. Ergothérapeute	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
i. Autres	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Veillez préciser : _____			

	Oui ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
5. Depuis le début de l'année scolaire, est-ce qu'un parent ou un tuteur de l'enfant a participé à une des rencontres de parents en groupe ?	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

---

	Oui, une fois ↓	Oui, plus d'une fois ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
6. Depuis le début de l'année scolaire, avez-vous eu un ou des contact(s) individuel(s) avec un parent ou un tuteur de l'enfant, que ce soit par courriel, par téléphone ou en personne ?	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

---

	Oui ↓	Non ↓	Ne sais pas ↓
7. Selon vous, est-ce qu'un des parents de l'enfant ou son tuteur est en mesure de comprendre lorsque vous communiquez avec lui (verbalement ou par écrit) ?	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

---

Tous droits réservés



Si vous avez des observations à propos de l'enfant et de son aptitude à apprendre à l'école veuillez les indiquer ci-dessous :

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

---

## Merci de votre collaboration

Passez à l'élève suivant

Mettre tous les questionnaires, la liste du groupe, les coupons de refus du parent dans l'enveloppe et retournez le tout à l'Institut de la statistique du Québec.

## APPENDICE B

### SUITE DES ANALYSES PAR COMPOSANTES PRINCIPALES

#### B.0.1 Développement cognitif

Le graphique B.1 présente les facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour les questions 8 à 33 de la section B du questionnaire, qui permettent de construire le score de développement cognitif. Les questions en lien avec la lecture sont identifiées par un cercle, alors que les questions en lien avec les mathématiques sont identifiées avec un diamant. Le triangle identifie une seule question qui concerne la mémoire de l'enfant (question 24). Cette question semble corrélée avec les questions des deux sous-catégories et il n'est pas évident, *a priori*, que la mémoire soit particulièrement liée avec les mathématiques ou avec la lecture, alors cette question ne sera pas incluse dans les sous-scores de développement.

La première composante principale (axe des x), qui explique 26,77 % de la variance dans les questions liées au développement cognitif, est créée à partir d'un vecteur de poids qui comporte peu de variation. La question 8 (l'enfant sait se servir d'un livre) a un poids beaucoup plus faible que les autres questions, soit 0,0664, contre 0,1966 en moyenne pour les autres questions. C'est aussi le cas dans la seconde composante principale, alors que cette question a un poids de -0,0666, contre une moyenne en valeur absolue de 0,1581 pour les autres. Ceci provient de la variation limitée dans l'échantillon, puisque la grande majorité des enfants en maternelle savent se servir d'un livre. Pour les autres questions, les scores sont compris entre 0,13 et 0,24. Aucune question ne se démarque par une portion significativement plus élevée de la variance que les autres. Dans la seconde composante principale (axe des y), une bonne

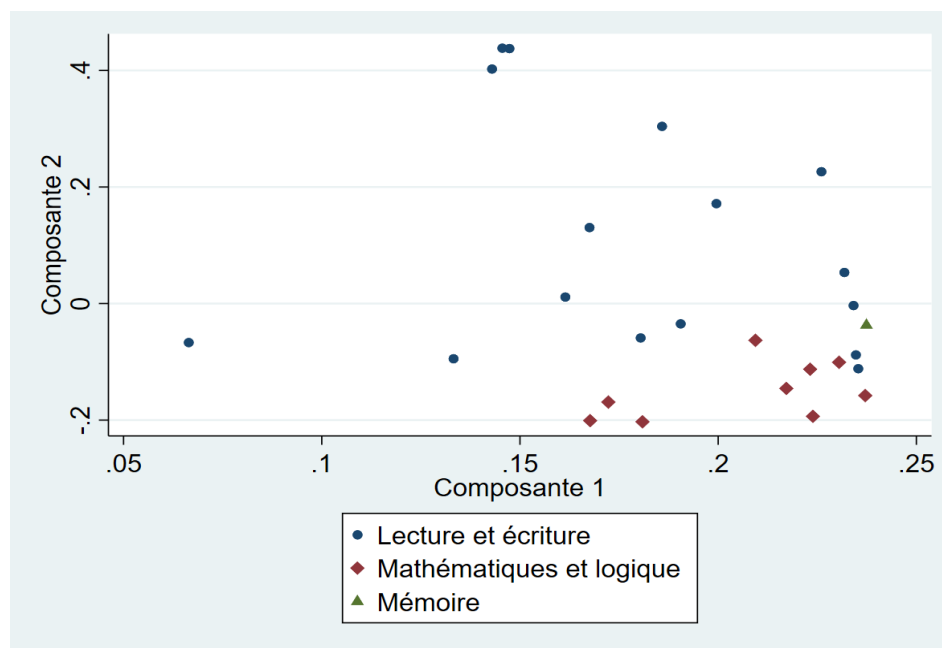


Figure B.1 : Facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour les questions liées au développement cognitif

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Ce graphique est créé à partir de la PCA des questions qui permettent de construire le score de développement cognitif (QB8 à QB23) avec les données de l'EQDEM 2012 et l'EQDEM 2017 mises en commun. Les poids associés à chaque variable dans les vecteurs de chargement des deux premières composantes principales sont présentés sur les axes. La première composante explique 26,77 % de la variance totale et la seconde 7,2 %.

partie des questions 8 à 23, qui portent sur les compétences en lecture et en écriture, ont des coefficients positifs ou faibles et négatifs, alors que les coefficients sont en général négatifs et plus forts pour les questions 25 à 33, qui portent sur les compétences en mathématiques<sup>1</sup>. La figure B.1 montre un regroupement des questions liées aux mathématiques et à la logique dans la même portion du graphique. En plus d'étudier l'effet général sur le développement cognitif, il semble que cette analyse confirme la pertinence d'étudier les scores de développement cognitif en lecture et en mathématiques tel que réalisé par Connolly et Haeck (2022).

1. Ce n'est pas le cas pour l'ensemble des questions, mais une analyse est effectuée en second lieu pour regrouper des questions similaires dans les sous-scores de développement créés.

Tableau B.1 : Facteurs de chargement - Questions portant sur le développement cognitif

Question	Composante 1	Composante 2	Composante 3
QB8	0,0664	-0,0666	0,1229
QB9	0,1614	0,0115	0,4180
QB10	0,2318	0,0537	0,3492
QB11	0,2353	0,1115	-0,2162
QB12	0,2347	-0,0878	-0,1644
QB13	0,2341	-0,0031	-0,0728
QB14	0,1905	-0,0345	0,1672
QB15	0,2260	0,2266	-0,1231
QB16	0,1455	0,4386	-0,2023
QB17	0,1473	0,4379	-0,2015
QB18	0,1675	0,1307	0,2971
QB19	0,1804	-0,0587	0,0250
QB20	0,1995	0,1718	0,2664
QB21	0,1332	-0,0944	-0,0410
QB22	0,1858	0,3044	-0,0218
QB23	0,1429	0,4028	-0,0710
QB24	0,2374	-0,0373	0,0129
QB25	0,2305	-0,1007	0,2642
QB26	0,2232	-0,1127	0,2587
QB27	0,1677	-0,2009	-0,0374
QB28	0,1809	-0,2029	-0,0678
QB29	0,2172	-0,1456	-0,2154
QB30	0,2239	-0,1935	-0,2617
QB31	0,2371	-0,1579	-0,1894
QB32	0,1723	-0,1690	-0,1456
QB33	0,2094	-0,0630	-0,0506
Variance expliquée	26,80%	7,20%	5,60%

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les facteurs de chargement créés par PCA des questions liées au développement cognitif sont présentés. La variance expliquée correspond à la portion de la variance totale dans l'échantillon contenue dans chacune des composantes principales. Les résultats pondérés sont présentés.

## B.0.2 Habiletés en communication

La section B du questionnaire contient aussi les questions qui permettent de construire le score pour les habiletés en communication de l'enfant. Le score d'habiletés en communication est construit à partir de seulement huit questions. La matrice de chargement sera donc directement analysée dans cette section, plutôt que d'étudier le graphique de chargement comme pour les autres scores. Elle est présentée dans le tableau B.2. Aucune question ne semble expliquer une portion significativement plus élevée de la variance, comme observé par la faible variance des poids dans le premier vecteur de chargement, alors que la première

composante principale explique une très forte portion de la variance totale dans l'échantillon, soit 60,96 %. Il est moins clair qu'une sous-catégorie de score ressorte ici, en particulier puisque la seconde composante principale explique une portion relativement faible de la variance par rapport à la première (9,20 %). Aucune sous-catégorie de score des habiletés en communication ne sera étudiée dans ce mémoire, car les composantes principales ne font pas ressortir des sous-catégories claires.

Tableau B.2 : Facteurs de chargement - Questions portant sur les habiletés en communication

Questions	Composante 1	Composante 2	Composante 3
QB1	0,3789	-0,4030	-0,0512
QB2	0,3421	0,2461	-0,5349
QB3	0,3905	0,0093	0,1841
QB4	0,3134	0,3377	0,7191
QB5	0,3709	-0,2523	0,1149
QB6	0,3553	0,3170	-0,3827
QB7	0,3486	-0,5641	-0,0183
QC26	0,3216	0,4249	0,0151
Variance expliquée	60,96%	9,20%	7,91%

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les facteurs de chargement créés par PCA des questions liées aux habiletés en communication sont présentés. La variance expliquée correspond à la portion de la variance totale dans l'échantillon expliquée dans chacune des composantes. Les résultats pondérés sont présentés.

### B.0.3 Compétences sociales

La figure B.2 présente le graphique de chargement pour les deux premières composantes des questions qui composent le score de compétences sociales (questions 1 à 25 et 27 de la section C). Les questions portant sur la relation avec les autres et le respect sont identifiées avec des cercles, les questions portant sur l'autonomie et la curiosité avec des diamants et la question portant sur le développement socioémotionnel général est identifiée avec un triangle. Ces regroupements découlent de l'analyse des composantes principales qui suit. Dans la première composante principale (axe des x), qui explique 42,6 % de la variance totale,

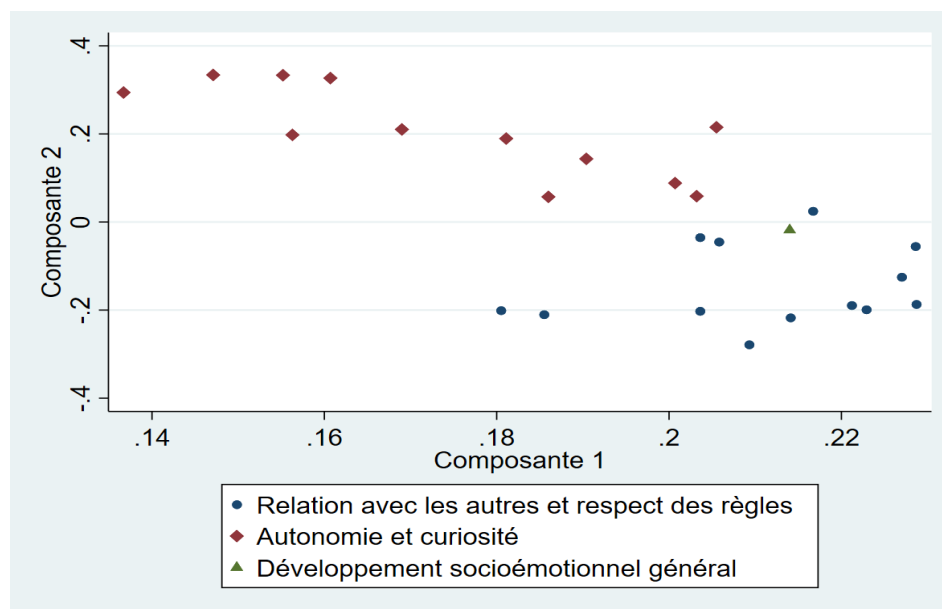


Figure B.2 : Facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour les questions liées aux compétences sociales

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Ce graphique est créé à partir de la PCA des questions qui permettent de construire le score de compétences sociales (QC1 à QC25 et QC27) avec les données de l'EQDEM 2012 et l'EQDEM 2017 mises en commun. Les poids associés à chaque variable dans les vecteurs de chargement de la première et de la seconde composantes principales sont présentés sur les axes. La première composante explique 42,6 % de la variance totale et la seconde 9,9 %. Les résultats pondérés sont présentés.

les poids sont assez bien équilibrés. Les trois questions avec les poids les plus faibles dans la première composante ont des poids très élevés dans la seconde, donc elles ont tout de même de l'importance dans l'explication de la variance totale. Les poids plus faibles et très similaires proviennent de la forte corrélation entre ces trois questions, en particulier entre les questions 19 et 20, qui pourraient probablement être combinées en une seule question<sup>2</sup>. La seconde composante principale (axe des y), qui compose 9,9 % de la variance, semble diviser les questions en deux sous-catégories, soit les questions qui concernent comment l'enfant

2. Ce sont les questions QC19 (l'enfant est disposé à jouer avec un nouveau jouet), QC20 (l'enfant est disposé à jouer à un nouveau jeu) et QC21 (l'enfant manifeste un vif désir de jouer avec un livre) du questionnaire. Les poids sont disponibles dans l'annexe B.

agit avec les autres et respecte les normes et les règlements dans le groupe, qui ont en général des poids négatifs, ainsi que les questions qui concernent l'autonomie et la curiosité, qui ont en général des poids positifs. Le graphique montre en effet une division assez claire entre les questions de ces deux sous-catégories. Les estimations des principaux modèles seront aussi effectuées sur les scores créés à partir de ces deux sous-ensembles de questions. La question 1, portant sur le développement socioaffectif général, est exclue des sous-scores.

Tableau B.3 : Facteurs de chargement - Questions portant sur les compétences sociales

Questions	Composante 1	Composante 2	Composante 3
QC1	0,2140	-0,0183	0,1741
QC2	0,2229	-0,1989	0,1952
QC3	0,2270	-0,1250	0,2222
QC4	0,2036	-0,0351	0,2675
QC5	0,2287	-0,1868	-0,0757
QC6	0,2141	-0,2173	0,0242
QC7	0,2212	-0,1893	0,0167
QC8	0,1563	0,1979	0,0836
QC9	0,1855	-0,2101	0,0466
QC10	0,2093	-0,2785	0,1127
QC11	0,2036	-0,2024	0,0755
QC12	0,2167	0,0247	-0,2287
QC13	0,2286	-0,0553	-0,2239
QC14	0,1690	0,2103	-0,3021
QC15	0,2055	0,2151	-0,2801
QC16	0,2058	-0,0451	-0,1833
QC17	0,1860	0,0571	-0,2385
QC18	0,1607	0,3268	0,1243
QC19	0,1471	0,3340	0,3538
QC20	0,1552	0,3334	0,3476
QC21	0,1367	0,2941	0,1543
QC22	0,1904	0,1434	-0,0089
QC23	0,1811	0,1895	-0,1962
QC24	0,2032	0,0587	-0,2588
QC25	0,2007	0,0884	-0,1114
QC27	0,1805	-0,2009	0,1035
Variance expliquée	42,60%	9,93%	5,70%

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les facteurs de chargement créés par PCA des questions liées aux compétences sociales sont présentés. La variance expliquée correspond à la portion de la variance totale dans l'échantillon contenue dans chacune des composantes principales. Les résultats pondérés sont présentés.

#### B.0.4 Maturité émotionnelle

La figure B.3 présente le graphique de chargement des deux premières composantes principales des questions qui permettent de construire le score de maturité émotionnelle de l'enfant (questions 28 à 57 de la section C du questionnaire). Les questions portant sur l'entraide et l'empathie sont identifiées avec des cercles, les questions sur la santé psychologique avec des diamants et les questions portant sur les comportements nuisibles sont identifiées avec des triangles. Ces regroupements découlent de l'analyse des composantes principales qui suit. Les facteurs de chargement varient plus fortement dans la première composante principale en comparaison avec les autres scores, tel qu'observé par la forte étendue de l'axe des  $x$  sur le graphique. Les questions semblent divisées en trois catégories avec la seconde et la troisième composante principale<sup>3</sup>. En effet, les questions 28 à 35 de la partie C, qui portent sur l'entraide et l'empathie de l'enfant, ont en général des scores positifs dans la seconde composante principale et proche de zéro dans la troisième. Les questions 37 à 50, qui portent sur les comportements nuisibles de l'enfant comme l'agitation, la désobéissance et les bagarres, ont en général des scores négatifs et assez forts dans la seconde composante principale et négatifs et plus proche de zéro dans la troisième. Finalement, les questions 36 et 51 à 57, qui portent sur la santé psychologique de l'enfant, par exemple la timidité, la tristesse et l'inquiétude, ont en général des facteurs proches de zéro dans la seconde composante principale et forts et positifs dans la troisième. Le pourcentage de la variance expliquée par la troisième composante principale relativement aux deux premières (la troisième composante principale explique 10,03 % de la variance contre 29,43 % pour la première) permet de conclure que les questions de santé psychologique sont importantes pour expliquer la variabilité entre les enfants malgré les poids assez faibles dans les deux premières composantes principales. Ceci permet aussi de conclure qu'ici, les questions qui ont des poids très faibles dans les première et seconde composantes principales, comme les questions 36 et 57 de la section C du questionnaire, soit les deux diamants à l'extrême gauche du graphique, ont un poids assez fort dans la troisième composante, donc elles ont de l'importance dans l'explication de la variabilité entre les enfants.

---

3. Les poids pour la troisième composante principale sont présentés dans le tableau B.4 de l'annexe B.



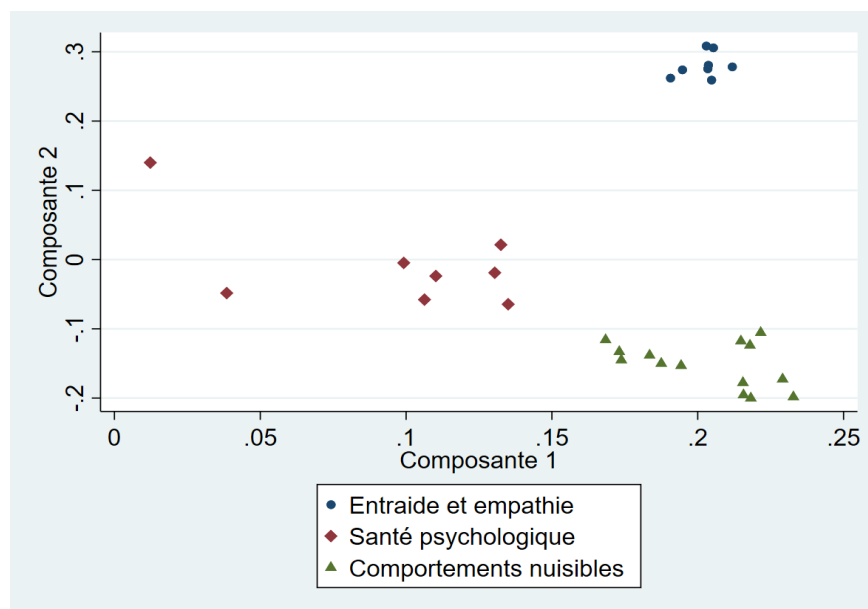


Figure B.3 : Facteurs de chargement des deux premières composantes principales pour les questions liées à la maturité émotionnelle

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Ce graphique est créé à partir de la PCA des questions qui permettent de construire le score de maturité émotionnelle (QC28 à QC57) avec les données de l'EQDEM 2012 et l'EQDEM 2017 mises en commun. Les poids associés à chaque variable dans les vecteurs de chargement de la première et de la seconde composantes principales sont présentés sur les axes. La première composante explique 29,4 % de la variance totale et la seconde explique 14,5 %. Les résultats pondérés sont présentés.

Ainsi, dans la figure B.3, les questions de ces trois sous-catégories semblent bien divisées dans des sections du graphique. L'effet de la taille des classes sur les trois sous-mesures de développement ainsi créées sera donc aussi estimé dans ce mémoire.

#### B.0.5 Développement composite

Tableau B.4 : Facteurs de chargement - Questions portant sur la maturité affective

Questions	Composante 1	Composante 2	Composante 3
QC28	0,2034	0,2757	-0,0655
QC29	0,2036	0,2809	-0,0727
QC30	0,1947	0,2742	-0,0355
QC31	0,2118	0,2785	-0,0249
QC32	0,2029	0,3086	-0,0653
QC33	0,2047	0,2594	-0,0706
QC34	0,1906	0,2623	-0,0288
QC35	0,2053	0,3060	-0,0620
QC36	0,0385	-0,0484	0,2642
QC37	0,1875	-0,1500	-0,1037
QC38	0,1835	-0,1382	-0,1166
QC39	0,1943	-0,1531	-0,0867
QC40	0,1738	-0,1450	-0,0777
QC41	0,1684	-0,1159	-0,1102
QC42	0,2182	-0,2001	-0,0847
QC43	0,2179	-0,1238	0,0093
QC44	0,2157	-0,1955	-0,0698
QC45	0,2291	-0,1726	-0,1019
QC46	0,1731	-0,1330	0,0288
QC47	0,2328	-0,1984	-0,0854
QC48	0,2155	-0,1778	-0,0828
QC49	0,2148	-0,1177	0,0396
QC50	0,2216	-0,1055	0,0046
QC51	0,1304	-0,0190	0,2930
QC52	0,1102	-0,0237	0,4181
QC53	0,0992	-0,0048	0,4365
QC54	0,1063	-0,0578	0,2780
QC55	0,1350	-0,0645	0,3305
QC56	0,1325	0,0214	0,2896
QC57	0,0123	0,1400	0,3069
Variance expliquée	29,43%	14,53%	10,03%

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les facteurs de chargement créés par PCA des questions liées à la maturité émotionnelle sont présentés. La variance expliquée correspond à la portion de la variance totale dans l'échantillon contenue dans chacune des composantes principales. Les résultats pondérés sont présentés.

Tableau B.5 : Facteurs de chargement - Toutes les questions

Questions	Composantes			Questions	Composantes		
	1	2	3		1	2	3
QB1	0,0968	0,1478	-0,0424	QC13	0,1509	-0,0838	-0,0628
QB2	0,1272	0,0880	-0,0711	QC14	0,1201	0,0439	-0,0517
QB3	0,1189	0,1668	-0,0157	QC15	0,1478	0,0572	-0,0775
QB4	0,1049	0,1343	0,0343	QC16	0,1308	-0,0868	-0,0567
QB5	0,1114	0,1352	-0,0184	QC17	0,1250	-0,0267	-0,0547
QB6	0,1322	0,1239	-0,0693	QC18	0,1269	0,1263	0,0263
QB7	0,0934	0,1312	-0,0499	QC19	0,1004	0,0688	0,0386
QB8	0,0302	0,0251	-0,0239	QC20	0,1081	0,0701	0,0351
QB9	0,0727	0,0710	0,0001	QC21	0,1091	0,0976	0,0683
QB10	0,1031	0,1158	0,0025	QC22	0,1376	0,0368	0,0169
QB11	0,0831	0,1212	-0,0702	QC23	0,1272	0,0516	-0,0691
QB12	0,0865	0,1275	-0,0625	QC24	0,1342	-0,0364	-0,0624
QB13	0,0931	0,1391	-0,0384	QC25	0,1330	-0,0182	-0,0426
QB14	0,0857	0,0954	-0,0426	QC26	0,1275	0,1514	-0,0307
QB15	0,0818	0,1230	-0,0356	QC27	0,1118	-0,1397	0,0418
QB16	0,0529	0,0780	-0,0119	QC28	0,1020	-0,0072	0,3174
QB17	0,0537	0,0766	0,0016	QC29	0,0982	-0,0099	0,3239
QB18	0,0738	0,0708	-0,0093	QC30	0,0983	0,0118	0,3035
QB19	0,0735	0,0872	-0,0529	QC31	0,1169	0,0368	0,2931
QB20	0,0991	0,0821	0,0350	QC32	0,0963	0,0010	0,3492
QB21	0,0545	0,0547	-0,0552	QC33	0,1015	-0,0177	0,3036
QB22	0,0694	0,0894	-0,0416	QC34	0,0993	0,0103	0,2922
QB23	0,0543	0,0637	-0,0357	QC35	0,0996	0,0063	0,3425
QB24	0,1105	0,1323	-0,0660	QC36	0,0242	0,0105	-0,0423
QB25	0,0898	0,1201	-0,0303	QC37	0,0931	-0,1576	-0,0291
QB26	0,0878	0,1158	-0,0165	QC38	0,0877	-0,1847	-0,0019
QB27	0,063	0,0922	-0,0539	QC39	0,0986	-0,1558	-0,0315
QB28	0,0676	0,0979	-0,0638	QC40	0,0948	-0,1382	-0,0504
QB29	0,0790	0,1225	-0,0701	QC41	0,0777	-0,164	0,0090
QB30	0,0765	0,1163	-0,087	QC42	0,1155	-0,1435	-0,1009
QB31	0,0867	0,1290	-0,0735	QC43	0,1406	-0,0341	-0,0961
QB32	0,0616	0,0930	-0,0581	QC44	0,1164	-0,1301	-0,1051
QB33	0,0919	0,1190	-0,0552	QC45	0,1208	-0,1838	-0,0484
QC1	0,1456	-0,0418	0,0071	QC46	0,0895	-0,1352	-0,0311
QC2	0,1403	-0,1362	0,0036	QC47	0,1237	-0,1770	-0,0778
QC3	0,1438	-0,0981	0,0206	QC48	0,1152	-0,1691	-0,0669
QC4	0,1318	-0,0526	0,0492	QC49	0,1372	-0,0448	-0,0794
QC5	0,1434	-0,1460	-0,0378	QC50	0,1442	-0,0327	-0,0800
QC6	0,1298	-0,1543	-0,0304	QC51	0,0789	-0,0010	0,0099
QC7	0,1383	-0,1506	-0,0326	QC52	0,0632	0,0155	-0,0047
QC8	0,1163	0,0745	0,0210	QC53	0,0593	0,0361	0,0025
QC9	0,1102	-0,1554	-0,0172	QC54	0,0604	-0,0249	-0,0239
QC10	0,1247	-0,1809	0,0022	QC55	0,0722	-0,0282	-0,0199
QC11	0,1266	-0,1404	0,0099	QC56	0,0972	0,0789	-0,0034
QC12	0,1521	-0,0378	-0,0621	QC57	0,0188	0,1422	0,0827

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les facteurs de chargement des trois premières composantes principales des questions liées au développement composite de l'enfant sont présentés dans le tableau. La première composante explique 25,2 % de la variance totale, la seconde explique 8,5 % et la troisième explique 5,1 %. Les résultats pondérés sont présentés.

## APPENDICE C

### RÉSULTATS PAR RDD

Dans cette annexe, les principaux résultats avec la méthode RDD décrite dans la section 4.5 de la méthodologie et utilisée par Connolly et Haeck (2022) sont présentés. L'intérêt premier ici est de tenter de tester l'hypothèse de non-linéarité de l'effet. À cause des éléments discutés dans la section 5.1.2, seulement deux points de discontinuités sont utilisés.

La création des variables pour les régressions sur discontinuités pour l'édition 2017 de l'enquête, discutée dans la section 5.2.2, est présenté dans la figure C.1.

Le tableau C.1 présente les résultats de cette méthode, estimée avec les équations 4.13 et 4.14. Le panel A utilise toutes les données des deux enquêtes et le panel B les données après le rejet des niveaux d'inscriptions qui permettent le non-respect de la règle administrative d'une unité. Les données sont ici empilées. Après le rejet autour du seuil, le risque de regroupement autour du seuil est moins élevé que dans le panel A, quoi que non rejeté par le test de Cattaneo *et al.* (2018).

En général, la taille de l'effet est similaire, quoi que légèrement plus faible, avec cette méthode dans le segment 1 à celle estimée par VI. Les effets unitaires estimés dans le segment 1 sont entre -0,001 et -0,011. Après rejet autour du seuil, l'effet marginal estimé devient légèrement plus fort, soit entre -0,007 et -0,015, toujours statistiquement différent de zéro à un seuil de confiance 99 %. Dans les segments 2 et plus, l'effet n'est pas toujours négatif, en particulier avant le rejet autour du seuil. Ce problème est probablement causé par le non-respect de la règle dans les segments 2 et plus qui cause des problèmes dans l'estimation de la taille du saut.

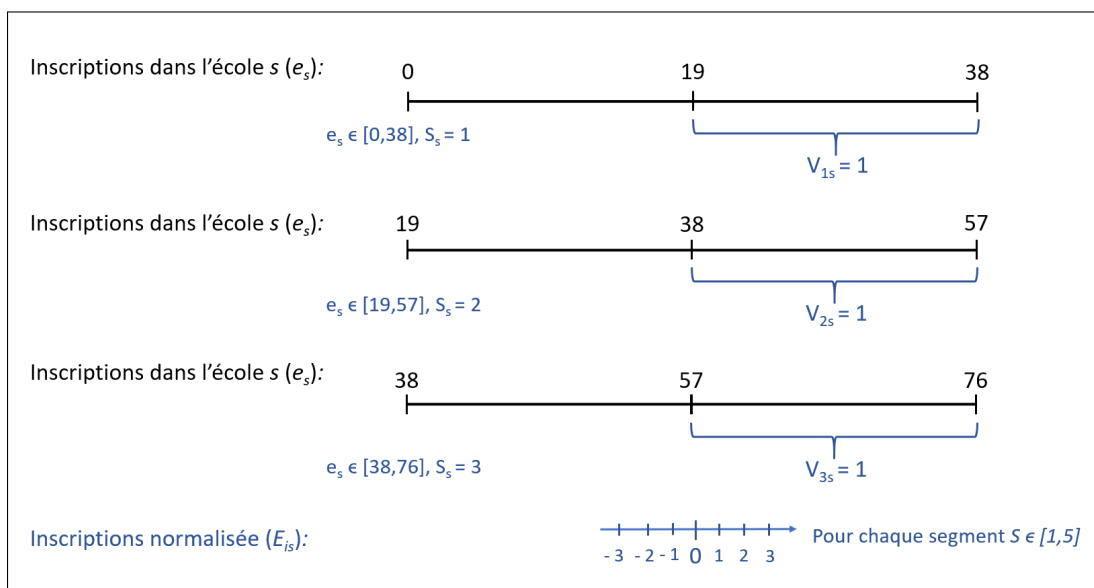


Figure C.1 : Création des variables pour le modèle RDD en 2017

Après le rejet autour des seuils, les estimations sont en général négatives dans les segments 2 et plus. La valeur  $p$  est le résultat d'un test d'égalité des deux coefficients. L'égalité de ces coefficients signifie que l'effet marginal est le même pour de petits et de grands sauts, donc que l'effet de la taille des classes est linéaire. Cette hypothèse est rejetée pour le développement cognitif et le développement composite, mais pas pour les mesures de développement non cognitif.

Comme discuté dans différentes sections de ce mémoire, cette méthode risque d'être biaisée si les commissions scolaires regroupent les enfants dans les écoles pour éviter de dépasser le seuil réglementaire et ainsi réduire le nombre de classes totales et si cette assignation n'est pas faite de manière aléatoire. Il a été démontré dans le texte qu'il y a effectivement une discontinuité dans le nombre d'écoles de chaque côté du seuil. Ceci est problématique si les enfants et les écoles observés sont différents de chaque côté du seuil réglementaire.

Dans le tableau C.2, la première colonne présente les coefficients de certaines variables de contrôles sélectionnées dans la régression de la colonne 1 du panel A du tableau C.1. Dans la seconde colonne, le coefficient de la variable dichotomique de dépassement de seuil est

Tableau C.1 : Régression sur discontinuités avec non-linéarité

	Dév. cognitif	Comp. sociales	Maturité émotionnelle	Habilités en comm.	Dév. composite
Panel A : données empilées					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Taille de classe - segment 1	-0,011*** (0,002)	-0,007*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,007*** (0,002)
Taille de classe - segment 2 +	0,012*** (0,004)	-0,003 (0,004)	-0,001 (0,004)	0,001 (0,004)	0,002 (0,004)
N	229 868	230 444	229 085	230 386	228 445
valeur p	0,0000	0,3041	0,9145	0,1393	0,0126
Panel B : données empilées - rejet autour des seuils					
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Taille de classe - segment 1	-0,015*** (0,002)	-0,013*** (0,002)	-0,007*** (0,003)	-0,007*** (0,002)	-0,012*** (0,002)
Taille de classe - segment 2 +	-0,004 (0,005)	-0,011*** (0,005)	-0,009*** (0,005)	-0,002 (0,005)	-0,006*** (0,005)
N	175 015	175 417	174 387	175 363	173 931
valeur p	0,0000	0,5234	0,5177	0,1166	0,0350

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau du segment sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . Les régressions sont contrôlées pour les variables liées à l'enfant, pour celles liées à son école et pour l'année d'enquête. La valeur p est celle du test d'égalité entre les coefficients de la taille des classes de le segment 1 et dans les autres segments. Les résultats pondérés sont présentés.

présenté dans une régression séparée expliquant chaque variable étudiée à partir des variables liées au niveau d'inscriptions ( $E_s, V_s, E_s * V_s, seg_i$ ). Parmi les variables étudiées, seulement deux semblent affectées par le dépassement du seuil. Premièrement, les enfants pour qui l'enseignement est dans la langue seconde semblent plus propices d'être dans une classe qui dépasse le seuil réglementaire, avec un coefficient estimé de 0,042 statistiquement différent de zéro à un seuil de 5 %. Deuxièmement, les enfants qui ont effectué le service de garde sont légèrement plus propices à être dans une école qui dépasse le seuil, mais le coefficient est plus faible (0,029) et n'est statistiquement différent de zéro qu'à un seuil de 10 %. Le tableau C.2 semble indiquer que les risques de biais dans les estimations sont tout de même limités puisque

les coefficients sont assez faibles et en général non statistiquement différents de zéro. C'est donc particulièrement le problème dans la différence de taille des sauts observés qui causent un problème pour l'utilisation de la méthode RDD de Connolly et Haeck (2022).

Tableau C.2 : Test de distribution des principales variables de contrôles autour des seuils de sauts de la taille des classes.

	Coefficients	Seuil ( $V_s = 1$ )
Enseignement langue seconde	-0,152*** (0,007)	0,042** (0,011)
Cinquième quintile de dép. mat.	-0,045*** (0,007)	-0,013 (0,024)
Premier quintile de dép. mat.	0,068*** (0,007)	-0,013 (0,030)
Maternelle 4 ans	0,078*** (0,005)	-0,034 (0,048)
Service de garde	0,045*** (0,010)	0,029* (0,013)
Problème santé	-0,256*** (0,009)	-0,002 (0,005)
École de quartier défavorisé	-0,035*** (0,005)	0,039 (0,037)
N	223 309	223 309

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau du segment sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . La première colonne présente les coefficients des variables de contrôles sélectionnés dans la régression de référence par RDD. Pour la seconde colonne, chaque rangée représente une régression séparée, dans laquelle la variable en questions est régressée sur les inscriptions normalisées, les segments, la variable dichotomique indiquant si la taille des classes se retrouve au-dessus du seuil réglementaire. Le coefficient de la variable dichotomique de seuil est présenté. Ainsi, un coefficient significatif dans la seconde colonne signifie que les enfants de chaque côté du seuil sont significativement différents de chaque côté du seuil. « dép. mat » signifie la déprivation matérielle de l'enfant. Les résultats pondérés sont présentés.

Tableau C.3 : Hétérogénéité de l'effet - régressions sur discontinuités

	Référence	Prématornelle		Déprivation matérielle	
	(1)	- 50 % (2)	+ 50 % (3)	Q1-Q4 (4)	Q5
<b>Développement cognitif</b>					
Taille de classe - segment 1	-0,011*** (0,002)	-0,010*** (0,003)	-0,026*** (0,005)	-0,009*** (0,003)	-0,015*** (0,005)
Taille de classe - segment 2	0,012*** (0,004)	0,005* (0,003)	-0,008 (0,007)	0,010 (0,005)	-0,006 (0,012)
N	229 868	194 729	35 139	185 072	38 864
<b>Compétence sociale</b>					
Taille de classe - segment 1	-0,007*** (0,002)	-0,009*** (0,003)	-0,026*** (0,005)	-0,002 (0,003)	-0,022*** (0,005)
Taille de classe - segment 2	-0,003 (0,004)	-0,008*** (0,003)	-0,029*** (0,007)	0,004 (0,005)	-0,026** (0,011)
N	230 444	195 248	35 196	185 555	38 953
<b>Maturité affective</b>					
Taille de classe - segment 1	-0,001 (0,002)	-0,005* (0,003)	-0,013** (0,005)	0,001 (0,003)	-0,010** (0,005)
Taille de classe - segment 2	-0,001 (0,004)	-0,006** (0,003)	-0,017** (0,008)	0,003 (0,005)	-0,015 (0,011)
N	229 085	194 085	35 000	184 474	38 717
<b>Habilités en communication</b>					
Taille de classe - segment 1	-0,004** (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,021*** (0,004)	-0,001 (0,003)	-0,017*** (0,004)
Taille de classe - segment 2	0,001 (0,004)	0,003 (0,003)	-0,037*** (0,007)	0,004 (0,005)	-0,023** (0,011)
N	230 386	195 190	35 196	185 507	38 942
<b>Développement composite</b>					
Taille de classe - segment 1	-0,007*** (0,002)	-0,008*** (0,003)	-0,026*** (0,004)	-0,003 (0,002)	-0,019*** (0,005)
Taille de classe - segment 2	0,002 (0,004)	-0,002 (0,003)	-0,028*** (0,007)	0,005 (0,004)	-0,020* (0,011)
N	228 445	193 504	34 941	183 943	38 617

Source : Les statistiques sont calculées à partir des données de l'EQDEM 2012 et 2017.

Note : Les écarts-types groupés au niveau du segment sont présentés entre parenthèses. La significativité est dénotée par les astérisques : \*\*\* pour  $p < 0,01$ , \*\* pour  $p < 0,05$  et \* pour  $p < 0,1$ . Les résultats pondérés sont présentés.



Le tableau C.3 présente l'hétérogénéité de ces résultats pour les enfants défavorisés et les autres enfants. Des effets en général plus forts sont observés dans les milieux défavorisés, mais dans la majorité des estimations, il ne semble pas y avoir de différences entre les segments 1 et 2.

Cette méthode étant l'objectif principal de ce mémoire, il était important d'y consacrer une courte section. Par contre, les risques que ces estimations soient biaisées étant plus forts, ces résultats ne sont pas aussi fiables que ceux présentés dans le corps du texte.