

# LA CONTRIBUTION DE L'ÉCOLE PRIVÉE AU QUÉBEC À LA LITTÉRATIE ET À LA NUMÉRATIE DES 15 ANS : UNE ANALYSE PAR EFFETS DE TRAITEMENT

Pierre Lefebvre

Volume 94, Number 2, June 2018

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1067933ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1067933ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Lefebvre, P. (2018). LA CONTRIBUTION DE L'ÉCOLE PRIVÉE AU QUÉBEC À LA LITTÉRATIE ET À LA NUMÉRATIE DES 15 ANS : UNE ANALYSE PAR EFFETS DE TRAITEMENT. *L'Actualité économique*, 94(2), 123–174. <https://doi.org/10.7202/1067933ar>

Article abstract

Québec's students at the secondary level have always been considered as a relatively performing group on the basis of their mean scores in international skills tests (reading, math, sciences) such as PISA. It is less known that students' performance in private schools, where a significant proportion are enrolled at the secondary level, raise substantially the reported mean scores. Nonetheless, a school with high standardized scores may be an institution where students come from a much-advantaged background or are selected on the basis of their abilities or social class. The impact of non-randomness for the estimation of a treatment effect poses analytical challenges like bias related to selection, causality, or recruitment that must be reduced or neutralize. We use student-level micro data from five (2000, 2003, 2006, 2009, 2012) Programme for International Student Assessment (PISA) and four type of treatment assignment estimators to estimate the impact of private schools on student performance in test scores. The analysis also conducts a falsification exercise with Ontarians students as a control group relative to Québec's students in the private or public sector. Results suggest that the large minority of students attending private schools at the secondary level largely explains the higher PISA scores of Québec over the years, as well the scores in the public schools (due to external effects from school competition). According to the more conservative treatment effects, private schools add approximately one year of study in reading and math scores. Results highlight the major importance of increased "knowledge capital" by private schools, that is higher proficiency scales in cognitive skills.

## LA CONTRIBUTION DE L'ÉCOLE PRIVÉE AU QUÉBEC À LA LITTÉRATIE ET À LA NUMÉRATIE DES 15 ANS : UNE ANALYSE PAR EFFETS DE TRAITEMENT\*

Pierre LEFEBVRE

*Sciences économiques et Groupe de recherche sur le capital humain*

*ESG-UQAM*

*lefebvre.pierre@uqam.ca*

RÉSUMÉ – Les élèves québécois au niveau secondaire sont considérés comme relativement performants sur la base de la moyenne générale obtenue aux tests internationaux (mathématiques, lecture, sciences) PISA. Cependant, il est peu connu que les scores des élèves du secteur privé, fortement présents à l'école secondaire, augmentent considérablement les moyennes rapportées. Néanmoins, une école avec des scores élevés à des tests standardisés peut être une école où les étudiants viennent de milieux très avantagés ou encore sont sélectionnés sur la base de leurs aptitudes ou classe sociale. L'impact de la non randomisation sur l'estimation d'un effet de traitement pose des défis analytiques comme les biais de sélection, de causalité ou de recrutement qu'il faut réduire et neutraliser. Sur la base des cinq enquêtes PISA (2000, 2003, 2006, 2009, 2012), quatre types d'estimateur économétrique d'appariement pour évaluer l'effet causal de traitement de l'école privée sont calculés. L'analyse conduit aussi à un exercice de falsification avec tous les élèves ontariens comme groupe non traité relativement aux élèves québécois en secondaire IV du secteur public ou du secteur privé. Les résultats suggèrent que la minorité importante des élèves qui fréquentent l'école privée au secondaire explique en partie la performance supérieure

---

\*Cette recherche a été soutenue par une subvention d'équipe du Fonds québécois de recherche sur la société et la culture (FQRSC). Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche. L'enquête PISA conduite par Statistique Canada contient des informations anonymes produites pour les ministères de l'éducation des provinces canadiennes et l'OCDE. Les idées exprimées dans ce texte sont celles de l'auteur et non celles des partenaires financiers du CIQSS ou du FQRSC. L'auteur remercie les participants au colloque de la SCSE (Montréal, UQAM, mai 2015), de Paris 1 Panthéon-Sorbonne (octobre 2015), Marie Connolly et François Pannequin pour leurs commentaires, Philip Merrigan pour avoir attiré son attention sur l'appariement par balancement entropique, deux arbitres anonymes pour leurs critiques et suggestions sur la forme et le fond ainsi que l'éditeur Bruce Shearer.

du Québec aux tests PISA, tant dans les écoles privées que publiques (par effet de concurrence). Selon les estimés plus conservateurs, l'école privée ajoute approximativement une année d'études en termes des scores de lecture et mathématiques. De façon plus importante, pour le développement du capital humain, les résultats soutiennent l'existence d'un effet causal important de l'école privée sur les niveaux (hiérarchie) mesurés des compétences par PISA.

**ABSTRACT** – Québec's students at the secondary level have always been considered as a relatively performing group on the basis of their mean scores in international skills tests (reading, math, sciences) such as PISA. It is less known that students' performance in private schools, where a significant proportion are enrolled at the secondary level, raise substantially the reported mean scores. Nonetheless, a school with high standardized scores may be an institution where students come from a much-advantaged background or are selected on the basis of their abilities or social class. The impact of non-randomness for the estimation of a treatment effect poses analytical challenges like bias related to selection, causality, or recruitment that must be reduced or neutralize. We use student-level micro data from five (2000, 2003, 2006, 2009, 2012) Programme for International Student Assessment (PISA) and four type of treatment assignment estimators to estimate the impact of private schools on student performance in test scores. The analysis also conducts a falsification exercise with Ontarians students as a control group relative to Québec's students in the private or public sector. Results suggest that the large minority of students attending private schools at the secondary level largely explains the higher PISA scores of Québec over the years, as well the scores in the public schools (due to external effects from school competition). According to the more conservative treatment effects, private schools add approximately one year of study in reading and math scores. Results highlight the major importance of increased "knowledge capital" by private schools, that is higher proficiency scales in cognitive skills.

## INTRODUCTION

La recherche empirique récente en économie de l'éducation indique que les mesures classiques de la réussite éducative (p. ex. nombre années d'études, diplômes) ne peuvent pas capter totalement les effets déclencheurs du capital humain sur la croissance économique et ses effets sur les résultats des personnes sur le marché du travail. La recherche montre que les mesures concrètes des acquis académiques et des compétences cognitives avec les résultats éducatifs sont fortement corrélées avec les résultats tels que l'emploi, les revenus de travail et la distribution du revenu (Hanushek et Woessmann, 2015a,b, 2008). L'argument s'exprime simplement en disant que la croissance économique de long terme est de manière écrasante fonction du capital de connaissance d'une nation.

De plus, plusieurs études soulignent le rôle spécifique des compétences mathématiques dans le succès socioéconomique des adultes (Ingram et Neumann, 2006; Murnane *et al.*, 2000; Rose et Betts, 2004). Les évidences empiriques suggèrent que les compétences mathématiques ont des effets durables et persistants (Murnane *et al.*, 1995).

Il n'est donc pas étonnant que les pays de l'OCDE investissent une part importante de leur PIB en éducation. Il est aussi clair que la production de niveaux

d'éducation de qualité, susceptibles de produire une main-d'œuvre productive qui soutient et provoque de la croissance, demande des ressources monétaires. Or, sur plusieurs décennies, de multiples études (Betts, 2001; Hanushek, 2003, 2002; Hoxby, 2003) ont régulièrement mis en lumière le résultat qu'il n'y a pas de relation étroite entre le niveau des dépenses publiques et les résultats des étudiants, et qu'il faut se tourner vers d'autres mécanismes ou facteurs importants de la production des compétences chez les élèves, tout en se préoccupant des disparités de résultats entre ces derniers selon leur classe socioéconomique.

Par exemple, plusieurs chercheurs (Dearden *et al.*, 2002; Hanushek et Rivkin, 2010; Rivkin *et al.*, 2005; Chetty *et al.*, 2014b,a; Hanushek, 2011) montrent que la qualité des professeurs et des directeurs d'école peut être liée aux scores obtenus par les élèves à des tests, de telle sorte que de meilleurs professeurs ont des effets significatifs sur la réussite des étudiants, mais aussi sur des résultats sociaux de long terme.

Ces dernières années, les gouvernements des pays riches ont aussi porté plus d'attention à l'organisation du système scolaire, sa gouvernance, les types d'écoles, leur financement (OCDE, 2013, 2012, 2011, 2010a). Les chercheurs en économie et en sciences sociales ont eux aussi porté plus d'attention aux caractéristiques organisationnelles des écoles (Hanushek *et al.*, 2013; Hanushek et Woessmann, 2011; Figlio et Loeb, 2011) et l'importance de ce qui est enseigné et comment se fait l'enseignement (Haeck *et al.*, 2014; Bulle, 2011). Certains changements organisationnels des pays riches sont venus avec cette intention des pouvoirs publics de favoriser la concurrence et l'amélioration de la qualité et des résultats des élèves (Hoxby, 2000, 2012; Böhlmark et Lindahl, 2015) : écoles totalement subventionnées « à charte » (« *chartered school* ») aux États-Unis; écoles « indépendantes » ou privées ou religieuses ou libres (subventionnées) en Suède et aux Pays-Bas; académies/fondations avec subventions publiques en Angleterre (Eyles et Machin, 2015a,b); et selon les pays une grande diversité d'écoles dites privées avec subventions publiques (p. ex. France).

Au Québec, depuis très longtemps, il y a reconnaissance de la coexistence de deux secteurs d'enseignement (public et privé) avec financement public des établissements privés et différentes balises imposées par le gouvernement, dont un plafond sur les frais de scolarité exigibles pour les écoles subventionnées. L'école privée, avec sa forte progression de la fréquentation au cours des dernières années (voir tableau 1), n'est pas sans soulever des oppositions accentuées devant les difficultés financières récentes de l'État<sup>1</sup>. Presque tous conviennent que l'élève type scolarisé dans l'enseignement privé réussit mieux au plan académique et éducatif que son homologue dans l'enseignement public (illustré par les statistiques administratives du ministère de l'Éducation sur les taux d'obtention du diplôme

---

1. La Commission de révision permanente des programmes (2015) a cru bon d'examiner les coûts et financements des écoles privées et de simuler ce qui se produirait si la subvention du gouvernement du Québec était réduite ou supprimée. Le coût net d'une suppression totale pourrait atteindre 500 millions de dollars si tous les élèves passaient au secteur public.

d'études secondaires et les taux de passage et de diplomation aux études post-secondaires (Lapierre *et al.*, 2016). Selon ces critiques, cet « avantage » lié à la scolarisation privée s'explique par des « privilèges » de financement et conduit à des effets négatifs sur les autres élèves du public et pour la société.

D'une part, on avance que l'enseignement privé favorise la ségrégation des élèves et renforce les inégalités dans l'éducation parce qu'il est payant. Il disposerait de ressources financières plus importantes (voir la section 5) et aurait donc les moyens d'attirer et de recruter les meilleurs élèves (les plus avantagés socialement) et enseignants (les plus motivés). D'autre part, on est convaincu, sans avoir d'évidences empiriques robustes, qu'un système scolaire qui offre des choix (écoles privées, écoles publiques dites internationales ou avec un volet spécifique), va forcément nuire à ceux qui restent à l'école publique en attirant les meilleurs élèves vers ces écoles. Dit simplement, c'est l'idée de l'existence d'un effet d'écramage qui accroît le degré d'hétérogénéité entre les écoles, conduit à la hausse des taux de fréquentation des étudiants doués et l'importance de pairs également talentueux (motivés, privilégiés, etc.) dans la réussite scolaire. Ce sont des effets non seulement extrêmement difficiles à identifier, même avec des données pertinentes sur les élèves et les types d'écoles, mais les effets mesurés sont minimes (Altonji *et al.*, 2015, 2005; Figlio et Stone, 2001; Cardak et Vecci, 2013).

Néanmoins, l'OCDE, qui mène régulièrement le Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) depuis 2000 pour mesurer par des tests les compétences (en lecture, mathématiques et sciences) des élèves de 15 ans, apporte indirectement des éléments appuyant en partie ces critiques. En s'appuyant sur les résultats aux scores standardisés ainsi que sur les caractéristiques des élèves et de leurs parents (informations fournies par l'élève) et des caractéristiques de l'école du jeune (réponses aux questions par le directeur), l'OCDE a conduit plusieurs analyses statistiques pour identifier les facteurs associés à la performance des élèves selon le type d'école fréquenté (OCDE, 2013, 2012, 2010a).

Parmi les facteurs favorables, mais mineurs, les résultats identifient l'environnement concurrentiel entre les écoles, l'autonomie des écoles et des professeurs, le climat disciplinaire de l'école, les ressources (subventions et frais exigés par les écoles dites indépendantes), l'état des relations entre élèves et professeurs, les ressources matérielles et la pénurie de professeurs qualifiés dans les domaines avec des tests.

Selon la comparaison des élèves socialement avantagés des écoles non publiques avec leurs homologues du secteur public, l'étude la plus récente (OCDE, 2012) avance que la différence moyenne des scores bruts (p. ex. 30 points en lecture) pour les pays retenus qui ont un secteur privé important se réduit des trois quarts. Selon l'OCDE, l'avantage du « privé » découle en grande partie de groupes d'élèves avantagés au plan socioéconomique. L'étude de l'OCDE utilise un indice de statut socioéconomique (SSE) qui lui est propre, qualifié d'économique, de social et de culturel (cet indice est discutable, voir la section suivante). En appliquant cet indicateur, les différences importantes entre les scores ne sont plus statistique-

ment significatives. En d'autres mots, comme dans d'autres études sur les résultats PISA, la « performance » des écoles privées serait corrélée avec le SSE supérieur des élèves. Avec des élèves ayant des SSE comparables, il devient difficile pour les parents de dire quelles écoles offrent la meilleure formation possible à leur enfant. L'étude de l'OCDE prétend que, si les écoles publiques avaient des groupes comparables d'élèves, elles produiraient des bénéfices (selon les scores) semblables à ceux des écoles privées. Mais les parents n'en seraient pas conscients. Il pourrait s'ensuivre que l'école privée n'aurait pas pour effet de rehausser le niveau général du système scolaire d'un pays.

Cette étude essaie de répondre empiriquement à plusieurs questions soulevées indirectement par ces recherches. Est-ce que les élèves du Québec qui font la transition vers l'école privée au début du secondaire font mieux en termes des compétences cognitives que leurs pairs de l'école publique ? Est-ce un effet de traitement de l'école ? Est-ce que le statut SSE des élèves explique les disparités de performance ?

La section 1 présente les informations de base essentielles pour l'analyse : les enquêtes PISA de l'OCDE, les scores des élèves selon le type d'écoles, les échelles des compétences et différents indicateurs disponibles de statut socioéconomique des élèves (de leurs parents). La section 2 identifie quatre méthodes économétriques retenues pour calculer des effets de traitement. La section 3 rappelle les analyses internationales similaires réalisées avec les données PISA et décrit les échantillons et les variables utilisées. La section 4 décrit les résultats d'estimation obtenus ainsi que ceux d'un exercice de falsification où les élèves ontariens constituent un groupe placebo par rapport aux élèves du Québec. Elle analyse aussi les différents niveaux de compétences atteints par les élèves selon le secteur d'études. La section 5 propose interprétations, constats et enseignement de politique de l'analyse, suivie d'une courte conclusion.

## 1. SCORES AUX TESTS PISA, ÉCHELLES DES COMPÉTENCES ET STATUT SOCIOÉCONOMIQUE

Selon les données PISA, pour les seuls pays membres de l'OCDE, environ 15 % des élèves fréquentent un établissement privé, dont la gestion est assurée par des organismes non gouvernementaux (associations confessionnelles, syndicats, entreprises commerciales ou toute autre entité privée). Or, le Canada, un pays utilisé dans quelques études sur le secteur privé, est décrit comme ayant 7 % d'élèves au privé. Cependant, toutes les provinces participent à l'enquête PISA depuis son début en 2000. Le tableau 2 présente pour le Québec et le reste du Canada (RduC) les proportions des élèves par secteur d'études pour chacun de cinq PISA. Au Québec, il y a une hausse importante du nombre d'élèves de 15 ans (qui ont passé le test) fréquentant le secteur privé, de 15,7 % en 2000 à 22 % en 2012. C'est massivement à la fin du primaire que les parents décident de faire passer leur enfant au privé en secondaire I. Dans les autres provinces, la proportion des élèves qui fréquente une école secondaire privée est faible, 4 % en 2012, sans doute

aussi parce que la plupart des provinces ne subventionnent pas les écoles privées (sauf en Colombie-Britannique, en Saskatchewan et au Manitoba où la proportion au secteur privé est respectivement de 10 %, 5 % et 6 %). Le Québec apparaît donc comme un laboratoire de qualité, avec 5 enquêtes PISA, pour analyser les effets des écoles privées, d'autant plus les différences de scores entre les types d'école ne sont pas rendues publiques, sauf une fois dans le document d'analyse de Statistique Canada (2001).

### 1.1 Scores

Le PISA est une enquête triennale conduite depuis 2000 pour mesurer les compétences des élèves de 15 ans dans trois domaines (lecture, mathématiques et sciences). Dans chaque pays participant, selon les directives de l'OCDE, au moins 150 écoles doivent être sélectionnées avec une probabilité proportionnelle à la taille, et 35 élèves doivent être sélectionnés au hasard à l'intérieur de l'école (ou tous les élèves de 15 ans s'ils sont moins de 35). Au Canada, comme la sélection se veut représentative des provinces et des différents systèmes scolaires, un très grand nombre d'écoles et d'élèves sont sélectionnés (plus de 25 000 élèves). Les taux moyens de réponse dans la plupart des pays sont élevés (en moyenne 90 %, ce qui est supérieur aux deux taux exigés, de 85 % pour les écoles et de 80 % pour les élèves). Au Québec, les taux de réponse ont été relativement plus faibles aux enquêtes de 2009 et 2012 (légèrement sous la barre des 80 %). Selon une analyse de la non-participation des élèves faite par ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport du Québec, le consortium a jugé la qualité des données du Québec suffisante pour les inclure (Statistique Canada, 2010; CMEC, 2013).

Les participants doivent passer un test de deux heures qui mesure leurs compétences cognitives dans un domaine principal. En 2000 et 2009, les questions examinaient les aptitudes en lecture; en 2003 et 2012, le domaine principal était les mathématiques et en 2006, les sciences. Puis, suivent des tests plus courts (une heure) qui portent sur les autres domaines considérés comme secondaires selon l'année. En 2000, contrairement aux autres années, ce ne sont pas tous les élèves qui ont répondu aux questions portant sur les mathématiques et les sciences. Après le test de lecture, environ 50 % des élèves ont été choisis aléatoirement pour le test de mathématiques ou de science. Toutes les questions de chaque test sont conçues dans un esprit de comparabilité internationale. Les réponses sont résumées par les organisateurs de l'enquête en utilisant un modèle de réponse-item qui produit cinq valeurs plausibles. Il y a cinq estimés de la compétence réelle en lecture, mathématiques ou sciences de l'élève de 15 ans. Les estimations des effets de traitement présentées plus bas sont soit la première valeur plausible (considérée par l'OCDE comme représentative de la population) ou une estimation avec les cinq valeurs<sup>2</sup>. La valeur plausible « synthèse » a une valeur approximativement de 500 points pour les pays de l'OCDE où les élèves ont pris le test avec un écart-type de 100.

---

2. Les résultats avec cinq estimations et les poids de réplique (« *bootstrap* ») sont tout à fait similaires (dans ce cas les écarts-types sont plus élevés et représentatifs, mais sans conséquence sur le niveau et le seuil de fiabilité statistique des coefficients estimés).

Pour faciliter l'interprétation des scores, les analystes-statisticiens de l'enquête avancent qu'une différence de 30 à 40 points est équivalente à environ une année d'étude supplémentaire (OCDE, 2010b, p. 157).

Le tableau 2 présente les scores moyens par enquête PISA et les différences privé-public par année et selon le test, de même que le nombre d'étudiants qui ont passé les tests au Québec et dans le RduC, et les taux de réponses des élèves. Les différences – privé versus public – varient de 30 à 72 points selon l'année et le test. Pour toutes les années, en moyenne, environ 8 % des élèves du public sont en secondaire I ou II. À ces niveaux d'études au privé, il y a environ 1 % des élèves (voir le tableau A1 de l'annexe statistique). Une fois tous ces élèves exclus, la différence moyenne des scores entre les secteurs est d'environ 50 points (lecture, mathématiques et science) chaque année. C'est en sciences que les écarts sont moins marqués. Par rapport aux scores du RduC (tous les élèves sans distinction de secteur), les scores des élèves du public au Québec ne sont pas très différents de leurs homologues des autres provinces. Des estimateurs non paramétriques (densité par noyau), présentés aux graphiques en annexe, des scores en lecture et en mathématiques (domaines principaux) pour les élèves des écoles privées et publiques au Québec, montrent des caractéristiques distributives plus désirables pour le privé : scores moyens plus élevés, mode plus élevé, moins d'étalement des scores aux tests et moins d'élèves avec des scores très faibles. Le tableau A2 présente les scores moyens des élèves des écoles privées et publiques du Québec avec ceux de quelques pays (régions) asiatiques, européens et des élèves de quelques provinces considérées comme en haut du classement au Canada.

## 1.2 Échelles des compétences

En plus de la compilation des scores individuels aux tests, PISA a aussi adopté une approche pour présenter des estimés généraux pour l'ensemble de chaque population basés sur les échantillons d'élèves. Elle consiste à développer des indicateurs métriques de la progression des compétences (OCDE, 2014). La gradation numérique quantifie la variable mesurée (p. ex. score en mathématiques) sur une échelle numérique où le niveau atteint décrit les compétences acquises. Ces échelles sont qualifiées d'*échelles des compétences* plutôt que d'*échelles de performance* parce qu'elles rapportent ce que les élèves connaissent et peuvent accomplir pour chacun des niveaux plutôt que ce qu'ils ont actuellement fait lors du test. Comme on sélectionne un échantillon d'élèves de 15 ans par pays (par province au Canada), leurs résultats peuvent être aussi analysés en divisant l'échelle des scores en plusieurs niveaux de connaissances et compétences pour estimer l'échelle des compétences de la population d'un pays.

Les scores moyens et la répartition en pourcentage des élèves au Québec par secteur d'études et en Ontario selon ces échelles de compétences (seuils construits par PISA) sont présentées aux tableaux 3.1 (lecture) et 3.2 (mathématiques), de même que le scores plancher de chaque échelle. Les échelles ont été conçues pour le domaine principal et sont donc rapportées pour les années 2000 et 2009



(lecture), 2003 et 2012 (mathématiques). Les échelles sont ici qualifiées par un seul mot, alors que PISA (OCDE, 2014) décrit plus longuement les compétences associées à chaque échelle. PISA considère qu'il faut minimalement le niveau 2 pour qu'un jeune de 15 ans soit aujourd'hui fonctionnel dans la vie ordinaire (voir l'annexe statistique pour la description de deux niveaux de compétences – 2 et 5). Les pourcentages des élèves au Québec selon leur niveau de compétences sont calculés ici sous la condition d'être en secondaire III ou IV. La dernière colonne présente les mêmes informations pour tous les élèves ontariens (entre 97-98 pourcent d'entre eux selon l'année sont au secteur public et aux mêmes niveaux d'études). On constate qu'une proportion très importante (entre 20-30 pourcent) des élèves du secteur public tant au Québec qu'en Ontario n'ont que les compétences de base ou moins dans les deux domaines (lecture, mathématiques). La proportion des élèves du Québec au privé avec des niveaux élevés (5 et 6) dépasse de beaucoup la proportion des élèves du secteur public au Québec et en Ontario. Ce constat suggère que l'école privée québécoise pourrait avoir un effet potentiel important sur les compétences (l'effet est plus mitigé pour la lecture) qui ne peut s'expliquer uniquement par les caractéristiques familiales, comme les avantages de la classe socioéconomique, car en Ontario, les proportions des familles à SSE supérieur sont plus élevées (enquêtes annuelles canadiennes sur le revenu et les niveaux d'éducation des familles et leurs enfants dépendants).

### 1.3 *Statut socioéconomique*

Il y a plusieurs façons d'utiliser les données recueillies par PISA pour catégoriser les enfants selon le degré d'avantages ou de désavantages de leur famille. Les économistes privilégient et utilisent beaucoup le niveau d'éducation de chacun des parents ou l'éducation parentale maximale (parfois indépendamment du fait que les deux parents vivent ensemble). Les éléments de la mesure PISA soulèvent plusieurs problèmes. D'abord, les niveaux ne sont pas très différenciés au niveau postsecondaire (PISA utilise la classification internationale type de l'éducation – CITE/ISCED pour International Standard Classification of Education). Puis, la formulation des questions a changé entre les cycles de 2000 et de 2009, ce qui rend plus difficile leur utilisation pour mesurer les changements dans le temps. Ensuite, dans un contexte de comparaison internationale, les niveaux d'éducation peuvent être différents d'un pays à l'autre, ce qui rend plus délicat de capter ces « avantages » parentaux. Cependant, dans un contexte provincial, le problème est secondaire (sauf pour 2000). Enfin, certains (Kreuter *et al.*, 2010) ont soulevé la présence d'erreurs de mesure, compte tenu que PISA demande aux élèves de rapporter le niveau d'éducation de leur(s) parent(s)<sup>3</sup>. Malgré l'attrait de l'éducation parentale comme mesure de stratification sociale, d'autres options peuvent être considérées.

---

3. En 2000, Statistique Canada a distribué un questionnaire au parent répondant de l'élève pour connaître l'éducation des parents; environ 10 % n'ont pas participé à l'enquête. Les autres années il n'y a pas eu de questionnaire parent.

PISA calcule un indice de statut combiné économique, social et culturel (ESCS) qui lui est propre. Bien que les sous-éléments constitutifs aient changé quelque peu au fil des enquêtes, il prend en considération cinq composantes : (1) le statut professionnel le plus élevé des parents; (2) le niveau d'éducation le plus élevé des parents (années d'études selon le CITE/ISCED); (3) la « richesse » familiale (certains biens matériels possédés par la famille comme le nombre d'autos, de salles de bains, de télévisions et, plus récemment, de cellulaires); (4) les possessions culturelles (nombre de livres de poésie et d'art); (5) les ressources éducatives de l'élève (son bureau, sa chambre et son ordinateur), dont le nombre de livres à la maison. Toutes ces composantes sont rapportées par l'élève et parfois vu comme une mesure du revenu. Cet indice, utilisé fréquemment par PISA pour affirmer l'importance de la classe sociale dans les différences des scores, n'est pas très convaincant et peut facilement être critiqué. Par exemple, Carnoy et Rothstein (2013) soulignent le caractère un peu arbitraire de la mesure « ESCS » de PISA comme indice du statut socioéconomique et sa formule de calcul alambiquée :

The ESCS index arbitrarily gives equal weight to parental educational attainment, parental occupational status, and a sub-index of the collection of possessions. Once OECD statisticians calculated the index for each student and weighted the ESCS index by the student weights within each country, they set the mean of the distribution in each country at zero, with a standard deviation of one, and estimated each student's ESCS as the student's standard deviation from the mean of that country's ESCS. The statisticians used the index of student "possessions in the home" to calculate each country's average position relative to the OECD mean and adjusted each student's ESCS index in that country by that constant term. Finally, they combined all the OECD country distributions of ESCS with their adjusted means into a single OECD distribution. To preserve the integrity of country distributions, the statisticians "compressed" the data into an artificial "sample" of one thousand students from each country to construct the distribution of ESCS for the OECD, with a mean of zero and standard deviation of one. The ESCS ranks the index number of each test taker, in all countries, on that single continuous standardized scale. Since each country is given equal weight in constructing the distribution, relative to the number of 15-year-olds in each country, the ESCS of students in smaller countries is weighted. (p. 41)

Parmi les « richesses » matérielles, PISA demande à l'élève le nombre de voitures possédées par la famille. Le tableau A3 présente ces statistiques par année et selon le type d'école (la question n'a pas été posée en 2003) ainsi que les réponses des élèves aux questions sur le fait d'avoir un bureau, un endroit pour étudier et sa chambre personnelle. Il est étonnant de constater en 2012 le pourcentage de familles ayant au moins un enfant de 15 ans aux études qui possèdent deux voitures (plus de 40 %) ou même trois voitures et plus (25 %). On constate que le

nombre de voitures n'est pas un indicateur discriminant convaincant, mais plus un indicateur de niveau de vie du pays pour les familles ayant un enfant de 15 ans à l'école (dans le RduC, les fréquences de deux voitures ou plus sont un peu plus élevées qu'au Québec). Pour les ressources « éducatives », il y a peu d'écarts entre les deux secteurs et ceux-ci se réduisent dans le temps (pratiquement toutes les familles ont un ordinateur personnel).

Une autre question posée par PISA (ainsi que par les autres enquêtes internationales sur les compétences en littératie des élèves au primaire et au secondaire) est le nombre de livres à la maison. Sans doute que le nombre de livres à la maison peut contribuer plus aux succès scolaires des élèves que le nombre de télévisions, de salles de bain ou de cellulaires. Il peut être un indicateur de la littératie parentale et de la motivation des parents envers les études (la lecture en général) de leur enfant. Le tableau 4 présente les six catégories du nombre de livres (ainsi que le pourcentage de non réponse des élèves) pour toutes les années et par secteur d'études pour le Québec et globalement pour le RduC. Les proportions ont peu changé dans le temps (légère hausse dans les catégories avec peu de livres – moins de 26 – et une légère baisse dans les deux catégories supérieures – plus de 200/500). On constate que les élèves du secteur privé viennent de familles similaires à celles du RduC à cet égard et sont beaucoup plus avantagés pour les livres que ceux du public. On note que globalement au Québec, on porte moins d'intérêt aux livres que dans le RduC, un constat que l'on observe dans d'autres enquêtes sur l'importance moindre attachée à l'éducation au Québec.

Le nombre de livres s'avère alors être un marqueur potentiel de la classe sociale des élèves et un prédicteur des avantages académiques des élèves. Le tableau 5 présente les scores moyens en lecture et en mathématiques en relation avec les livres par secteur au Québec et globalement pour le RduC. Les scores sont beaucoup plus élevés au secteur privé par rapport au secteur public (colonne 4) peu importe le statut social tel que mesuré par les livres. Les colonnes (6) et (7) font la différence entre les scores au Québec (tous et privé) et le RduC. On constate que dans les catégories plus faibles de livres, les scores des élèves sont plus élevés par rapport au RduC, notamment en mathématiques, et pour le public (ce qui est moins vrai à partir de la catégorie 4 de livres selon le score en lecture). Lorsqu'on calcule les corrélations pour les années 2012 et 2009 (Québec ou RduC) entre les livres et les scores en lecture et en mathématiques (non présentées ici), celles-ci sont supérieures à 0,35. Le fait d'ajouter l'éducation de la mère ou le niveau d'éducation parentale le plus élevé ne change pas les corrélations. La corrélation entre ces scores et l'indice de la variable ESCS de PISA est toujours plus faible, ce qui suggère que les livres puissent être un bon prédicteur des scores.

Une dernière mesure des disparités sociales retenue dans nos estimations est l'indice du statut professionnel (ISP) le plus élevé des parents. Cette mesure, fréquemment utilisée dans la littérature sociologique, attribue un score entre 11 et 90 en s'appuyant sur les caractéristiques (niveau d'éducation requis, salaire associé) des emplois. Les créateurs de l'indice (Ganzeboom *et al.*, 1992) voulaient

améliorer la mesure du statut socioéconomique à des fins de recherche. L'indice a été appliqué intensivement dans la littérature sur les gradients socioéconomiques (Chowdry *et al.*, 2013; Crawford *et al.*, 2011)<sup>4</sup>. L'indice présent dans tous les PISA (sous l'acronyme « *Highest Parental Occupational Status* » – HISEI) est une variable prédéfinie et créée par les analystes à partir des réponses de l'élève concernant la profession de leur mère et de leur père (la valeur la plus élevée). Les valeurs couvrent des personnes avec une large plage de professions : dans les premiers scores, 11-20, on trouve le personnel de restaurants, les travailleurs manuels peu qualifiés, alors que les valeurs autour de 80-90 indiquent des professions hautement qualifiées comme, par exemple, ingénieurs, avocats, médecins, PDG, juges.

Le tableau A4 présente les scores moyens de lecture et de mathématiques par type d'école pour le Québec et globalement pour le RduC selon les déciles de l'indicateur socioéconomique des professions (ISP). En lecture, les élèves du secteur public tirent de l'arrière par rapport au RduC pour les déciles élevés de l'ISP. C'est le contraire pour les élèves du secteur privé qui, à plus faible ISP, ont des scores plus élevés que leurs pairs du RduC (dernière colonne). En mathématiques (deuxième partie du tableau A4), selon les déciles de l'ISP, tous les élèves ont de meilleurs scores que leurs pairs du RduC. Clairement, la classe sociale selon l'ISP seulement ne peut expliquer les performances, bien qu'elle soit corrélée avec les scores moyens. L'ISP joue un rôle essentiel dans les estimations des gradients socioéconomiques des scores aux tests PISA (Lefebvre et Merrigan, 2016).

#### 1.4 Études de l'effet du secteur privé sur les scores PISA

Plusieurs travaux s'appuyant sur les données de PISA ont analysé l'effet de traitement potentiel de l'école privée dans plusieurs pays. Il y a beaucoup d'hétérogénéité dans ces études. Les échantillons utilisés sont tous différents par les années retenues (aucune étude n'utilise plus de deux années), par les pays (parmi les pays riches peu ont un secteur privé très important) ou les pays et les échantillons (la sélection des échantillons n'est pas toujours très explicite). Les méthodes sont souvent différentes et plutôt de type corrélatif (MCO, régression avec VI, sélection à la Heckman, appariement avec scores de propension, modèle multiniveaux), bien que les études affirment qu'il y a peu de divergences dans les résultats lorsque plusieurs méthodes sont utilisées (mais Vandenberghe et Robin (2004) obtiennent des résultats qui varient beaucoup selon la méthode). Certaines de ces études n'ont pas forcément pour objectif d'identifier un effet causal de secteur privé, mais plutôt des facteurs susceptibles d'expliquer les scores comme l'autonomie de l'école (une caractéristique de l'école privée), l'immigration, la rémunération des professeurs, les ratios étudiants/professeur, les temps d'enseignement, etc. La plupart des travaux s'appuyant sur PISA ne trouvent pas en général d'effet significatif

---

4. Jerrim et Micklewright (2014) montrent, en comparant les réponses des élèves et des parents dans les enquêtes internationales, que les professions sont très bien rapportées avec une forte concordance (notamment par les élèves de familles plus favorisées); le cas des livres est moins convaincant, alors que pour l'éducation les différences sont plus difficiles à qualifier.

associé à l'école privée (Pays-Bas : Cornelisz (2013); Espagne : Cordero *et al.* (2015); Australie : Mahuteau et Mavromaras (2014); Irlande : Pfeffermann et Landsman (2011); Dronkers et Avram (2010); Dronkers et Robert (2008); Bertola *et al.* (2012)). Le plus souvent, les différences sont associées aux élèves, au SSE familial plus qu'au SSE des écoles (c'est-à-dire que le SSE moyen calculé à partir de celui des élèves et souvent interprété à tort – voir plus bas – comme un « effet de pairs »).

Il y a peu de travaux sur les résultats des élèves du secteur privé au Québec. C'est pourtant la province au Canada où la part du privé est la plus importante. Au Québec, à notre connaissance, les effets de l'école privée sur des scores à des tests standardisés n'ont pas été analysés, sauf par Lefebvre *et al.* (2011), dont l'étude s'appuie sur une analyse longitudinale des scores en mathématiques de jeunes qui sont passés du public au privé à la fin de leurs études primaires. Selon les modèles longitudinaux pour contrôler l'effet de sélection ainsi que les caractéristiques individuelles et parentales, les résultats indiquent que changer d'école (du public au privé) se traduit par entre 5 et 10 rangs supplémentaires dans les scores de mathématiques. L'étude de Lapierre *et al.* (2016), qui utilise les quatre premiers cycles de deux cohortes longitudinales québécoises de l'Enquête sur les jeunes en transition (EJET), obtient des effets de traitement de l'école privée élevés et significatifs sur le taux de diplomation au secondaire selon le temps attendu (5 ans à partir de l'entrée en secondaire I), la fréquentation d'une institution collégiale à 19 ans, la fréquentation de l'université à 21 ans ou plus, et la diplomation universitaire à partir de 23 ans.

## 2. MICRO-ÉCONOMÉTRIE DE L'ÉVALUATION DES EFFETS DE TRAITEMENT

Les études observationnelles, comme celles de PISA conduites avec un échantillon de 15 ans différent à chaque trois ans, mais représentatif de la population sélectionnée selon les critères imposés par l'OCDE, se caractérisent par une absence de plan expérimental (non randomisation). Elles sont susceptibles de présenter des biais de recrutement. La sélection implique que les sujets traités, inscrits à l'école privée (et pour la très grande majorité depuis 3 ou 4 ans, soit depuis leur entrée en secondaire I), peuvent différer systématiquement des sujets non-traités (les élèves au secteur public). Se pose le problème fondamental d'identification pour estimer un effet causal associé à un traitement : le biais de causalité vient du fait que l'assignation au traitement peut être dépendante des caractéristiques individuelles (et parentales). L'inférence ne peut pas être déduite, car les deux résultats potentiels (scores selon les types d'école) ne s'observent pas directement. De plus, on ne peut supposer que chaque famille peut choisir l'un ou l'autre traitement pour son enfant. En outre, dans le cas des données PISA, avant l'assignation au traitement, les élèves et leurs parents ne peuvent être observés. L'assignation au traitement, dans notre cas, n'est assurément pas aléatoire. La probabilité pour un jeune d'être scolarisé au secteur privé est sans aucun doute conditionnée par les caractéris-

tiques observables, mais aussi inobservables du jeune et de sa famille, ainsi que potentiellement par les résultats anticipés par la famille découlant du traitement.

Le défi des méthodes économétriques pour évaluer ce genre d'effet de politique est d'estimer un contrefactuel crédible, non observable, obtenu par manipulation économétrique des résultats des non participants au traitement. Ce sont les méthodes d'appariement, qui comparent les personnes traitées et non-traitées ayant des caractéristiques observables similaires, qui ont été introduites par Rubin (1974) et ont connu un nombre considérable d'avancées statistiques, notamment pour déborder l'hypothèse d'indépendance conditionnelle aux observables et la sélection sur les variables observables (voir les synthèses de Imbens et Wooldridge, 2009; Imbens et Rubin, 2015).

Pour notre cadre d'évaluation de l'effet de traitement de l'école privée, soit  $D$  qui dénote un indicateur binaire de traitement,  $Y$  le résultat et  $X$  un vecteur de covariables observées. L'objectif d'un estimateur est de comparer le résultat moyen du groupe traitement ( $D = 1$ ) à celui du groupe non traité ( $D = 0$ ), une fois rendu comparable les deux groupes en termes des covariables  $X$ . Formellement, le paramètre d'intérêt est :

$$\Delta = E[Y|D = 1] - E[E[Y|D = 0, X]|D = 1]. \quad (1)$$

où  $\Delta$  correspond à l'effet de traitement moyen des traités (TMT) si le terme « sélection sur les observables » ou l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est invoquée, ce qui exclut l'existence de d'autres covariables qui influencent conjointement  $D$  et  $Y$  conditionnellement à  $X$ .

Empiriquement, pour estimer adéquatement ces estimateurs des effets de traitement, il faut spécifier une forme fonctionnelle du modèle de l'effet potentiel de traitement et une forme fonctionnelle du modèle d'être traité (processus d'assignation au traitement). Il y a plusieurs types d'estimateurs proposés dans la littérature économétrique sur les effets de traitement (Imbens, 2015). Plusieurs exploitent la probabilité conditionnelle de traitement ( $Pr(D = 1|X)$ , qualifiée de scores de propension. Ces types d'estimateur de TMT peuvent être semi ou non paramétrique et utilisent des méthodes de scores de propension comme procédure d'appariement. D'autres types d'estimateurs non paramétriques utilisent  $X$  directement pour déterminer le poids donné à chaque covariable, sans avoir recours à une estimation de scores de propension : paire, rayon, appariement direct un-à-un sur les covariables via la distance métrique Mahalanobis, régression non paramétrique (comme appariement de noyau sur les covariables), algorithme d'appariement génétique et d'entropie relative<sup>5</sup>.

On utilisera le balancement entropique (BE), une procédure d'appariement plus récente, du deuxième type, proposée par Hainmueller (2012) et Hainmueller

5. Frölich *et al.* (2017) analysent la performance d'un grand nombre d'estimateurs sur la base l'erreur quadratique moyenne. L'estimateur de BE fait parmi du groupe les plus performants.

et Xu (2013), qui équilibre les covariables à travers les groupes de traitement selon une procédure de pondération entropique maximum. C'est-à-dire, le calibrage des poids des sujets non traités fait en sorte que le balancement exact des moments des distributions (p. ex. 1 – la moyenne –, 2, 3) prédéterminés par l'analyste est obtenu par repondération des groupes des traités et des non traités. Plutôt que de dépendre d'un modèle de scores de propension, le BE s'appuie sur des poids de base (initiaux) fournis par l'analyste. Finalement, des poids estimés sont calculés pour que la divergence Kullback-Leibler à partir des poids de base soit minimisée, sujette aux contraintes de balancement. Hainmueller (2012) souligne que, comme pour l'estimateur traditionnel basé sur la pondération inversée des scores de propension, l'estimateur peut avoir une large variance lorsque peu d'observations des non traités se voient attribuer des poids importants à cause du chevauchement faible des distributions des covariables à travers les groupes de traitement. Techniquement, les poids pour les non traités sont choisis pour minimiser la fonction de perte suivante, et en même temps, balancer  $\bar{X}_i$ , qui est fonction du vecteur  $X_i$  des covariables :

$$\min_{\omega_i} \sum_{\{i:D_i=0\}} h(\omega_i). \quad (2)$$

Sous la contrainte de balancement :

$$\sum_{i:D_i=0} \omega_i \bar{X}_i = \frac{1}{N_1} \sum_{i:D_i=1} \bar{X}_i. \quad (3)$$

Et les contraintes de normalisations :

$$\sum_{\{i:D_i=0\}} \omega_i = 1 \quad \text{et} \quad \omega_i \geq 0 \forall i \quad \text{où} \quad D_i = 0. \quad (4)$$

où représente le poids estimé du sujet  $i$  et  $h(\cdot)$  est la distance métrique. Hainmueller (2012) propose d'utiliser la divergence entropique relative de Kullback-Leibler (une mesure de dissimilarité entre deux distributions de probabilités  $P$  et  $Q$ ) mesurée par  $h(\omega_i) = \omega_i \log(\frac{\omega_i}{q_i})$ . La fonction de perte (2) mesure la distance entre les distributions des poids estimés et les poids de base. La contrainte de balancement (3) égalise  $X_i$  entre le groupe traité et le groupe non traité repondéré. Les contraintes de normalisation (4) assurent que les poids somment à l'unité et ne prennent pas de valeurs négatives. Hainmueller montre qu'une solution unique et traitable (si elle existe) peut être obtenue sur la base d'un multiplicateur de Lagrange. Dans nos estimations, dans la première étape les poids de traitement sont estimés, pour obtenir un chevauchement exact de la distribution des covariables des deux groupes, tout en minimisant l'écart avec les poids d'échantillonnage original de Statistique Canada (qui sont les poids de base). Dans une deuxième étape, un modèle de régression linéaire estime l'effet de traitement sur la base de ces poids calculés. On a imposé seulement le premier moment des dis-

tributions comme contraintes de balancement, mais la variance et le coefficient d'asymétrie sont aussi balancés pour le groupe des traités. Trois autres estimateurs complémentaires, mieux connus, sont utilisés (Imbens (2015) et Imbens et Rubin (2015) en font une revue)<sup>6</sup> :

1. L'estimateur par régression ajustée (RA) comme estimateur de base, un des plus anciens estimateurs, adopte une procédure en deux étapes : modèle de régression linéaire séparée par groupe pour estimer les résultats et calcul des moyennes prédites des résultats pour chaque élève et traitement.
2. Une approche plus complexe est de d'utiliser un estimateur qui combine deux modèles, celui de l'effet de traitement et celui de l'assignation au traitement : l'estimateur augmenté avec poids de probabilités inversés augmentées et régression ajustée (AIPWRA). Le fait d'utiliser deux modèles plutôt qu'un seul (RA ou IPW ou AIPW<sup>7</sup>) est plus efficace et seulement un des deux modèles doit être bien spécifié pour conduire à un estimé convergent des effets de traitement.

Une approche différente est mise en place par les procédures qui essaient de reproduire l'effet de traitement dans le cadre d'une randomisation, c'est-à-dire d'apparier les sujets traités et non traités par un score de propension : la création de paires de sujets qui ont une « même » valeur de score, lequel découle des caractéristiques observables et conduit à des groupes comparables en termes de la probabilité de recevoir le traitement. Il existe différentes méthodes d'appariement de ce type. Plusieurs sont basées sur le plus proche voisin. On a retenu la procédure suivante :

3. L'estimateur d'appariement par score de propension (ASP) utilise une moyenne des résultats de sujets similaires pour obtenir l'autre traitement afin d'imputer le résultat potentiel manquant pour chaque sujet. La proximité des sujets, l'un de l'autre, est déterminée par une estimation des probabilités de traitement, qualifiée de scores de propension (qui est la probabilité pour une personne d'être traité); la distance entre les scores estimés est utilisée pour trouver les personnes similaires.

### 3. SÉLECTION, ÉCHANTILLONS ET COVARIABLES

#### 3.1 *Sélection à l'admission*

Plusieurs études avancent des arguments contradictoires sur l'à-propos des effets de pairs qui ont un caractère d'endogénéité dans le contexte où la décision de

---

6. Comme les estimations utilisent le logiciel économétrique Stata 14 on adopte ici les acronymes anglais. On trouvera plus d'explications sur les méthodes propres à chaque estimateur dans le manuel (Stata, 2015).

7. L'IPW, un estimateur qui adopte deux étapes mais un seul modèle : estimations des paramètres du modèle de traitement et calcul pondéré par des poids inverses des probabilités de traitement. L'AIPW (l'IPW augmenté), est un estimateur qui modélise à la fois l'effet de traitement et l'assignation au traitement.



fréquenter l'école privée est endogène (Sund, 2009; Glewwe, 1997; Rivkin, 2001; Toma et Zimmer, 2000; Vandenberghe, 2002; Lavy *et al.*, 2009; Sacerdote, 2011; Epple et Romano, 2011). Pour identifier un effet causal de pairs, la recherche récente insiste sur la séparation de la qualité des professeurs et l'assignation aléatoire dans la classe. L'enquête PISA, contrairement aux autres enquêtes internationales (p. ex. Tendances de l'enquête internationale sur les mathématiques et les sciences (TEIMS) ne permet pas d'identifier la classe de l'élève et de son professeur dans la matière du test (mathématiques ou science en secondaire II) et de ses pairs (dans cette matière). Les effets de pairs sont d'autant plus difficiles à identifier que, selon les informations rapportées par les directeurs d'école dans PISA (voir le tableau A6), dans les écoles privées il y a en général plus d'élèves regroupés en fonction des habiletés ou des niveaux de difficultés différents de leur classe. Or, l'assignation (« *streaming* ») ou le mixage (« *mixing* ») ou le pistage/tri (« *tracking* ») des élèves selon la « performance » des élèves à l'intérieur des classes et selon la matière ou les résultats antérieurs peut avoir des effets négatifs sur les élèves moins performants et positifs pour les meilleurs (Betts, 2011; Epple *et al.*, 2002; Betts et Shkolnik, 2000; Figlio et Page, 2002; West et Woessmann, 2006). D'autres études soutiennent, au contraire, que le tri plutôt que le mixage semble avoir des effets positifs pour tous les étudiants, même ceux assignés avec des pairs moins performants parce que le pistage permet (et impose) aux professeurs d'associer plus étroitement besoins et étudiants, ce qui profite à tous (Duflo *et al.*, 2011). Soulignons que la grande majorité des écoles privées au Québec ne fait pas passer d'examens d'admission. Cependant, plusieurs font passer des tests de classement afin d'équilibrer/trier les groupes (groupe enrichi, ordinaire ou avec appui pédagogique) ou encore pour déterminer l'accès à différents programmes, notamment pour certains qui exigent des aptitudes particulières (sports-études, international, enrichi, etc.)<sup>8</sup>. Rappelons aussi que les élèves aux tests PISA ont 15 ans, et parmi ceux fréquentant le privé, ils y sont probablement depuis 3 ou 4 ans et s'ils ont été soumis à une forme de tri, c'est sur la base de leurs résultats antérieurs.

### 3.2 Échantillons et covariables

Les estimations de l'effet de traitement présentées dans la section suivante reposent sur les cinq enquêtes PISA. L'échantillon est constitué des élèves qui ont passé les tests PISA (tous) et dont on connaît le secteur d'études, public ou privé (information manquante pour environ 4 % des élèves, surtout pour l'année 2006 et dans une moindre mesure pour les années 2000 et 2003). Au Canada anglais (voir

8. En ce qui trait aux établissements qui font passer des examens d'admission, selon un sondage réalisé en 2010 par la Fédération des établissements d'enseignement privés (FEEP), 76,4 % des jeunes qui se sont présentés aux examens de première secondaire pour septembre 2009 ont été admis dans l'établissement de leur choix alors que 20,5 % ont été refusés faute de place et 3,1 % ont été refusés parce que les établissements ne disposaient pas des ressources humaines nécessaires pour répondre aux besoins particuliers de ces jeunes (p. ex. des élèves autistes ou fortement handicapés ou présentant des difficultés importantes d'adaptation ou d'apprentissage (EHDA)). Selon un sondage effectué par la FEEP auprès de ses membres en 2009, environ la moitié des établissements secondaires privés réguliers présentent un taux de 5 % et plus d'élèves en situation de retard scolaire, alors que plus du quart des établissements affichent un taux supérieur à 10 %.

le tableau A1), les élèves sélectionnés pour le test PISA (des 15 ans qui fréquentent l'école) devraient être pour la grande majorité en secondaire IV (grade 10), ce qui est le cas pour 92 % d'entre eux, alors que 7 % sont en secondaire III – grade 9 (1 % est en grade 11 ou 12). Au Québec, comme l'entrée à l'école se fait un peu plus tardivement à la maternelle (5 ans au 30 septembre) que dans le RduC (5 ans au 31 décembre sauf en Nouvelle-Écosse), on anticiperait qu'environ le quart des élèves serait observé en secondaire III. Or, comme l'indique le tableau A1, au secteur public, entre 7-14 % des élèves sont en secondaire I ou II (grade 7 ou 8) et entre 31-37 % (en hausse depuis 2000) sont en secondaire III (grade 9) et, les autres 56-57 % en secondaire IV (grade 10). La situation des niveaux d'études des élèves du secteur privé est fort différente : entre 25-30 % sont en secondaire III et entre 69-75 % sont en secondaire IV (grade 10). Il aurait été incohérent et impossible d'apparier tous les élèves de chaque secteur, étant donné qu'il n'y a pas d'élèves des niveaux secondaires I et II au secteur privé. Ils ont donc été exclus de l'échantillon.

Les covariables qu'on considère comme exogènes et qui apparaissent comme variables explicatives dans les modèles de traitement, mais non dans le modèle d'assignation sont les suivantes : le sexe de l'élève (référence fille), les années (référence 2000), niveau d'études secondaire grade 10 (référence grade 9), âge de l'élève en mois, la langue parlée à la maison (anglais, français, autres et non déclarée comme référence), le statut d'immigration de la mère et du père (référence canadien de naissance). Les variables des modèles d'assignation (être traité), dont certaines sont aussi utilisées dans le modèle de traitement, sont : les niveaux d'études de la mère et du père (quatre niveaux, de pas d'études secondaires à université ou plus, la référence est diplôme d'études secondaire ou moins)<sup>9</sup>, le nombre de livres (six catégories, la référence est la première  $\leq 10$ ); les quartiles de statut socioéconomique selon l'indice de la profession (ISP) la plus élevée des parents (premier quartile le plus faible, la référence). Dans certaines spécifications des modèles, deux autres variables, fournies par le directeur de l'école, sont utilisées : la taille urbaine où se trouve l'école (quatre tailles, de petite ville/village/rural – la référence – à très grande ville) et nombre d'écoles présentes ou concurrentes dans la zone urbaine (deux ou plus, une autre, aucune autre la référence). L'information sur le nombre d'écoles considérées par le directeur comme « concurrentes » n'a pas été recueillie en 2000 et 2003, ce qui réduit le nombre d'observations pour les estimations avec cette variable. Pour l'année 2006, PISA a recueilli moins d'informations sur la famille (p. ex. statut familial de l'élève, la fratrie) qui sont différentes d'une enquête à l'autre. Le tableau 8 présente les variables utilisées et leur valeur.

---

9. Pour l'année 2000, les niveaux d'études sont codés en quatre catégories, la plus élevée comprend le CEGEP, le premier, deuxième et troisième cycle universitaire.

#### 4. RÉSULTATS SUR LES EFFETS DE TRAITEMENT

##### 4.1 *Effets estimés pour le Québec*

Le tableau 5 présente les estimés de l'effet moyen de traitement sur les traités (TMT) de l'école privée sur les scores obtenus par les quatre types de modèle présentés plus haut. On retient les quatre spécifications et échantillons suivants : en A, la spécification est de base et les contrôles sont le sexe du jeune (référence fille), son âge, le niveau scolaire (grade 10 par rapport à 9), les années (référence 2000), les 5 catégories de taille urbaine (référence rural/très petite communauté), le variable langue parlée à la maison (anglais, français, référence autres), le statut d'immigration du jeune (né au Canada référence) et de la mère (née au Canada référence); en B, on ajoute la variable du nombre d'écoles concurrentes (référence deux ou plus); en C, on ajoute à la spécification A les niveaux d'éducation de la mère et du père, les catégories de livres à la maison et les quartiles des valeurs de l'indice de statut professionnel des parents (ISP); en D, on ajoute à C la variable du nombre d'écoles concurrentes. Les estimations sont répétées pour chaque test (lecture, mathématiques et science).

Les résultats sous les colonnes A et B pour les trois tests n'utilisent pas les caractéristiques familiales comme variables influençant les résultats et le traitement (la probabilité d'être à l'école privée). Les estimés de l'effet de traitement associé à l'école privée varient entre 38 et 50 points environ pour les scores en lecture et mathématiques. Ils sont un peu inférieurs pour le test en science. Les effets pour la période excluant les deux enquêtes où la variable du nombre d'écoles concurrentes est absente sont légèrement différents (en général plus élevés). En tenant compte des caractéristiques liées au SSE de la famille des étudiants, les estimés sous les colonnes C et D restent tous statistiquement significatifs (niveau 1 %) et diminuent d'environ 20 points par rapport aux estimés des colonnes A et B. Si l'on prend la valeur moyenne des estimés, on obtient un estimé d'environ 25 points en lecture et en mathématiques (sauf en science) toutes choses égales, ce qui correspond à une avance de presque une année d'études (ou 75 % d'année pour un effet plus conservateur), selon la suggestion de PISA.

Les estimés sont légèrement différents selon l'approche économétrique. Cependant, les estimateurs AIPWRA et ASP requièrent les mêmes hypothèses, dont celle sur le chevauchement (les points communs). Par construction, le balancement entropique (BE) assure un chevauchement parfait, bien que certains poids puissent être considérés extrêmes dans la distribution totale de ceux-ci<sup>10</sup>. Pour l'estimateur RA, si le modèle de résultats est spécifié correctement, il est considéré comme plus robuste que d'autres estimateurs (AIPWRA, ou AIPW, et IPW) à des presque violations de la condition suffisante (hypothèse). Son résultat dépend de façon critique de son habilité à prédire dans les régions où il y a peu d'observations (problème non rencontré). Si l'hypothèse du balancement tient, l'estimateur

10. En excluant les observations où les poids assignés par la procédure de BE sont dans le 99<sup>ième</sup> percentile de la distribution, tous les résultats (non présentés ici) sont inchangés.

AIPWRA a la propriété d'être doublement robuste; cette dernière dit que si le modèle de résultat ou le modèle de sélection est spécifiée correctement, les effets sont estimés de façon convergente. La très grande majorité des différences standardisées des moyennes et des ratios de variance brute et après pondération des covariables sont presque toutes à zéro et les ratios très près de 1. Ces diagnostics descriptifs suggèrent qu'après contrôle des covariables, c'est comme si on avait assigné aléatoirement les élèves soit au groupe contrôle soit au groupe traitement. Soulignons aussi que des estimateurs produisant des effets similaires (tableau 6) ne signifient pas que les modèles sont correctement spécifiés. Les résultats avec le balancement entropique, qui génère des poids de balancement parfaits, peuvent être considérés comme des estimateurs fiables des effets de traitement.

L'estimateur d'appariement par score de propension (ASP) fait l'hypothèse que les différences entre les élèves du groupe traitement et de contrôle sont entièrement enchâssées dans les variables observées. Cette hypothèse est plus risquée avec des données transversales comme celles de PISA puisque l'effet d'évènements ou de décisions passées (divorce des parents, passage au privé en secondaire I ou fréquentation de l'école privée au primaire) potentiellement importants ne sont pas complètement pris en considération. Cependant, puisqu'on exploite le caractère répété de données transversales, qui on le suppose mesurent de la même façon les variables d'intérêt, on pallie en partie au fait de ne pas disposer de données longitudinales. Les graphiques des densités estimées (non présentées ici) pour les deux groupes après balancement sont très similaires, ce qui suggère que l'appariement sur la base des scores de propension (voisins près) conduit à un balancement des covariables.

#### 4.2 *Exercice de falsification Québec versus Ontario*

Les élèves ontariens constituent un groupe placebo intéressant pour conduire un exercice de falsification pour plusieurs raisons. Les écoles privées en Ontario ne sont pas subventionnées (et les frais de scolarité importants – de 15 000 \$ à 25 000 \$ au secondaire à Toronto). Très peu d'élèves fréquentent l'école privée (moins de 4 %). Le revenu familial moyen des familles avec enfant(s) autour de 14 ans et la scolarité des parents sont plus élevés qu'au Québec, et les familles, selon des informations plus qualitatives, ont tendance à valoriser plus fortement les études et le succès scolaire. Les élèves ontariens forment un échantillon important du PISA (voir les tableaux A3 et A5), lié au fait que l'Ontario est la province la plus peuplée au Canada. Les scores des élèves ontariens classent l'Ontario parmi les provinces performantes. Enfin, la famille médiane des élèves ontariens du PISA a des indicateurs de SSE plus élevés que ceux de l'ensemble des élèves québécois.

Les estimations sont conduites de façon similaire à celles présentées plus haut avec la restriction que l'échantillon est restreint aux seuls élèves en secondaire IV (grade 10), car presque tous les ontariens déclarent être à ce niveau scolaire (tableau A1). Les résultats des effets de traitement estimés sont présentés au ta-

bleau 7 (les estimés de densité par noyau sont présentés à l'annexe statistique aux graphiques A2-A3). Trois types d'estimateurs sont utilisés (sauf la régression ajustée, RA) et dans chaque cas deux échantillons sont retenus : élèves ontariens et ceux du secteur public au Québec (ici considérés comme les traités), et ensuite les ontariens sont comparés aux élèves du privé québécois comme si le groupe traitement était maintenant ces derniers. Les effets sont estimés séparément pour les trois domaines avec deux types de spécification (covariables plus exogènes et avec variables familiales) et utilisation d'une variable sur le nombre d'écoles concurrentes qui conduit à un échantillon plus restreint.

En considérant les élèves québécois du public comme groupe traitement, on obtient pour les trois estimateurs et tous les domaines des effets significatifs. Il y a un large éventail des effets, qui paraissent certainement élevés, notamment en mathématiques, mais ils appuient l'idée que les étudiants québécois à l'école publique performant bien et que l'école privée, compte tenu de son importance et de son pouvoir d'attraction pour les élèves dont les parents sont préoccupés par les résultats académiques de leur enfant, joue un rôle d'aiguillon sur ces écoles. Un résultat intéressant est le fait que les élèves ont des scores sensiblement plus élevés en mathématiques, qui est un domaine important pour la réussite éducative future et professionnelle de jeunes (voir l'introduction et plus bas). Par ailleurs, à l'examen de la hiérarchie des compétences aux tableaux 3.1 et 3.2, on constate que les élèves du public québécois se trouvent relativement plus présents dans les catégories supérieures à celle de base et légèrement moins présents dans celles de base ou moins.

Dans la deuxième série d'estimateurs, considérant les traités comme les élèves québécois du secteur privé et les élèves ontariens comme le groupe contrôle, tous les effets de traitement estimés apparaissent comme très importants et significatifs. Rappelons que les caractéristiques familiales sont des covariables pour toutes les estimations (colonnes C' et D'). Cet exercice contrefactuel signifie que la présence potentielle en Ontario d'un secteur privé de taille similaire à celui du Québec au secondaire se traduirait par des effets très importants sur les résultats cognitifs ainsi que sur les niveaux de compétence des élèves (tableau A5). Un effet de concurrence se manifesterait, semblable à celui identifié par Card *et al.* (2010), qui obtiennent des effets significatifs sur les scores des élèves du primaire ontariens lorsque ceux-ci peuvent choisir entre deux systèmes entièrement financés par la province, celui ouvert à tous et celui restreint aux élèves avec une ascendance catholique.

#### 4.3 Effets sur les niveaux des compétences

L'école privée a aussi des effets associés sur les différents niveaux de compétences atteints par les élèves. Le tableau 7 présente des estimations, soit par logit ordonné ou par probit, de l'impact de l'école privée sur la probabilité d'atteindre chaque niveau (par rapport à ceux présentés aux tableaux 3.1 et 3.2, ils sont regroupés en cinq classes) ou les classes supérieures (niveaux 4 et 5). La par-

tie supérieure du premier groupe de résultats, qui sont tous significatifs à 1 %, indique pour les élèves du privé une baisse des probabilités d'avoir des scores les situant dans les trois zones inférieures (moins que basique, basique et avec des limites) pour les trois tests; et, en lecture et en mathématiques, des hausses importantes de la probabilité d'appartenir aux deux classes supérieures des compétences. La partie inférieure de cette première partie du tableau indique que, si tous les élèves étaient à l'école privée, la probabilité d'être aux niveaux élevé et complexe (et plus) serait de 58 % et de 42 % seulement si tous étaient à l'école publique, une différence de 16 points de pourcentage (pp). Pour les mathématiques (première partie, colonne deux), les résultats vont dans la même direction avec une différence de 14 pp pour le probit. En sciences, les effets marginaux associés aux coefficients estimés sont plus modestes.

Les mêmes types d'estimations sont faites en comparant les élèves ontariens avec ceux du privé ou du public au Québec (parties deux et trois du tableau 7). Les effets marginaux sont tous très significatifs et indiquent des différences importantes pour les probabilités d'être dans les classes supérieures, encore une fois pour la lecture et les mathématiques. Les effets marginaux découlant des logit ordonnés et des probit associés à l'effet de l'école publique québécoise par rapport à l'école ontarienne sont légèrement inférieurs. L'ensemble de l'exercice suggère que les deux secteurs (tant public que privé) au Québec se caractérisent par des niveaux de compétences plus élevés dans les catégories supérieures pour les élèves par rapport aux élèves ontariens qu'on suppose ici être tous du secteur public.

## 5. CONSTATS, INTERPRÉTATION ET ENSEIGNEMENTS

Les résultats empiriques de l'analyse, qui reposent sur des données représentatives de la population visée et un cadre analytique rigoureux, soutiennent qu'il y a un effet de traitement causal important de la fréquentation de l'école secondaire privée. L'évaluation des politiques publiques prend des sens souvent très différents dans le monde public et académique. Les gestionnaires vont le plus souvent mettre de l'avant le nombre de bénéficiaires et le coût direct alors que le public va plutôt s'intéresser au résultat apparent observé. Des telles approches sont insuffisantes pour évaluer l'efficacité sociale et économique d'une politique ou d'une réforme.

### 5.1 *Pourquoi la performance du privé ?*

Les effets associés au fait qu'une minorité très importante fréquente l'école privée au début du secondaire ne découlent pas simplement du fait que les élèves proviennent de familles privilégiées selon leur SSE. S'il y a en partie effet de sélection (ce qui est certainement le cas pour les élèves avec des incapacités importantes), il faut chercher d'autres facteurs, dont ceux liés à l'autonomie des écoles privées qui encadrent mieux les élèves et les amènent à faire plus d'efforts et à mieux réussir. Les professeurs au secteur privé ne sont pas différents des autres, ils sont diplômés des mêmes programmes de formation universitaire, et le plus sou-

vent sont membres des mêmes centrales syndicales que les professeurs du secteur public et ont des conditions de travail similaires. Le tableau A6 identifie plusieurs des caractéristiques des écoles, des professeurs et des élèves par secteur selon les informations fournies par le directeur de l'école susceptible de différencier les deux secteurs (et l'Ontario).

La classe politique est partagée sur l'approche à privilégier pour accroître les compétences cognitives des élèves. Sans évidence, on avance qu'il y a un potentiel associé à des enseignants mieux payés, plus sélectionnés, plus compétents et imputables, plus autonomes; des directions d'établissements et des écoles plus autonomes et avec plus de moyens, avec en contrepartie la disparition des Commissions scolaires. Tous les pays riches sont à la recherche d'un modèle performant qui accroîtrait les standards de réussite et la qualité de l'éducation. Au Québec on ne semble pas avoir une idée claire de ce que serait son modèle performant. Déjà, plusieurs pays expérimentent : il y a en Angleterre le mouvement des écoles « libres » et des « académies » toutes financées publiquement (non sélectives et non contrôlées par les autorités locales); en Suède, les écoles « libres » (900 en 2008) sont financées par l'État, mais ne peuvent pas discriminer et faire passer un test d'admission et peuvent recevoir des dons; aux Pays-Bas, on retrouve écoles publiques, religieuses et indépendantes, toutes financées également par l'État (Ladd et Fiske, 2011). En Finlande, la sélection pour obtenir une place à l'université et devenir professeur est extrêmement sévère, les salaires sont conséquents et les élèves sont fortement encadrés et ne peuvent pas prendre de retard. Au-delà du modèle, la recherche suggère qu'une politique d'éducation efficace doit aussi investir dans les mesures qui accroissent la collaboration et le partage des informations entre les professeurs et qui mettent l'accent sur la stabilité et l'accumulation de l'expérience des professeurs. La recherche indique aussi que l'ouverture aux choix par les parents de l'école publique ou indépendante génère des bénéfices. Au Canada, Davies et Aurini (2011) trouvent qu'environ le tiers des familles font des choix de localisation résidentielle (choix à la Tiebout) pour décider de l'école fréquentée par leurs enfants. En Suède, à partir de 1992, les écoles publiques ont cessé progressivement d'être des monopoles locaux avec le développement au fil des années d'écoles indépendantes dans les municipalités. Böhlmark et Lindahl (2015) obtiennent que la hausse de la proportion des élèves en école indépendante a amélioré la performance moyenne en fin d'études obligatoires et les résultats éducatifs de long terme, mais une décennie plus tard seulement. Ils interprètent les effets de performance comme des effets positifs sur la productivité de l'école et trouvent que les effets moyens sont attribuables à des effets externes de concurrence sur les élèves des écoles publiques et non pas à un gain fait par les écoles devenues école indépendante.

Les compétences cognitives et comportementales acquises au secondaire sont des facteurs importants de la réussite éducative ultérieure (Andersson et Bergman, 2011). De plus, les différences dans l'inscription aux études postsecondaires, la fréquentation de l'université et l'obtention d'un diplôme peuvent être liées aux différences dans les réalisations académiques des élèves selon leur statut socioécono-

mique à l'école secondaire (Chowdry *et al.*, 2013; Jerrim et Vignoles, 2015; Belley et Lochner, 2007). Bien que les études aient des résultats divergeant sur l'impact et l'importance relative des notes et des compétences accumulées à l'école secondaire par rapport à l'éducation parentale et au revenu familial, certaines études récentes ont des résultats qui soutiennent le fait que les acquis à l'adolescence, particulièrement les compétences en mathématiques, sont un prédicteur beaucoup plus fort de la probabilité de compléter des études que les mesures des habiletés non cognitives. Une hausse d'un écart-type dans les scores en mathématiques est ainsi associée avec des années d'études supplémentaires (Duckworth *et al.*, 2015; Belley et Lochner, 2007; Duncan et Magnuson, 2011; Watts *et al.*, 2014). Les résultats de l'analyse de Lapierre *et al.* (2016) attribuent un rôle important à l'école privée pour expliquer les parcours éducatifs de long terme. Ces évidences suggèrent que les différences des compétences cognitives et comportementales acquises tôt et liées au revenu et à l'éducation familiale sont probablement des mécanismes médiateurs importants par lesquels le SSE se transmet d'une génération à l'autre.

## 5.2 *L'école privée comme institution sociale*

La subvention aux écoles privées, qui incite les familles à y inscrire leur enfant, explique sans doute pourquoi le Québec obtient en moyenne des scores supérieurs aux tests PISA. Les écoles privées jouent plusieurs rôles importants. Elles ont tendance à introduire de nouvelles techniques d'enseignement (p. ex. adapter beaucoup mieux et efficacement les orientations de la réforme scolaire introduite à partir de 2000 en première année). Elles offrent une alternative aux parents et aux élèves déterminés à obtenir de meilleurs services d'éducation dans un contexte où dans certains quartiers, l'école publique est médiocre (puisque'il est souvent impossible de choisir une autre école publique dans un autre quartier s'il existe une école secondaire à proximité)<sup>11</sup>. Elles servent comme référence de la concurrence par rapport aux écoles publiques.

L'école privée au Québec a des caractéristiques qui lui sont propres. Selon la législation en vigueur depuis 1981, la subvention par élève est égale à environ 60 % de celle versée aux écoles du secteur public pour les services éducatifs. Les écoles publiques ont accès à la fiscalité foncière et doivent utiliser ces taxes pour compléter leur financement. Pour l'année scolaire 2015-2016, la subvention du ministère de l'Éducation du Québec par élève au secondaire du secteur privé sera en moyenne de 4 369 \$ (à quoi s'ajoute 112 \$ par élève pour les dépenses immobilières). C'est le même montant que pour 2013-2014 (0 % d'indexation). Pour l'année scolaire 2013-14, il y avait au secondaire public, secteur des jeunes, environ 314 000 élèves et au privé, environ 85 000 élèves. Par ailleurs, le gouvernement exige que les frais de scolarité n'excèdent pas la subvention par élève. Selon les statistiques administratives, très peu d'écoles privées demandent le maximum per-

---

11. Les parents obtiennent cette dérogation en invoquant comme motifs la séparation des parents et leur lieu de travail.



mis : pour 169 écoles, le tarif moyen est de 68,3 % du montant maximum permis et l'écart change beaucoup d'une région à l'autre – de 39 % à 84,4 % à Montréal (Lefebvre *et al.*, 2011). Deux questions restent ouvertes : pourquoi a-t-on observé une forte progression depuis 15 ans de la fréquentation d'écoles payantes ? Si le gouvernement, pour des raisons budgétaires ou politiques, réduisait sa subvention, quelles seraient les conséquences sur les frais de scolarité, la fréquentation et à plus long terme, les compétences ?

## CONCLUSION

L'analyse fait ressortir quatre constats importants et robustes. Premièrement, tous les documents d'analyse (ministère de l'Éducation ou autres) affirment que les élèves québécois observés à l'école secondaire ont bien réussi dans le passé aux tests internationaux tels ceux du PISA (les 15 ans), du TEIMS (des 14 ans, en moyenne en secondaire III) ou du PIRLS au primaire<sup>12</sup>. Les résultats des tests montrent, selon les scores moyens des étudiants au fil des années, que le Québec performe bien parmi les provinces participantes et qu'il se situe dans le peloton de tête des pays (ou régions) performant(e)s. Cependant, sauf pour les différences selon le sexe, jamais le bilan commenté produit par le ministère (en fait par Statistique Canada) sur les résultats de ces tests pour le Québec ne montre les différences entre les élèves des écoles publiques et privées. En réalité, ce sont les écoles privées et leurs élèves qui gonflent les scores moyens dans toutes ces enquêtes. L'école privée masque donc des résultats qui seraient passables et quelconques si l'on ne retenait que les scores des élèves de la majorité : ceux du secteur public. Le nombre de pays ou de juridictions qui participent à ces enquêtes a été plus important ces dernières années (65 pays ou régions participantes au PISA de 2012 – plus de 80 % de l'économie mondiale; respectivement 48 et 60 participants au TEIMS de 2007 et 2011<sup>13</sup>). Un parti d'opposition avait comme objectif d'une partie de son programme d'éducation que les élèves du Québec se placent dans le premier 10 % pour la performance moyenne internationale. Il n'est pas atteint par les élèves du secteur public depuis plusieurs enquêtes. Il faudrait plutôt que les élèves du secteur public en moyenne atteignent cette cible pour la réussite en lecture, en mathématiques et en sciences.

Deuxièmement, les estimateurs utilisés pour obtenir les effets de traitement de l'école privée (qui tiennent compte du problème de l'assignation pour modéliser la participation à l'école privée) montrent des effets statistiquement très significatifs. Ils se traduisent par des écarts de 20-50 points, selon que l'on considère ou non les

12. La dernière enquête du Programme international de recherche en lecture scolaire (PIRLS de 2011), qui porte sur la littératie (différentes compétences en lecture) des élèves de 4<sup>e</sup> année (âge au moins de 9,5 ans) indique un score moyen en forte baisse par rapport à l'enquête précédente de 2006. À Terre-Neuve-et-Labrador, le score moyen (546) est plus élevé que celui du Québec (538), qui le situe au rang de la République slovaque et de la Bulgarie et bien en deçà de l'Ontario (552). Sans doute est-ce un effet de la réforme scolaire selon les résultats de Haeck *et al.* (2014).

13. Haeck *et al.* (2014) montrent qu'il y a une baisse significative des scores moyens entre 2007 et 2011 dans les tests faits en mathématiques et sciences auprès du large échantillon des élèves en secondaire II, aussi imputable à la réforme scolaire.

indicateurs de SSE de la famille, soit l'équivalent d'une demi-année à presque une année et demie d'études. L'école privée a aussi des effets favorables sur les scores des élèves du public par l'intermédiaire d'effets de concurrence, comme l'indique notamment les résultats avec le groupe placebo (élèves ontariens en secondaire IV).

Troisièmement, l'analyse des données de cinq enquêtes PISA révèle qu'une proportion non négligeable des élèves du secteur public est « en retard » dans leurs études par rapport à leurs pairs du secteur privé, du RduC, des Ontariens et de ceux des pays européens riches, et cela indépendamment que l'entrée à la maternelle exige d'être né avant le 1<sup>er</sup> octobre.

Quatrièmement, l'école privée semble conduire ses élèves à des niveaux de compétences en littératie et en numératie au fil de leurs années au secondaire qui dépassent largement les habiletés de base nécessaires à la vie dans un monde qui demande de répondre à des défis importants.

La littérature économique sur la croissance et la performance socioéconomique des pays indiquent que ce sont surtout les compétences cognitives et leurs niveaux qui sont déterminantes pour le capital humain futur des individus et du pays (Hanushek et Woessmann, 2015a,b), mais peu d'élèves sont suivis de l'école au marché du travail, bien que beaucoup d'élèves soient testés pour leurs compétences cognitives. De plus, peu de données de panel permettant au mieux de suivre les revenus de travail des jeunes dans leurs premiers emplois sont disponibles au Canada. Ces gains de début de carrière souffrent certainement d'un biais de cycle de vie vers le bas puisque les personnes avec des revenus de vie entière élevés ont systématiquement des taux de progression réelle de leur revenu plus élevés (Haider et Solon, 2006). De plus, les compétences individuelles prennent du temps à se manifester sur le marché du travail et auprès des employeurs (Altonji et Pierret, 2001).

Or, on commence à peine à recueillir des informations sur les compétences des adultes. Le Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA), une initiative de l'OCDE, fournit des informations hautement détaillées sur les compétences en littératie, en numératie et en résolution de problèmes dans des environnements technologiques (RP-ET) chez les adultes âgés de 16 à 65 ans dans 24 pays et les régions infranationales (provinces et territoires) du Canada. Ces compétences essentielles servent de base au développement d'autres aptitudes d'un ordre plus élevé qui sont nécessaires pour la vie à la maison, à l'école, au travail ainsi que dans la collectivité.

Le Québec (l'ensemble de l'échantillon des personnes de 16 à 65 ans) se classe en bas du niveau de la moyenne des scores de l'OCDE et au bas du classement des provinces pour la plupart des indicateurs (Statistique Canada, 2013). En outre, la proportion des Québécois se classant dans les niveaux inférieurs de compétences (continuum de 5 niveaux) est plus élevée que dans les autres provinces. Par contre, les Canadiens de 25 à 34 ans sont le groupe parmi les cinq groupes d'âge identi-

fiés qui affichent les niveaux de compétences les plus élevés. On peut penser que les jeunes venant de l'école privée et testés dans les PISA de 2000 et 2003 ont contribué à ces scores au niveau national. La suite serait de voir d'une part quels sont les niveaux des compétences des professeurs du primaire et du secondaire, et d'autre part les niveaux de ceux qui décident de devenir professeurs par rapport à ceux qui font des d'autres choix d'études et leurs rémunérations sur le marché du travail.

TABLEAU 1

PROPORTION ET NOMBRE D'ÉLÈVES PAR SECTEUR (PUBLIC, PRIVÉ) AU QUÉBEC ET DANS LE RESTE DU CANADA, 2000-2012

Année et secteur d'études		Québec		Reste du Canada	
Année	Secteur	%	N	%	N
2000	Public	84,3	63 546	96,7	234 079
	Privé	15,7	11 791	3,3	8 008
2003	Public	84,0	58 434	95,8	233 811
	Privé	16,0	11 111	4,2	10 053
2006	Public	81,7	70 862	95,8	261 645
	Privé	18,3	14 027	4,2	11 466
2009	Public	79,6	63 736	96,4	258 074
	Privé	20,4	16 150	3,7	9 785
2012	Public	78,0	59 243	95,9	251 110
	Privé	22,0	16 603	4,1	10 858

NOTE : Calculs de l'auteur à partir des données pondérées de PISA 2000-2012.

TABLEAU 2

SCORE MOYEN EN LECTURE, MATHÉMATIQUES ET SCIENCES DES ÉLÈVES DE 15 ANS SELON LE TYPE D'ÉCOLE AU QUÉBEC ET DANS LES AUTRES PROVINCES, PISA 2000, 2003, 2006, 2009 ET 2012

Année, nombre d'élèves et type d'école	Lecture	Math	Sciences
Québec 2012			
Tous : 77867	520	536	516
Écoles publiques : 60 760	506	522	505
Écoles privées : 17 107	573	584	554
Différences privées-publiques	67	62	49
Québec 2009			
Tous : 82 469	522	540	525
Écoles publiques : 65 079	510	529	513
Écoles privées : 16 724	567	598	568
Différences privées-publiques	57	69	55
Québec 2006			
Tous : 86 815	522	541	531
Écoles publiques : 64 282	511	532	519
Écoles privées : 14 445	584	595	591
Différences privées-publiques	73	63	72
Québec 2003			
Tous : 73 757	525	537	520
Écoles publiques : 60 378	516	527	508
Écoles privées : 11 446	570	591	576
Différences privées-publiques	54	64	68
Québec 2000			
Tous : 83 132	536	550	541
Écoles publiques lecture : 66 863	529	544	534
Écoles privées lecture : 13 469	568	583	574
Différences privées-publiques	39	39	40
Autres provinces tous (si écoles privées)			
2012 : 270 063 (17 378)	524	513	528
2009 : 277 818 (10 103)	525	522	530
2006 : 284 064 (11 732)	528	523	535
2003 : 256 679 (10 720)	529	532	529
2000 : 262 147/32 338 (2 385)	534	528	526

Taux de réponse des élèves : 2012, Québec 75,6 % et Canada 80,8 %; 2009, Québec 71,0 % et Canada 79,5 %; 2006, Québec 73,3 % et Canada 81,5 %; 2003, Québec 85,9 % et Canada 83,9 %; 2000, Québec 86,1 % et Canada 84,9 %.

NOTE : Dans les autres provinces, il y a une différence de 1 point pour les scores moyens de tous les élèves lorsque les scores des élèves des écoles privées sont pris en considération (PISA 2003, 2006 et 2009) et de 2 points en 2000 pour chacun des tests. En 2012, les scores des élèves aux écoles publiques (privées) sont respectivement pour les tests : lecture 522 (556); mathématiques 512 (545); et sciences 527 (563). Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées des enquêtes PISA 2000-2012; les scores sont calculés selon les 5 valeurs plausibles pondérées et les 80 poids de réplique, et le nombre d'étudiants selon les poids étudiants.

TABLEAU 3.1

NIVEAUX DE COMPÉTENCE ET SCORE MOYEN EN LECTURE ET EN SCIENCES SELON LE NIVEAU/ÉCHELLE ET LE SECTEUR AU QUÉBEC ET EN ONTARIO, ÉLÈVES DE 15 ANS EN SECONDAIRE 3 OU 4, 2000 ET 2009

Score plancher	Compétences		Québec						Ontario	
			Tous		Privé		Public		Tous	
			Niveaux	Échelle	%	Score	%	Score	%	Score
Lecture (2000)										
262	Très faible	1	1	310	0	331	1	309	2	308
334	Faible	2	4	382	3	388	4	381	7	377
407	Basique	3	15	450	8	455	16	449	19	448
480	Très bon	4	30	520	25	521	31	520	27	519
552	Élevé	5	33	586	39	587	32	586	29	587
625	Excellent	6	15	653	22	653	13	653	13	654
698	Exceptionnel	7	2	721	4	723	1	719	2	725
	(4 + 5 + 6 + 7)		81		89		79		72	
		Total	100	547	100	573	100	542	100	534
		N/Obs.	3 897	68 637	710	11 569	3 187	57 068	4 122	122 616
Lecture (2009)										
262	Très faible	1	1	308	0	326	1	307	1	308
334	Faible	2	6	383	2	392	8	382	7	376
407	Basique	3	19	451	9	452	21	451	19	449
480	Très bon	4	33	518	26	523	34	517	30	518
552	Élevé	5	31	586	41	588	28	585	29	587
625	Excellent	6	10	652	21	654	7	649	12	652
698	Exceptionnel	7	0	718	1	725	0	711	1	717
	(4 + 5 + 6 + 7)		74		89		70		83	
		Total	100	529	100	570	100	518	100	532
		N/Obs.	3 538	75 780	993	16 602	2 545	59 754	4 132	142 462

NOTE : Années lorsque le domaine principal est la lecture. Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'enquête PISA et scores planchers des niveaux de compétence donnés par PISA et leurs échelles et nos qualificatifs pour résumer le contenu de chaque niveau des compétences.

TABLEAU 3.2

NIVEAUX DE COMPÉTENCE ET SCORE MOYEN EN MATHÉMATIQUES SELON LE NIVEAU/ÉCHELLE ET LE SECTEUR AU QUÉBEC ET EN ONTARIO, ÉLÈVES DE 15 ANS EN SECONDAIRE 3 OU 4, 2003 ET 2012

Score plancher	Compétences		Québec						Ontario	
			Tous		Privé		Public		Tous	
			%	Score	%	Score	%	Score	%	Score
Mathématiques (2003)										
255	Très faible	1	1	330	0	323	1	329	2	331
358	Faible	2	4	395	1	399	5	395	7	394
420	Basique	3	15	455	5	461	17	455	20	456
482	Très bon	4	24	515	18	519	26	515	30	513
545	Élevé	5	30	575	34	577	30	574	25	575
607	Excellent	6	19	635	28	635	17	635	13	636
669	Exceptionnel	7	7	696	15	695	5	696	3	691
	(4 + 5 + 6 + 7)		80		84		76		71	
		Total	100	551	100	593	100	542	100	527
		N/Obs.	2 931	61 185	612	10 889	2 319	50 296	3 150	112 407
Mathématiques (2012)										
255	Très faible	1	2	329	0	329	2	329	3	332
358	Faible	2	6	394	2	397	8	393	9	393
420	Basique	3	16	455	6	456	19	455	23	454
482	Très bon	4	25	516	18	521	27	515	28	513
545	Élevé	5	28	574	33	574	26	574	21	574
607	Excellent	6	17	633	28	634	14	632	11	634
669	Exceptionnel	7	6	698	12	701	4	696	3	695
	(4 + 5 + 6 + 7)		76		92		71		65	
		Total	100	543	100	587	100	530	100	514
		N/Obs.	4 010	71 931	1 033	16 602	2 978	55 329	3 699	136 455

NOTE : Années lorsque le domaine principal est la lecture. Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'enquête PISA et scores planchers des niveaux de compétence donnés par PISA et leurs échelles et nos qualificatifs pour résumer le contenu de chaque niveau des compétences.

TABLEAU 4

NOMBRE DE LIVRES À LA MAISON ET SCORES MOYENS EN LECTURE ET EN MATHÉMATIQUES SELON LA CATÉGORIE DU NOMBRE DE LIVRES AU QUÉBEC PAR SECTEUR D'ÉTUDES ET DANS LE RESTE DU CANADA, 2000-2012

Nombre de livres	Québec (tous)			Québec (public)			Québec (privé)			Reste du Canada		
	%	Score L	Score M	%	Score L	Score M	%	Score L	Score M	%	Score L	Score M
0-10	12	469	492	13	464	488	5	524	544	6	458	471
11-25	17	504	515	19	500	510	11	548	557	12	495	493
26-100	30	527	540	31	521	533	29	564	579	27	520	516
101-200	19	547	555	18	537	544	22	583	592	21	544	535
201-500	12	565	575	10	555	562	21	589	602	18	562	551
+ 500	6	564	574	5	549	560	11	601	607	11	565	554
NSP	3	459	492	4	449	482	2	562	583	5	487	492
Total	100	525	540	100	515	529	100	574	586	100	529	525
Nombre		391 062			30 863			69 682			1 308 755	

NOTE : NSP signifie ne sait pas ou non réponse. L : lecture; M : mathématiques. Calculs de l'auteur à partir des données pondérées de PISA 2000-2012.

TABLEAU 5

EFFETS DE TRAITEMENT ESTIMÉS DU SECTEUR PRIVÉ SUR LE SCORE MOYEN (ÉCART-TYPE) DES TRAITÉS EN LECTURE, MATHÉMATIQUES ET SCIENCE, QUÉBEC, 2000-2012

Spécification et échantillon Modèle de résultat et de sélection	Lecture				Mathématiques				Science			
	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D
Régression linéaire ajustée (RA) sans sélection	42 (3,4)*	46 (4,4)*	25 (3,8)*	28 (4,8)*	43 (3,2)*	49 (4,2)*	26 (3,8)*	28 (4,8)*	40 (3,8)*	44 (4,4)*	22 (4,0)*	24 (4,6)*
Poids inversés de probabilité et régression logit (IPWRA)	44 (3,2)*	46 (4,0)*	24 (3,3)*	25 (4,2)*	43 (3,4)*	50 (4,0)*	24 (3,6)*	27 (4,2)*	39 (3,4)*	44 (4,0)*	20 (3,6)*	22 (4,2)*
Appariement de traitement par scores de propension (ASP)	38 (1,4)*	39 (1,9)*	22 (1,7)*	21 (2,2)*	38 (1,6)*	39 (1,9)*	20 (1,9)*	21 (2,2)*	37 (1,6)*	39 (1,9)*	18 (2,0)*	21 (2,2)*
Balancement entropique et régression linéaire (BE)	43 (3,4)*	48 (5,2)*	23 (4,0)*	24 (5,5)*	44 (3,7)*	51 (4,6)*	24 (3,3)*	27 (4,3)*	41 (4,2)*	45 (5,1)*	20 (3,7)*	21 (4,2)*
N	17 127	10 837	15 909	9 976	15 412	10 837	14 400	9 976	15 441	10 837	14 418	9 976

NOTE : Les spécifications sont décrites dans le texte. Les spécifications A et B excluent les variables familiales; les échantillons C et D incluent les variables familiales; l'échantillon D ajoute la variable donnant le nombre d'écoles concurrentes. Les modèles de résultat, et de sélection s'il y a lieu, sont présentés dans la section de la méthodologie économétrique. Le nombre d'observations pour les scores de mathématiques et science est inférieur à celui de la lecture parce que tous les élèves n'ont pas eu à faire ces tests en 2000. Les élèves sélectionnés sont tous en secondaire III ou IV.

Niveau de significativité statistique : \* = 1 %.



TABLEAU 6

EFFETS DE TRAITEMENT ESTIMÉS DU SECTEUR PRIVÉ SUR LE SCORE MOYEN (ÉCART-TYPE) DES TRAITÉS EN LECTURE, MATHÉMATIQUES ET SCIENCE, QUÉBEC, 2000-2012

	Québec (public) et Ontario		Québec (privé) et Ontario		Québec (public) et Ontario		Québec (privé) et Ontario		Québec (public) et Ontario		Québec (privé) et Ontario	
Modèle	Balancement entropique et régression linéaire (BE)				Poids inversés de probabilité et régression logit (IPWRA)				Appariement de traitement par scores de propension (ASP)			
Spécification	A'	B'	C'	D'	A'	B'	C'	D'	A'	B'	C'	D'
Lecture	22 (2,8)*	14 (3,8)*	32 (4,0)*	32 (5,0)*	21 (2,8)*	14 (4,0)*	32 (3,33)*	32 (5,0)*	21 (2,8)*	14 (3,8)	38 (3,6)*	35 (2,6)*
N	21 729	13 177	16 889	10 440	21 729	13 177	16 889	10 440	21 729	13 177	16 825	10 440
Mathématiques	37 (3,0)*	43 (3,8)*	55 (4,2)*	63 (4,6)*	37 (3,0)*	42 (2,6)*	61 (3,0)*	64 (4,8)*	37 (3,0)*	42 (3,6)	49 (3,6)*	51 (4,4)*
N	19 337	13 177	14 991	10 440	19 337	13 177	14 991	10 440	19 306	13 177	14 991	10 440
Science	15 (3,4)*	13 (4,0)*	24 (4,4)*	27 (5,00)*	15 (3,4)*	12 (4,0)*	38 (3,8)*	26 (5,0)*	15 (3,2)*	12 (3,8)*	28 (4,0)*	29 (2,8)*
N	19 343	13 177	14 996	10 440	19 343	13 177	15 090	10 440	19 343	13 177	15 029	10 440

NOTE : Les spécifications sont décrites dans le texte. Les spécifications A' et C' comprennent les variables propres à l'élève et sa famille, mais excluent les variables de la langue parlée à la maison. Les échantillons B' et D' comprennent les mêmes variables et les catégories donnant le nombre d'écoles concurrentes. Les modèles de résultats, et de sélection s'il y a lieu, sont présentés dans la section de la méthodologie économétrique. Le nombre d'observations pour les scores de mathématiques et science est inférieur à celui de la lecture parce que tous les élèves n'ont pas eu à réaliser ces tests en 2000. Les élèves sélectionnés sont tous en secondaire IV (grade 10).

Niveau de significativité statistique : \* = 1 %.

TABLEAU 7

EFFETS MARGINAUX ESTIMÉS DE L'ÉCOLE PRIVÉE SUR LES NIVEAUX DE COMPÉTENCE PAR LOGIT ORDONNÉ ET PAR PROBIT, QUÉBEC PRIVÉ PAR RAPPORT AU PUBLIC ET QUÉBEC PRIVÉ OU PUBLIC PAR RAPPORT À L'ONTARIO, 2000-2012

Niveaux prédits (logit ordonné)	Lecture			Mathématiques			Science		
	dy/dx	E.-T.	z	dy/dx	E.-T.	z	dy/dx	E.-T.	z
Québec, élèves des écoles privées et publiques									
1. < Basique	-0,02	0,00	-12	-0,02	0,00	-12	-0,07	0,01	-10
2. Basique	-0,07	0,01	-13	-0,05	0,00	-12	-0,04	0,00	-10
3. Limites	-0,07	0,01	-13	-0,07	0,01	-12	0,05	0,00	10
4. Élevé	0,10	0,01	-13	0,02	0,00	9	0,03	0,00	10
5. Complexe et +	0,06	0,00	-13	0,11	0,01	-13	0,03	0,00	10
Pseudo R <sup>2</sup>	0,099			0,079			0,089		
N	15 738			15 738			15 738		
État prédit (probit)	Proba.	E.-T.	z	Proba.	E.-T.	z	Proba.	E.-T.	z
0. = Niveaux 1 + 2 + 3	0,42	0,01	74	0,56	0,01	101	0,13	0,00	34
1. = Niveaux 4 + 5	0,58	0,01	51	0,70	0,01	68	0,17	0,01	20
Pseudo R <sup>2</sup>	0,145			0,118			0,201		
N	15 738			15 738			15 738		
Québec, élèves des écoles privées et tous les élèves ontariens									
1. < Basique	-0,03	0,00	-14	-0,06	0,00	-18	-0,07	0,01	-10
2. Basique	-0,09	0,01	-15	-0,13	0,01	-22	-0,04	0,00	-11
3. Limites	-0,08	0,00	-16	-0,11	0,01	-21	0,04	0,00	10
4. Élevé	0,11	0,01	15	0,08	0,01	17	0,04	0,00	11
5. Complexe et +	0,09	0,01	17	0,22	0,01	25	0,04	0,00	11
Pseudo R <sup>2</sup>	0,062			0,063			0,064		
N	16 672			16 672			16 672		
État prédit (probit)	Proba.	E.-T.	z	Proba.	E.-T.	z	Proba.	E.-T.	z
0. = Niveaux 1 + 2 + 3	0,46	0,01	85,9	0,49	0,01	93	0,17	0,00	41
1. = Niveaux 4 + 5	0,66	0,01	53,1	0,77	0,01	72	0,22	0,01	20
Pseudo R <sup>2</sup>	0,091			0,091			0,155		
N	16 672			16 672			16 672		

TABLEAU 7 (suite)

EFFETS MARGINAUX ESTIMÉS DE L'ÉCOLE PRIVÉE SUR LES NIVEAUX DE COMPÉTENCE PAR LOGIT ORDONNÉ ET PAR PROBIT, QUÉBEC PRIVÉ PAR RAPPORT AU PUBLIC ET QUÉBEC PRIVÉ OU PUBLIC PAR RAPPORT À L'ONTARIO, 2000-2012

Niveaux prédits (logit ordonné)	Lecture			Mathématiques			Science		
	$dy/dx$	E.-T.	$z$	$dy/dx$	E.-T.	$z$	$dy/dx$	E.-T.	$z$
Québec, élèves des écoles publiques et tous les élèves ontariens									
1. < Basique	-0,02	0,00	-13	-0,04	0,00	-18	-0,04	0,01	-8
2. Basique	-0,07	0,00	-14	-0,08	0,00	-20	-0,02	0,00	-8
3. Limites	-0,05	0,00	-15	-0,07	0,00	-21	0,03	0,00	8
4. Élevé	0,07	0,01	14	0,05	0,00	16	0,02	0,00	8
5. Complexe et +	0,06	0,00	16	0,14	0,01	24	0,02	0,00	8
Pseudo R <sup>2</sup>	0,062			0,075			0,060		
N	21 666			21 666			21 666		
État prédit (probit)	Proba.	E.-T.	$z$	Proba.	E.-T.	$z$	Proba.	E.-T.	$z$
0. = Niveaux 1 + 2 + 3	0,44	0,01	83	0,48	0,01	91	0,16	0,00	40
1. = Niveaux 4 + 5	0,55	0,01	73	0,66	0,01	93	0,18	0,01	30
Pseudo R <sup>2</sup>	0,075			0,091			0,161		
N	21 666			21 666			21 666		

NOTE : Chaque probit ordonné et probit binaire inclut toutes les variables utilisées dans les estimations précédentes. Les effets marginaux sont calculés à la valeur moyenne des covariables. Les niveaux de compétences sont celles de PISA. Pour les estimations avec l'Ontario, les élèves sélectionnés sont tous en secondaire IV.

TABLEAU 8

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES ÉCHANTILLONS, QUÉBEC PAR SECTEUR ET ONTARIO, 2000-2012

	Québec (public) (15 021 obs.)	Québec (privé) (4 315 obs.)	Ontario (17 301 obs.)
Secteur public %	82	18	97
Garçon	50	48	48
Grade 10	54	71	91
Grade 9	34	25	4
Âge en années	15,8	15,8	15,8
Langue française	79,1	80,2	2
Langue anglaise	9,3	10,5	74,4
Langue autre	6,8	7,3	14,2
Langue non déclarée	4,9	2	9,4
2000	20,2	16,9	19,2
2003	18,4	15,9	16,9
2006	22,4	20,1	22,2
2009	20,1	23,3	21,5
2012	18,8	23,8	20,5
Canadien de naissance	90,2	91,8	76,4
Non né au Canada	7,3	7,4	15,5
Non déclaré	2,5	0,8	8,1
Mère canadienne de naissance	81,1	78,5	54,9
Mère non née au Canada	15	19,6	36,6
Mère statut non déclaré	3,9	2	8,5
Père canadien de naissance	79,6	77,3	52,6
Père non né au Canada	16,1	20,5	38,2
Père statut non déclaré	4,2	2,2	9,1
Éducation mère non déclarée	4,3	2,5	8,4
Éducation mère < secondaire	13,1	3,5	5,3
Éducation mère secondaire	29,4	15,9	22,5
Éducation mère > secondaire	26,6	25,4	28,7
Éducation mère université ou plus	26,7	53,8	35
Éducation père non déclarée	6,9	3,1	11,8
Éducation père < secondaire	16	5,4	7,2
Éducation père secondaire	31,3	17,6	22,7
Éducation père > secondaire	19,7	19,9	22,2
Éducation père université	26,1	53,9	36,2
Taille urbaine non déclarée	4,4	1,7	1,1
Taille urbaine village/rural	3,7	3,3	4,3
Taille urbaine petite ville	21,9	8,7	12,7
Taille urbaine ville	39,9	37,4	22,3
Taille urbaine grande ville	16,4	22,8	40,7
Taille urbaine > 1 million	13,6	26,3	18,9
École concurrente non déclaré	8,5	0	1,6
École concurrente 2 ou plus	55,8	92	68,4
École concurrente 1	13,3	4,9	22,1
École concurrente 0	22,5	3,1	7,9

TABLEAU 8 (suite)

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES ÉCHANTILLONS, QUÉBEC PAR SECTEUR ET ONTARIO, 2000-2012

	Québec (public) (15 021 obs.)	Québec (privé) (4 315 obs.)	Ontario (17 301 obs.)
Indice profession (11-90)	53,4	63	54,2
P25	37	53	43
P50	53	67	55
P75	67	71	70

NOTE : Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de PISA 2000-2012.

## ANNEXE

L'annexe statistique présente des données supplémentaires sur le cursus scolaire, les scores PISA, les caractéristiques socioéconomiques et certaines caractéristiques des écoles au Québec (privé et public) et en Ontario

Le tableau A1 identifie, pour toutes les années PISA, le pourcentage et le nombre des élèves de 15 ans sélectionnés pour l'enquête selon le niveau et le secteur d'études au Québec et dans le reste du Canada.

Le tableau A2 présente les scores des élèves des écoles privées et publiques au Québec avec ceux de quelques pays asiatiques, où les élèves sont considérés comme les plus performants, ceux de quelques pays européens (Finlande, Norvège, Suède et Danemark), avec en plus les scores au PISA des élèves de quelques provinces considérées comme en haut du classement au Canada (Ontario, Colombie-Britannique, Alberta et la Nouvelle-Écosse, où les élèves ont des scores dans la moyenne canadienne). La performance des élèves du privé est égale ou supérieure à celles des élèves des pays asiatiques retenus ainsi qu'à celles des élèves des pays scandinaves et de provinces retenues. Quant aux scores des élèves du public, ils sont similaires aux moyennes dans les pays scandinaves (sauf en Finlande) et inférieurs à ceux des provinces identifiées. Un comité d'experts (Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport, 2014), mandaté par le ministère de l'Éducation du Québec pour analyser différents aspects de « l'efficacité » des commissions scolaires, affirme candidement :

Dans le cadre de l'enquête du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) de 2012, les élèves du Québec ont obtenu le meilleur score de tous les élèves du Canada à l'évaluation des mathématiques sur papier PISA. Leurs scores étaient également les meilleurs de tous les élèves occidentaux, se situant tout juste après ceux de la Chine, de Singapour, de Hong Kong, de Taipei, de la Corée, de Macao et du Japon. Lors de l'évaluation informatisée en mathématiques de la même enquête, les scores des élèves québécois étaient également parmi les meilleurs des pays participants et au 3e rang

TABLEAU A1

POURCENTAGE PAR NIVEAU SCOLAIRE ET NOMBRE TOTAL D'ÉLÈVES,  
QUÉBEC PAR SECTEUR, RESTE DU CANADA ET ONTARIO, 2000-2012

Niveau d'études	Grade	2000	2003	2006	2009	2012
Québec (public)	85	84	82	80	78	
Sec I, II	7, 8	11	14	7	6	7
Sec III	9	31	34	34	38	37
Sec IV	10	57	51	59	55	56
Sec V	11	1	1	0	0	0
N		63 546	58 434	70 862	63 736	59 243
Québec (privé)	15	16	18	20	22	
Sec I, II	7, 8	2	2	1	1	0
Sec III	9	25	22	21	26	30
Sec IV	10	72	73	75	72	69
Sec V	11	2	2	4	1	1
N		11 791	11 111	14 027	16 150	16 603
Reste du Canada						
Sec I, II	7, 8	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1
Sec III	9	9	8	8	7	7
Sec IV	10	90	91	91	92	92
Sec V	11-13	2	1	1	1	1
N		253 270	220 117	275 716	268 825	262 150
Ontario						
Sec I, II	7, 8	0	0	0	0	0
Sec III	9	4	4	4	4	4
Sec IV	10	94	95	95	95	96
Sec V	11-13	2	1	1	1	0
N		119 465	85 661	140 537	139 045	131 992

NOTE : Pour désigner les niveaux d'étude, on adopte la terminologie québécoise du secondaire et pour le reste du Canada celle de « grade » scolaire. Calculs de l'auteur à partir des micro-données de PISA 2000-2012.

des élèves canadiens, derrière la Colombie-Britannique et l'Ontario, mais devant l'Alberta. En lecture, les scores des élèves québécois se situaient toujours parmi les meilleurs à l'échelle internationale, mais légèrement au-dessous de la moyenne canadienne. En sciences, leurs scores étaient légèrement au-dessus de la moyenne internationale, mais sous la moyenne canadienne. Les scores des élèves québécois aux épreuves internationales sont donc similaires à ceux obtenus lors d'épreuves canadiennes, avec une performance supérieure en mathématiques et une performance dans la moyenne en sciences et en lecture, ou légèrement sous celle-ci. (p. 52)

Ces affirmations sont fausses pour les écoles publiques et vraies pour les élèves des écoles privées, comme le montre le tableau A2.

TABLEAU A2

SCORES MOYENS AUX TESTS PISA 2012-2000, QUÉBEC (ÉLÈVES DES ÉCOLES PRIVÉES ET PUBLIQUES), CERTAINS PAYS ASIATIQUES ET EUROPÉENS ET QUELQUES PROVINCES PARTICIPANTES (COLOMBIE-BRITANNIQUE, ALBERTA ET NOUVELLE-ÉCOSSE)

Domaines	Pisa 2012			Pisa 2009			Pisa 2006			Pisa 2003			Pisa 2000		
	Lect.	Math	Sci.	Lect.	Math	Sci.	Lect.	Math	Sci.	Lect.	Math	Sci.	Lect.	Math	Sci.
Singapour	555	572	551	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Corée	545	554	538	534	542	538	556	547	522	534	542	538	525	547	552
Japon	554	536	547	498	534	548	498	523	531	498	534	548	522	557	550
Québec (privé)	573	584	554	570	591	576	584	595	591	570	591	576	570	583	574
Finlande	524	519	545	543	544	548	547	548	563	543	544	548	546	536	538
Norvège	502	489	495	500	495	484	484	490	487	500	495	484	505	499	500
Suède	491	478	483	514	509	506	507	502	503	514	509	506	516	510	512
Danemark	495	500	496	492	514	475	494	513	496	492	514	475	497	514	481
Québec (public)	506	522	505	516	527	508	511	532	519	516	527	508	529	544	534
C.-Britan.	542	522	544	535	538	527	528	523	539	535	538	527	538	534	533
Alberta	529	517	539	543	549	538	534	530	545	543	549	538	550	547	546
N.-Écosse	520	497	516	513	515	516	505	506	520	513	515	516	521	513	516

NOTE : Le domaine principal pour chaque enquête PISA est en gras; l'enquête cible les élèves de 15 ans. Calculs de l'auteur pour les scores moyens par secteur au Québec à partir des micro-données pondérées des enquêtes PISA-OCDE; pour les autres notes au PISA, résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE, Statistique Canada, différentes années.

*Description de deux niveaux des compétences*

« Au niveau 2, les élèves peuvent interpréter et reconnaître des situations dans des contextes qui leur demandent tout au plus d'établir des inférences directes. Ils ne peuvent puiser des informations pertinentes que dans une seule source d'information et n'utiliser qu'un seul mode de représentation. Ils sont capables d'utiliser des algorithmes, des formules, des procédures ou des conventions élémentaires. Ils peuvent se livrer à un raisonnement direct et interpréter les résultats de manière littérale. Au niveau 5, les élèves peuvent élaborer et utiliser des modèles dans des situations complexes pour identifier des contraintes et construire des hypothèses. Ils sont capables de choisir, de comparer et d'évaluer des stratégies de résolution de problèmes leur permettant de s'attaquer à des problèmes complexes en rapport avec ces modèles. Ils peuvent aborder les situations sous un angle stratégique en mettant en œuvre un grand éventail de compétences pointues de raisonnement et de réflexion, en utilisant les caractérisations symboliques et formelles et les représentations y afférentes et en s'appuyant sur leur compréhension approfondie de ces situations. Ils peuvent réfléchir à leurs actes et formuler et communiquer leurs interprétations et leur raisonnement. » OCDE, Rapport technique PISA, différentes années.



TABLEAU A3

POURCENTAGE DU NOMBRE DE VOITURES DE LA FAMILLE DES ÉTUDIANTS DE 15 ANS ET DES RESSOURCES DES JEUNES PAR SECTEUR (PUBLIC, PRIVÉ), QUÉBEC ET RESTE DU CANADA (RduC), POUR CERTAINES ANNÉES

Année Secteur	2000		2003		2006		2009		2012		2012 (RduC)	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
Nombre de voitures												
0	4	5	nd	nd	6	3	3	1	4	2	4	0
1	31	28	nd	nd	28	23	25	17	24	20	22	14
2	47	49	nd	nd	44	52	44	56	43	53	42	49
3 ou +	15	16	nd	nd	19	21	24	23	25	25	30	35
NSP	3	2	nd	nd	2	1	4	2	3	1	3	2
Bureau pour étudier												
Oui	77	88	81	91	84	94	91	97	91	98	82	
Non	21	12	17	7	6	1	6	2	6	2	15	
NSP	2	0	2	2	10	5	3	1	3	0	3	
Place pour étudier												
Oui	92	93	86	91	90	94	89	94	89	93	90	
Non	6	6	12	7	9	6	8	4	8	6	8	
NSP	2	1	2	2	1	0	3	2	3	1	2	
Chambre personnelle												
Oui	90	92	89	93	89	93	89	95	88	94	91	
Non	9	8	9	5	10	7	8	4	9	6	7	
NSP	2	0	2	2	1	0	3	1	3	0	2	

NOTE : En 2003, la question n'a pas été posée. NSP : ne sait pas ou refus. Calculs de l'auteur à partir des données pondérées de PISA 2000-2012.

TABLEAU A4

DÉCILES DE L'INDICE DU STATUT PROFESSIONNEL (ISP) PARENTAL ET SCORES MOYENS EN LECTURE ET EN MATHÉMATIQUES PAR SECTEUR D'ÉTUDES AU QUÉBEC (QC) ET DANS LE RESTE DU CANADA (RduC), 2000-2012

Décile de l'ISP	QC Tous (1)	RduC Tous (2)	QC-RduC Tous (3) = (2) - (1)	QC Public (4)	QC-RduC (5) = (4) - (2)	QC Privé (6)	QC Privé-public (7) = (6) - (4)	QC (privé)-RduC (8) = (6) - (2)
Scores en lecture								
1	488	493	-5	486	-8	547	58	53
2	497	502	-5	494	-8	551	54	49
3	515	516	-1	511	-5	557	42	41
4	520	527	-8	515	-13	557	38	30
5	527	531	-4	522	-9	565	38	34
6	537	539	-1	531	-8	570	32	31
7	537	541	-4	529	-12	569	33	28
8	543	551	-8	533	-18	573	30	23
9	558	563	-4	547	-16	584	26	21
10	564	564	0	546	-18	593	29	29
Moyenne	528	533	-4	519	-14	574	46	42
Scores en mathématiques								
1	502	490	12	499	9	560	58	69
2	509	499	10	507	8	550	41	51
3	527	512	14	523	11	564	37	51
4	531	522	9	524	2	575	44	53
5	539	524	14	533	9	578	39	53
6	548	530	18	540	10	581	33	51
7	548	533	15	541	8	579	30	45
8	555	539	15	543	4	589	34	49
9	572	553	19	559	6	599	27	46
10	577	554	23	561	7	604	27	50
Moyenne	541	526	15	531	5	587	46	60

NOTE : Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'enquête PISA.

TABLEAU A5

DÉCILES DE L'INDICE DU STATUT PROFESSIONNEL PARENTAL ET SCORES MOYENS EN LECTURE, EN MATHÉMATIQUES ET EN SCIENCES DES ÉLÈVES EN SECONDAIRE IV PAR SECTEUR D'ÉTUDES AU QUÉBEC (QC) ET EN ONTARIO (RDUC), 2000-2012

Décile de l'ISP	Ontario (tous)			Québec (tous)			Québec (public)			Québec (privé)		
	L	M	S	L	M	S	L	M	S	L	M	S
1	502	494	499	530	541	521	526	537	518	565	574	548
2	509	503	506	535	540	524	532	538	520	570	577	562
3	523	519	519	548	551	536	546	548	532	568	575	559
4	531	523	528	551	559	544	547	554	538	574	589	566
5	539	529	534	555	563	547	551	558	542	576	589	565
6	543	534	541	559	565	551	553	558	545	582	592	572
7	545	536	541	560	570	552	551	563	544	583	587	573
8	554	540	546	568	578	561	563	570	553	581	595	576
9	565	554	557	573	587	569	564	576	561	591	605	582
10	565	553	559	583	595	571	568	581	561	603	613	584
Total	538	529	534	558	567	550	550	558	542	585	597	575
N	575 769			211 946			162 324			48 622		

NOTE : Les observations N sont celles au test de lecture. L : lecture, M : mathématiques, S : sciences. Calculs de l'auteur à partir des micro-données de PISA 2000-2012.

Le tableau A6 présente une compilation des caractéristiques des écoles, des professeurs et des élèves par secteur selon les informations fournies par le directeur de l'école. Elle indique que les écoles qui sont gérées au privé ont plus d'autonomie, des ressources utilisées plus efficacement, un meilleur climat à l'école, des professeurs qui se comportent plus favorablement à la réussite à l'école et vis-à-vis des élèves, des élèves plus présents à l'école avec des attitudes ou comportements plus propices aux études.

TABLEAU A6

INDICES D'ÉCHELLE DE L'ÉCOLE PAR TYPE AU QUÉBEC ET EN ONTARIO  
2012

	Public	Privé	Ontario
Manque prof. en science %			
Non ou très peu	76	92	99
Un peu et oui	24	8	1
Manque prof. en mathématiques %			
Non ou très peu	75	81	91
Un peu ou oui	25	19	9
Manque prof. de langue %			
Non ou très peu	100	100	100
Un peu ou oui	0	0	0
Manque autres types de prof. %			
Non ou très peu	75	95	86
Un peu ou oui	25	5	14
Manque équipement de laboratoire %			
Non ou très peu	85	91	80
Un peu ou oui	15	9	20
Manque ordinateurs en enseignement %			
Non ou très peu	55	74	59
Un peu ou oui	45	26	60
Manque logiciels en enseignement %			
Non ou très peu	66	81	73
Un peu ou oui	34	19	27
Manque matériel en bibliothèque %			
Non ou très peu	88	91	84
Un peu ou oui	12	9	16
Manque bâtiments/terrains %			
Non ou très peu	73	73	74
Un peu ou oui	27	27	26
Groupement habiletés même contenu/difficulté différente %			
Toutes les classes	15	23	32
Certaines classes	55	27	57
Pas pour toutes	30	50	11
Groupement habiletés contenu/difficulté différents %			
Toutes les classes	26	27	34
Certaines classes	56	25	48
Pas pour toutes	18	48	18
Groupement par habiletés			
Toutes les classes	19	42	21
Certaines classes	38	14	47
Pas pour toutes	43	44	32
Pas de groupement par habiletés			
Toutes les classes	15	32	40
Certaines classes	55	31	45
Pas pour toutes	31	37	15
Pression des parents pour réussite %			
Proportion élevée	17	41	41

TABLEAU A6 (suite)

INDICES D'ÉCHELLE DE L'ÉCOLE PAR TYPE AU QUÉBEC ET EN ONTARIO  
2012

	Public	Privé	Ontario	
Minorité de parents	62	59	42	
Absence des parents	21	0	17	
Sélectivité/admission étudiants %				
Jamais plus de 2 facteurs	30	3	24	
Un facteur parfois	41	1	32	
Toujours un facteur	29	96	44	
Nombre moyen élèves	1 172	962	1 103	
Proportion filles %	47	52	48	
Proportion prof. certification %	88	92	98	
Proportion prof. mathématiques et majeur mathématiques %	74	71	61	
Proportion prof. diplôme universitaire %	95	87	97	
Ratio ordinateurs enseignement/étude %	56	51	91	
Ratio élèves professeurs %	15,5 (2)	19,3 (6)	14,3 (4)	
Ratio élèves professeurs mathématiques %	128	115	112	

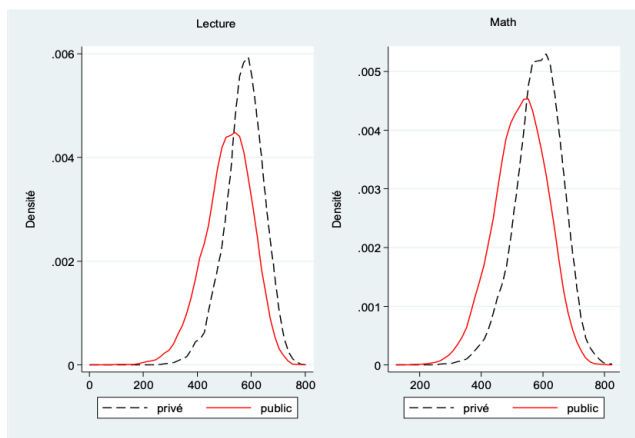
  

Indice IRT (Modèle Item-Réponse)	Public	Privé	Ontario	Diff. privé- public au Québec
1. Indice resp. curriculum et éval.	-0,269	0,121	-0,576	0,389 (0,03)***
2. Indice resp. alloca. ressources	-0,552	0,807	-0,390	1,36 (0,20)***
3. Indice autonomie école	-0,372	0,846	-0,240	1,22 (0,02)***
4. Qualité infrastructure physique	0,363	0,479	0,258	0,115 (0,31)***
5. Qualité ressources éducatives	0,153	0,545	0,232	0,397 (0,03)***
6. Focus des professeurs	-0,658	-0,640	-0,337	0,018 (0,04)
7. Indice de la particip. des prof.	0,187	-0,032	-0,121	-0,219 (0,03)***
8. Indice du moral des professeurs	0,041	0,497	0,314	0,456 (0,03)***
9. Indicateur pénurie de professeurs	0,247	-0,124	-0,525	-0,372 (0,04)***
10. Facteurs étudiants sur climat école	-0,585	0,980	-0,524	1,565 (0,03)***
11. Facteurs prof. sur climat école	-0,207	0,492	0,258	0,698 (0,03)***

NOTE : Pour le calcul des indices et leur signification, il faut se référer au rapport technique 2012 de PISA (en anglais seulement, p. 315-350). Signification des indices IRT de l'école selon leur signe : 1. Plus = Plus de responsabilité; 2. Plus = Plus de responsabilité; 3. Plus = Plus d'autonomie; 4. Plus = Plus de qualité; 5. Plus = Plus de qualité; 6. Moins = Plus professeurs « focusés »; 7. Moins = Plus de participation; 8. Plus = Meilleur esprit (« moral ») des professeurs; 9. Moins = Moins de pénurie; 10. Moins = Plus de facteurs étudiants négatifs qui détériorent le climat de l'école; 11. Moins = Plus de facteurs professeurs négatifs qui détériorent le climat de l'école. Niveau de significativité : \*\*\* signifie 99 %. Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées du PISA 2012.

### GRAPHIQUE A1

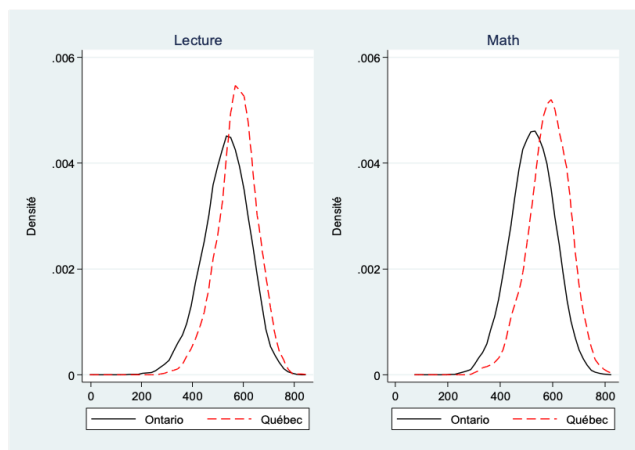
DENSITÉ DE LA DISTRIBUTION DES SCORES (NOYAU EPANECHNIKOV) EN LECTURE ET EN MATHÉMATIQUES DES ÉLÈVES EN SECONDAIRE III OU IV PAR SECTEUR D'ÉTUDES AU QUÉBEC, PISA 2000-2012



NOTE : Calculs de l'auteur à partir des données pondérées de PISA.

### GRAPHIQUE A2

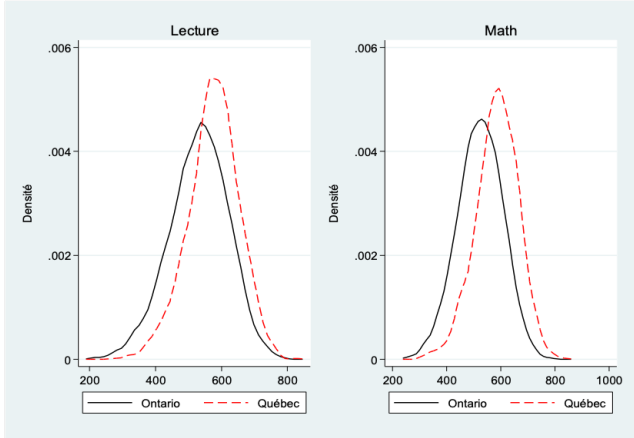
DENSITÉ DE LA DISTRIBUTION DES SCORES (NOYAU ESPANECHNIKOV) EN LECTURE ET MATHÉMATIQUES DES ÉLÈVES EN SECONDAIRE IV, SECTEUR PUBLIC AU QUÉBEC ET ONTARIO, PISA 2000-2012



NOTE : Calculs de l'auteur à partir des données pondérées de PISA.

GRAPHIQUE A3

DENSITÉ DE LA DISTRIBUTION DES SCORES (NOYAU ESPANECHNIKOV) EN LECTURE ET MATHÉMATIQUES DES ÉLÈVES EN SECONDAIRE IV, SECTEUR PRIVÉ AU QUÉBEC ET ONTARIO, PISA 2000-2012



NOTE : Calculs de l'auteur à partir des données pondérées de PISA.

BIBLIOGRAPHIE

- ALTONJI, J., T. ELDER et C. TABER (2005) : « An evaluation of instrumental variable strategies for estimating the effects of catholic schooling », *Journal of Human Resources*, 40(4), 791–821.
- ALTONJI, J., H. C.-I. H. et C. TABER (2015) : « Estimating the Cream Skimming Effect of School Choice », *Journal of Political Economy*, 123(2), 266–324.
- ALTONJI, J. et C. PIERRET (2001) : « Employer Learning and Statistical Discrimination », *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 313–350.
- ANDERSSON, H. et L. BERGMAN (2011) : « The role of task persistence in young adolescence for successful educational and occupational attainment in middle adulthood », *Developmental Psychology*, 47(4), 950–960.
- BELLEY, P. et L. LOCHNER (2007) : « The changing role of family income and ability in determining educational achievement », *Journal of Human Capital*, 1(1), 37–89.
- BERTOLA, G., D. CHECCHI et V. OPPEDISANO (2012) : « On Cross-Country Heterogeneity of Selection into Private Schooling », non publié.
- BETTS, J. (2011) : *Handbook of Economics of Education*. North Holland.
- BETTS, J. et J. SHKOLNIK (2000) : « The Effects of Ability Grouping on Student Achievement and Resource Allocation in Secondary Schools », *Economics of Education Review*, 19(1), 1–15.
- BETTS, J. R. (2001) : « The Impact of School Resources on Women's Earnings and Educational Attainment : Findings from the National Longitudinal Survey of Young Women », *Journal of Labor Economics*, 19(3), 635–57.
- BULLE, N. (2011) : « Comparing OECD educational models through the prism of PISA », *Comparative Education*, 47(4), 503–521.
- BÖHLMARK, A. et M. LINDAHL (2015) : « Independent Schools and Long-run Educational Outcomes : Evidence from Sweden's Large-scale Voucher Reform », *Economica*, 82(327), 508–551.
- CARD, D., M. DOOLEY et A. PAYNE (2010) : « School Competition and Efficiency with Publicly Funded Catholic Schools », *American Economic Journal : Applied Economics*, 2(4), 150–76.
- CARDAK, B. et A. VECCI (2013) : « Catholic school effectiveness in Australia : A reassessment using selection on observed and unobserved variables », *Economics of Education Review*, 37, 34–45.
- CARNOY, M. et R. ROTHSTEIN (2013) : « What Do International Tests Really Show about U.S. Student Performance », Document de Travail, Economic Policy Institute, Stanford University.
- CHETTY, R., J. FRIEDMAN et J. ROCKOFF (2014a) : « The Long-Term Impacts of Teachers I : Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood », *American Economic Review*, 104(9), 2593–2632.



- (2014b) : « The Long-Term Impacts of Teachers II : Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood », *American Economic Review*, 104(9), 2633–2679.
- CHOWDRY, H., C. CRAWFORD, L. DEARDEN, A. GOODMAN et A. VIGNOLES (2013) : « Widening Participation in Higher Education : Analysis Using Linked Administrative Data », *Statistics in Society*, 176(2), 431–457.
- CMEC (2013) : « Measuring up : Canadian Results of the OECD PISA Study : The Performance of Canada's Youth in Mathematics, Reading and Science : 2012 First Results for Canadians Aged 15 », Document de Travail, Council of Ministers of Education.
- COMMISSION DE RÉVISION PERMANENTE DES PROGRAMMES (2015) : « Deuxième rapport de la Commission de révision permanente des programmes – Volume 2 », Document de Travail.
- CORDERO, J., D. PRIOR et R. SIMANCAS (2015) : « A comparison of public and private schools in Spain using robust nonparametric frontier methods », *Central European Journal of Operations Research*, 24(3), 659–680.
- CORNELISZ, I. (2013) : « Relative Private School Effectiveness in the Netherlands : A Reexamination of PISA 2006 and 2009 data », *Procedia Economics and Finance*, 5, 192–201.
- CRAWFORD, C., A. GOODMAN et R. JOYCE (2011) : « Explaining the Socio-economic Gradient in Child Outcomes : The Intergenerational Transmission of Cognitive Skills », *Longitudinal and Life Course Studies*, 2(1), 77–93.
- DAVIES, S. et J. AURINI (2011) : « Exploring School Choice in Canada : Who Chooses What and Why ? », *Canadian Public Policy*, 37(4), 459–477.
- DEARDEN, L., J. FERRI et C. MEGHI (2002) : « The effect of school quality on educational attainment and Wages », *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 1–20.
- DRONKERS, J. et S. AVRAM (2010) : « A cross-national analysis of the relations of school choice and effectiveness differences between private-dependent and public schools », *Educational Research and Evaluation*, 16(2), 151–175.
- DRONKERS, J. et P. ROBERT (2008) : « Differences in Scholastic Achievement of Public, Private Government-Dependent, and Private Independent Schools », *Educational Policy*, 22(4), 541–577.
- DUCKWORTH, K., G. DUNCAN, K. KOKKO, A. LYYRA, M. METZGER et S. SIMONTON (2015) : « The relative importance of adolescent skills and behaviors for future schooling and adult earnings : a cross-national study », Document de Travail, University of California, Irvine.
- DUFLO, E., P. DUPAS et M. KREMER (2011) : « Peer Effects, Teacher Incentives, and the Impact of Tracking : Evidence from a Randomized Evaluation in Kenya », *American Economic Review*, 101, 1739–1774.
- DUNCAN, G. et K. MAGNUSON (2011) : *Whither opportunity? Rising inequality, schools, and children's life chances*. Russell Sage Foundation.

- EPPLE, D., E. NEWLON et R. ROMANO (2002) : « Ability Tracking, School Competition, and the Distribution of Educational Benefits », *Journal of Public Economics*, 83(1), 1–48.
- EPPLE, D. et R. ROMANO (2011) : *Handbook of Social Economics*, vol. 1B. North-Holland.
- EYLES, A. et S. MACHIN (2015a) : « Academy schools and pupil outcomes », Document de Travail, Centre for Economic Performance, LSE.
- (2015b) : « The Introduction of Academy Schools to England's Education », Document de Travail, Centre for Economic Performance, LSE.
- FIGLIO, D. et S. LOEB (2011) : *Handbook of the Economics of Education*. North Holland.
- FIGLIO, D. et M. PAGE (2002) : « School Choice and the Distributional Effects of Ability Tracking : Does Separation Increase Inequality ? », *Journal of Urban Economics*, 51(3), 497–514.
- FIGLIO, D. et J. STONE (2001) : « Can Public Policy Affect Private School Cream Skimming ? », *Journal of Urban Economics*, 49(2), 240–266.
- FRÖLICH, M., M. HUBERT et M. WIESENFARTH (2017) : « The Finite Sample Performance of Semi- and Nonparametric Estimators for Treatment Effects and Policy Evaluation », *Computational Statistics & Data Analysis*, 115, 91–102.
- GANZEBOOM, H., P. D. GRAAF et D. TREIMAN (1992) : « A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status », *Social Science Research*, 21, 1–56.
- GLEWWE, P. (1997) : « Estimating the Impact of Peer Group Effects on Socio-economic Outcomes : Does the Distribution of Peer Group Characteristics Matter ? », *Economics of Education Review*, 16(1), 39–43.
- HAECK, C., P. LEFEBVRE et P. MERRIGAN (2014) : « The distributional impacts of a universal school reform on mathematical achievements : A natural experiment from Canada », *Economics of Education Review*, 41, 137–160.
- HAIDER, S. et G. SOLON (2006) : « Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings », *American Economic Review*, 96(4), 1308–1320.
- HAINMUELLER, J. (2012) : « Entropy Balancing : A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies », *Political Analysis*, 20(1), 25–46.
- HAINMUELLER, J. et X. Y. XU (2013) : « Ebalance : A Stata Package for Entropy Balancing », *Journal of Statistical Software*, 54(7), 1–18.
- HANUSHEK, E. (2002) : *Handbook of Public Economics*. North Holland.
- (2003) : « The Failure of Input-Based Schooling Policies », *The Economic Journal*, 113, F64–F98.
- (2011) : « The economic value of higher teacher quality », *Economics of Education Review*, 30, 466–479.

- HANUSHEK, E., S. LINK et L. WOESSMANN (2013) : « Does School Autonomy Make Sense Everywhere? Panel Estimates from PISA », *Journal of Development Economics*, 104, 212–232.
- HANUSHEK, E. et S. RIVKIN (2010) : « Generalizations about using value-added measures of teacher quality », *American Economic Review*, 100(2), 267–271.
- HANUSHEK, E. et L. WOESSMANN (2008) : « The role of cognitive skills in economic development », *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607–68.
- (2011) : *Handbook of the Economics of Education*. North Holland.
- (2015a) : *The Knowledge Capital of Nations : Education and the Economics of Growth*. MIT Press.
- (2015b) : « Universal Basic Skills : What countries stand to gain », Document de Travail, OCDE.
- HOXBY, C. (2000) : « Does Competition among Public Schools Benefit Students and Taxpayers », *The American Economic Review*, 90(5), 1209–1238.
- (2003) : *The Economics of School Choice*. University of Chicago Press.
- HOXBY, C. (2012) : « Endowment Management Based on a Positive Model of the University », NBER Working Papers 18626, National Bureau of Economic Research.
- IMBENS, G. (2015) : « Matching Methods in Practice : Three Examples », *Journal of Human Resources*, 50(2), 373–419.
- IMBENS, G. et D. RUBIN (2015) : *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences : An Introduction*. Cambridge University.
- IMBENS, G. et J. WOOLDRIDGE (2009) : « Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation », *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86.
- INGRAM, B. et G. NEUMANN (2006) : « The returns to skill », *Journal of Labor Economics*, 13(1), 35–59.
- JERRIM, J. et J. MICKLEWRIGHT (2014) : « Socioeconomic gradients in children's cognitive skills : Are cross-country comparisons robust to who reports family background? », *European Sociological Review*, 30(6), 766–781.
- JERRIM, J. et A. VIGNOLES (2015) : « University access for disadvantaged children : a comparison across countries », *Higher education*, 70(6), 903–921.
- KREUTER, F., S. ECKMAN, K. MAAZ et R. WATERMANN (2010) : « Children's Reports of Parents' Education Level : Does it Matter Whom You Ask and What You Ask About? », *et R. Watermann (2010). « Children's Reports of Parents' Education Level : Does it Matter Whom You Ask and What You Ask About? Survey Research Methods*, 4(3), 127–138.
- LADD, H. et E. FISKE (2011) : « Weighted student funding in the Netherlands : A model for the U.S.? », *Journal of Policy Analysis and Management*, 30(3), 470–498.
- LAPIERRE, D., P. LEFEBVRE et P. MERRIGAN (2016) : « Long term education attainments of private high school students in Québec : Estimates of treatment

- effects from longitudinal data », Document de Travail, Groupe de recherche sur le capital humain.
- LAVY, V., O. SILVA et F. WEINHARDT (2009) : « The Bad, The Good, and the Average : Evidence On The Scale And Nature Of Ability Peer Effects In Schools », *Journal of Labor Economics*, 30(2), 367–414.
- LEFEBVRE, P. et P. MERRIGAN (2016) : « Socio-economic gradients of 15-year-olds literacy and numeracy skills : Comparing Canadian provinces using five PISA data sets (2000-2012) », Document de Travail, 56e Congrès annuel de la Société canadienne de science économique.
- LEFEBVRE, P., P. MERRIGAN et M. VERSTRAETE (2011) : « Private Schools Do Make a Difference on Math Test Scores : Canadian Longitudinal Evidence », *Economics of Education Review*, 30, 79–98.
- MAHUTEAU, S. et K. MAVROMARAS (2014) : « Student Scores in Public and Private Schools : Evidence from PISA 2009 », Document de Travail, IZA.
- MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION, DU LOISIR ET DU SPORT (2014) : « Rapport du comité d'experts sur le financement, l'administration, la gestion et la gouvernance des commissions scolaires », Document de Travail.
- MURNANE, R., J. WILLETT, Y. DUHALDEBORDE et J. TYLER (2000) : « How important are the cognitive skills of teenagers in predicting subsequent earnings ? », *Journal of Policy Analysis and Management*, 19(4), 547–568.
- MURNANE, R., J. WILLETT et F. LEVY (1995) : « The Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination », *Review of Economics and Statistics*, 77(2), 251–266.
- OCDE (2010a) : « PISA 2009 Results : Overcoming Social Background : Equity in Learning Opportunities and Outcomes (Volume II) », Document de Travail.
- (2010b) : « PISA 2009 Results : What Makes a School Successful ? – Resources, Policies and Practices (Volume IV) », Document de Travail.
- (2011) : « Autonomie et responsabilisation des établissements d'enseignement : quel impact sur la performance des élèves ? », Document de Travail.
- (2012) : « Public and Private Schools : How Management and Funding Relate to their Socio-economic Profile », Document de Travail.
- (2013) : « Does it matter which school a student attends ? PISA in Focus 27 », Document de Travail.
- (2014) : « PISA 2012 Technical Report », Document de Travail.
- PFEFFERMANN, D. et V. LANDSMAN (2011) : « Are Private Schools Better Than Public Schools ? Appraisal for Ireland by Methods for Observational Studies », *Annals of Applied Statistics*, 5(3), 1726–1751.
- RIVKIN, S. (2001) : « Tiebout Sorting, Aggregation and the Estimation of Peer Group Effects », *Economics of Education Review*, 20(3), 201–09.
- RIVKIN, S., E. HANUSHEK et J. KAIN (2005) : « Teachers, Schools and Academic Achievement », *Econometrica*, 73(2), 417-458.

- ROSE, H. et J. BETTS (2004) : « The Effect of High School Courses on Earnings », *Review of Economics and Statistics*, 86(2), 497–513.
- RUBIN, D. (1974) : « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-Randomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, 66, 688–701.
- SACERDOTE, B. (2011) : *Handbook of the Economics of Education*, vol. 3. North-Holland.
- STATA (2015) : *Stata Treatment Effects Reference Manual : Release 14*.
- STATISTIQUE CANADA (2001) : « La performance des jeunes du Canada en lecture, en mathématiques et en sciences - Étude PISA de l'OCDE : premiers résultats pour les Canadiens de 15 ans », Document de Travail.
- (2010) : « Measuring Up : Canadian Results of the OECD PISA Study : The Performance of Canada's Youth in Reading, Mathematics and Science 2009 First Results for Canadians Aged 15 », Document de Travail.
- (2013) : « Les compétences au Canada : Premiers résultats du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA) », Document de Travail.
- SUND, K. (2009) : « Estimating Peer effects in Swedish High School using School, Teacher and Student Fixed Effects », *Economics of Education Review*, 28, 329–336.
- TOMA, E. et R. ZIMMER (2000) : « Peer Effects in Private and Public Schools Across Countries », *Journal of Policy Analysis and Management*, 19(1), 75–92.
- VANDENBERGHE, V. (2002) : « Evaluating the Magnitude and the Stakes of Peer Effects analysing Science and Math Achievement across OECD », *Applied Economics*, 34, 1283–1290.
- VANDENBERGHE, V. et S. ROBIN (2004) : « Evaluating the Effectiveness of Private Education Across Countries : A Comparison of Methods », *Labor Economics*, 11, 487–506.
- WATTS, T., G. DUNCAN, J. SIEGLER et P. DAVIS-KEAN (2014) : « What's Past Is Prologue : Relations Between Early Mathematics Knowledge and High School Achievement », *Educational Researcher*, 43(7), 352–360.
- WEST, M. et L. WOESSMANN (2006) : « Which School Systems Sort Weaker Students into Smaller Classes ? », *European Journal of Political Economy*, 22(4), 944–968.