

Lapierre, David; Lefebvre, Pierre; Merrigan, Philip

Working Paper

Les résultats éducatifs de long terme des élèves de l'école secondaire privée au Québec : une évaluation des effets de traitement avec données longitudinales

Research Group on Human Capital - Working Paper Series, No. 16-01

Provided in Cooperation with:

University of Quebec in Montreal, School of Management Sciences (ESG UQAM), Research Group on Human Capital (GRCH)

Suggested Citation: Lapierre, David; Lefebvre, Pierre; Merrigan, Philip (2016) : Les résultats éducatifs de long terme des élèves de l'école secondaire privée au Québec : une évaluation des effets de traitement avec données longitudinales, Research Group on Human Capital - Working Paper Series, No. 16-01, Université du Québec à Montréal, École des sciences de la gestion (ESG UQAM), Groupe de recherche sur le capital humain (GRCH), Montréal

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/209563>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



**Research Group on Human Capital
Working Paper Series**

Les résultats éducatifs de long terme des élèves de
l'école secondaire privée au Québec :
une évaluation des effets de traitement avec données longitudinales

Cahier de recherche numéro 16-01

David Lapierre, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan

Août 2016

<http://grch.esg.uqam.ca/serie-cahiers-recherche/>

Les résultats éducatifs de long terme des élèves de l'école secondaire privée au Québec : une évaluation des effets de traitement avec données longitudinales[#]

David Lapierre, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan
Groupe de recherche sur le capital humain et sciences économiques,
École des sciences de la gestion - UQAM

Août 2016

Résumé

Peu d'études peuvent évaluer les effets de long terme de l'école privée secondaire sur les résultats éducatifs des élèves, tout en contrôlant pour les caractéristiques des élèves et des parents. Au Québec, la deuxième province canadienne la plus peuplée, plus de vingt pourcent des élèves du secondaire fréquentent les écoles privées subventionnées par l'État, mais avec frais de scolarité plafonnés. Les biais de sélection, de causalité et de recrutement causés par la possibilité pour l'école privée de sélectionner les élèves rendent toutefois inappropriée une comparaison simpliste de leurs résultats éducatifs par rapport à leurs pairs du secteur public. Cette étude utilise les quatre premiers cycles de deux cohortes longitudinales de l'Enquête sur les jeunes en transition (EJET) réalisée par Statistique Canada. Elle estime l'effet de traitement de l'école privée sur le taux de graduation du secondaire selon le temps attendu, la fréquentation d'un CEGEP à 19 ans, la fréquentation de l'université à 21 ans ou plus, la graduation universitaire à partir de 24 ans ou plus ainsi que l'inscription aux programmes menant à des professions régies par des ordres professionnels au Québec. L'analyse économétrique estime les effets de traitement selon l'appariement par balancement entropique prenant en considération plusieurs variables clés dont le statut socioéconomique des élèves. Les résultats sont ensuite validés par une simulation de variable confondante. Les effets significatifs et robustes estimés attribuables à l'école privée expliquent plus de 56 de l'écart observé entre les élèves par les données (administratives ou descriptives de l'EJET), et près de 81 pourcent selon le modèle, la cohorte et le sexe.

Abstract

Very few studies analyze the long term educational effects of private secondary school students while controlling for their socioeconomic status. In Québec, the second most populous Canadian province, twenty percent of students at this level are enrolled in private schools subsidized by the government, who however set a relatively low ceiling for the fees in exchange for subsidies. Bias from selection, causality and admission coming from the fact that private schools may select their students, give way to inappropriate simplistic comparison of their educational results with their public sector peers. This study uses the first four longitudinal waves on the two cohorts of Statistics Canada's Youth in Transition Survey (YITS). The analysis estimates the average treatment on the treated effect of private school on secondary school graduation rate within expected number of years (5), enrollment in postsecondary institutions at age 19, university enrollment at age 21 or more, university graduation at age 24 or more, and enrollment in professional degrees program. The econometric analysis of treatment effects is based on a particular entropy balancing algorithm with a large set of key balancing covariates. Results are validated by a simulation-based sensitivity analysis for matching estimators. We find large, positive and statistically significant effects of private schooling on almost all outcomes analyzed. The results are not sensitive to simulations of omitted variable bias.

Code JEL et mots-clés : I20, I21, I28

EJET-YITS, école privée, graduation à l'école secondaire, poursuite et obtention de diplômes d'études postsecondaire et professionnels, données longitudinales, effets de traitement, balancement entropique

English version: "Long term education attainments of private high school students in Québec: estimates of treatment effects from longitudinal data," available at <http://grch.esg.uqam.ca/?lang=en>.

Correspondant : Pierre Lefebvre, sciences économiques, ESG-UQAM, lefebvre.pierre@uqam.ca.

Cette recherche a été soutenue par une subvention d'équipe et une subvention Action concertée-Inégalité phase 4 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), du Réseau canadien des centres de données de recherche. L'analyse des fichiers de l'EJET s'appuie sur des données à accès restreint de l'Enquête EJET-PISA (2000) et les cycles 1-4 de l'EJET réalisées par Statistique Canada qui contiennent des informations anonymes. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs qui ont réalisé l'analyse et non celles des partenaires financiers du CIQSS ou du FRQ.

1. Introduction

La recherche empirique récente en économie de l'éducation indique que les mesures classiques de la réussite scolaire (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 atteintes éducatives sont fortement corrélées avec les résultats tels que l'emploi, les revenus de travail et la distribution du revenu (Hanushek et Woessmann (2015a, 2015b, 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 les succès socioéconomiques des adultes (Ingram et Neumann (2006); Murnane et al. (2000); Rose et Betts (2004)).

Il n'est donc pas étonnant que les pays de l'OCDE consacrent une part importante de leur PIB à l'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 (Hanushek (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 aux différents tests cognitifs (nationaux ou internationaux). Plus récemment, la recherche s'est tournée vers d'autres mécanismes ou facteurs importants de la production des compétences cognitives chez les élèves : la qualité des professeurs et des acteurs du système scolaire (Hanushek et Rivkin (2006)); l'importance de ce qui est enseigné, comment se fait l'enseignement et les stratégies d'enseignement des professeurs (OCDE (2016); Haeck, Lefebvre et Merrigan (2014)). En outre, ces dernières années les gouvernements des pays riches ont porté plus d'attention à l'organisation du système scolaire, sa gouvernance, les types d'écoles, et leur financement (voir OCDE, 2013, 2012, 2011, 2010). Les chercheurs en économie et en sciences sociales ont eux aussi porté plus d'attention aux caractéristiques organisationnelles des écoles (Hanushek, Link et Woessmann (2013); Bulle ((2011)); Hanushek et Woessman ((2011a, 2011b)); Le Donne (2014)).

Les changements organisationnels dans les systèmes d'éducation des pays de l'OCDE sont venus plutôt durant la décennie 2000, avec cette intention des pouvoirs publics de favoriser la concurrence et l'amélioration de la qualité et des résultats des élèves (Figlio et Loeb (2011); Hoxby (2003, 2000)): écoles totalement subventionnées « à charte » ('charter school' aux États-Unis); écoles libres ou

privées ou religieuses (subventionnées) en Suède et aux Pays-Bas (Böhlmark et Lindahl (2015)); Académies/Fondations avec subventions publiques en Angleterre (Eyles et Machin 2015a, 2015b, 2015c); et selon les pays une grande diversité d'écoles dites privées avec subventions partielles ou totales (p. ex. France).

Le Québec constitue à cet égard un laboratoire intéressant car il y a, depuis plusieurs décennies, reconnaissance d'un droit à la coexistence de deux secteurs d'enseignement (public et privé) et le financement public des établissements privés est juridiquement garanti. En outre, plusieurs études indiquent qu'aux tests cognitifs internationaux (p.ex. du PISA) les élèves du secteur privé performant beaucoup mieux que leurs pairs du secteur public à des tests cognitifs et dans l'atteinte de niveaux élevés des compétences en lecture, mathématiques et sciences (Lefebvre (2015); Lapierre (2016); Lefebvre, Merrigan et Verstraete (2011)).

Cette étude essaie de répondre à plusieurs questions soulevées indirectement par ces recherches. Est-ce que les élèves du secteur privé, qui au Québec quittent l'école publique à la fin du primaire, réussissent plus à obtenir leur diplôme d'études secondaires (DES), et dans les temps attendus (17-18 ans) ? Et, par rapport à l'ensemble des diplômés du secondaire, fréquentent-ils davantage le réseau des institutions post-secondaires (programmes collégiaux et universitaires, incluant les programmes menant à des professions régies par des ordres professionnels au Québec) ? Quels sont ces gains de mobilité éducative pour les élèves et quelle est l'importance quantitative de cet «effet de traitement» ? Est-ce que le statut socio-économique (SSE) des élèves, notamment les caractéristiques sociales de leurs parents expliquent les disparités de résultats ?

L'étude s'appuie sur les deux cohortes longitudinales (Cohorte A et Cohorte B) du Québec suivies par l'Enquête sur les jeunes en transition (EJET) conduite par Statistique Canada. L'EJET a recueilli des informations sur les trajectoires éducatives et de travail de jeunes canadiens âgés de 15 ans en 2000 (Cohorte A) et de 18-20 ans en 1999 (Cohorte B). Ils furent ré-interviewés à chaque deux ans par la suite, respectivement six fois jusqu'à l'âge de 25 ans et cinq fois jusqu'à l'âge de 26-28 ans. Ainsi il est possible d'observer si ces jeunes ont obtenu ou non leur DES et à quel âge, ainsi que leurs trajectoires d'études postsecondaires.

Les résultats indiquent des effets de traitement important et statistiquement significatif, qui explique en grande partie les écarts observés entre les élèves qui ont fait leurs études secondaires au secteur privé et au secteur public. Le taux de diplomation du secondaire cinq ans après l'entrée est plus élevé; la fréquentation d'une institution collégiale à 19 ans, la fréquentation de l'université à 21 ans ou plus, et l'obtention du diplôme universitaire de premier cycle se démarquent fortement selon les parcours observés des études au niveau postsecondaire au Québec, par âge et par sexe des jeunes.

Dans la suite du texte, la section 2 résume les principales études qui ont analysé le lien entre l'école privée et essentiellement les scores à des tests nationaux ou internationaux. La section 3 décrit la méthode économétrique utilisée pour les estimations. La section 4 présente les données et les échantillons sélectionnés. La section 5 décrit les résultats, les estimations de robustesse et les discutent. La section 6 avance des explications et tire des enseignements de politique publique de l'analyse. Une courte conclusion résume les résultats.

2. Les effets du secteur secondaire privé

Aux États-Unis, il y a eu beaucoup d'études qui ont tenté de mesurer l'effet de l'école privée (essentiellement catholique au secondaire) et plus récemment celui des écoles 'autonomes' (« charter school ») lesquelles ont un financement public. Dans le cas des écoles catholiques, plusieurs études mettent en doute la possibilité d'utiliser des variables instrumentales valides pour identifier un effet causal (Altonji, Elder et Taber ((2005a, 2005b))). Pour l'école primaire catholique, certaines études récentes ont des résultats avec effets négatifs en lecture et math, respectivement aux États-Unis (Elder et Jepsen (2014)) et en Australie (Nghien et al. (2015)). Au Canada, Card, Dooley et Payne (2010) obtiennent des effets significatifs sur les scores des élèves ontariens au primaire 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. Avec des données administratives longitudinales de la province de Colombie-Britannique des élèves des écoles primaires, Azimil, Friesen et Woodcock (2015) obtiennent que les écoles privées (neutre ou confessionnelle) conduisent à des scores standardisées pour les élèves significativement plus élevés en lecture et en math.

Pour les écoles à charte, il y a un très grand nombre d'études compte tenu du caractère récent de leur création. Celles qui utilisent une approche où les admissions reposent sur une forme quelconque de loterie, trouvent des effets significatifs notamment dans les zones urbaines où les élèves proviennent de milieux défavorisés (Epple, Romano et Urquiola (2015a, 2015b); Booker et al. (2008); Bettinger (2005); Inberman (2011); Carruthers (2012); Angrist, Pathak et Walters (2013)).

Plusieurs travaux s'appuyant sur les données de PISA ont analysé l'effet potentiel de l'école privée secondaire dans plusieurs pays (p.ex. Dronkers et Robert (2008); OECD (2013, 2012, 2010)). Il y a beaucoup d'hétérogénéité dans ces études. Les échantillons utilisés sont tous différents par les années retenues (peu utilisent plus de deux années), par le pays (parmi les pays riches peu ont un secteur privé très important) ou les pays (les groupes choisis sont différents), les échantillons (les sélections des échantillons ne sont pas toujours très explicites). Les méthodes sont aussi différentes

(MCO, régression avec VI, sélection à la Heckman, appariement avec scores de propension, modèle multi-niveaux) 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 corrélatif de secteur privé mais des facteurs susceptibles d'expliquer les scores, comme l'autonomie de l'école, l'immigration, la rémunération des professeurs, le pistage des élèves, 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 associé à l'école privée secondaire. Le plus souvent les différences sont corrélées avec les caractéristiques des élèves, leur SSE familial, plus qu'au SSE des écoles, c'est-à-dire le SSE moyen calculé à partir de celui des élèves et souvent interprété à tort comme un « effet de pairs » (Frenette et Chan (2015, 2014)). Le plus souvent, les études portent sur un pays ou plusieurs pays et en général une année du PISA (voir Lefebvre 2015 pour ces travaux). Le Canada est parfois inclut comme pays faisant partie du groupe de pays avec un secteur privé minime. Si le pourcentage national moyen ne dépasse pas 4% en excluant le Québec, au Québec la part des élèves au secondaire privé a augmenté de 15% à 22% de 2010 à 2012 (voir le tableau A1). 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 de toutes les provinces. Les études économiques qui s'y sont attachées (Lefebvre (2015); Lapierre (2016); Lefebvre, Merrigan et Verstrate (2011)) ont des résultats qui soutiennent empiriquement des effets statistiquement significatifs sur les scores des élèves du secteur privé relativement à leurs pairs de l'école publique, une fois pris en considération les caractéristiques individuelles et parentales¹.

Au Québec, d'une part, on avance que l'enseignement privé favorise la ségrégation des élèves et renforce les inégalités en éducation, parce qu'il est payant. Toujours selon les opposants, l'enseignement privé dispose de ressources financières plus importantes (voir la section 6)² et a donc les moyens d'attirer et de recruter les meilleurs élèves (les plus avantagés socialement) et les 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 dite internationale ou avec un volet spécifique comme le sport, la musique, une autre langue), va

¹ Frenette et Chan (2015, 2014) analysent les différences entre les élèves des deux secteurs de plusieurs provinces pour plusieurs indicateurs de « réussite éducative » (scores au PISA 2000, obtention d'un diplôme d'études secondaires, fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire et diplômes d'études postsecondaires) avec un échantillon très particulier et certainement non représentatif du système québécois (voir Lefebvre pour les faiblesses de l'analyse (2015)).

² C'est faux car le gouvernement impose que les frais de scolarité ne peuvent pas dépasser la subvention publique qui correspond à 60% de celle versée au secteur public.

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 forts ou doués ainsi que 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, alors que les effets estimés par la recherche académique sont minimes (Altonji, Ching-I et Taber (2015); Figlio et Stone (2001); Cardak et Vecci (2013)). D'autres études (Bettinger (2005); Booker et al. (2008); Imberman (2011)) mesurent un impact positif pour les élèves qui demeurent au privé après l'apparition d'une école à charte, effet qui est attribué à l'introduction de compétition dans un marché auparavant monopolistique ou encore à l'homogénéisation des salles de classes qui permettrait à l'enseignant de mieux adapter ses techniques pédagogiques à ses élèves.

Enfin, les élèves qui terminent leurs études secondaires sans maîtriser plus que les compétences cognitives de base peuvent avoir des difficultés à accéder et réussir aux programmes plus exigeants du système d'éducation postsecondaire; et sur le marché du travail pourraient bénéficier moins des opportunités d'apprentissage qui se présentent plus tard dans la vie. La recherche empirique montre que les indicateurs usuels de réussite éducative (diplômes obtenus ou nombre d'années d'études réalisées) peuvent ne pas être suffisants pour réussir dans une économie du savoir. Les habilités cognitives et comportementales acquises au secondaire sont des facteurs importants des transitions éducatives ultérieures (Anderson 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 socioéconomique à l'école secondaire (Jerrim et Vignoles (2015); Ermish et Bono (2012); Lefebvre et Merrigan (2010); Chowdry et al. (2013)). Bien que les études aient des résultats divergeant sur l'impact et l'importance relative des notes et des compétences cognitives 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 l'achèvement des études postsecondaires que les mesures des compétences 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)). 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 importants par lesquels le SSE se transmet d'une génération à l'autre.

3. Cadre analytique

L'objectif de l'étude est de mesurer les taux d'obtention du diplôme d'études secondaires (DES) et le taux de passage au CEGEP et à l'université des élèves du secteur privé par rapport aux élèves du secteur public en contrôlant pour les effets de statuts socioéconomiques des élèves. La modélisation et les estimations reposent sur deux cohortes de jeunes québécois, représentatifs de la population visée et sélectionnés pour l'EJET. La cohorte A a aussi servi d'échantillon pour la première étude du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) conduite par l'OCDE pour mesurer, au plan international, par des tests les compétences cognitives (en lecture, math et sciences) des élèves canadiens de 15 ans en 2000, tous étudiants au niveau secondaire. La cohorte B visait des jeunes un peu plus âgés (de 18-20 ans en 1999 pour le premier cycle en 2000). Pour ceux-ci, l'enquête a aussi recueilli l'information relative à leur secteur d'études au secondaire, l'âge à l'obtention d'un DES. On n'a pas administré à ces derniers de tests cognitifs mais fait un suivi longitudinal de leurs parcours éducatifs annuels comme pour les jeunes de la cohorte A.

Les études observationnelles, comme celles de PISA et de l'EJET, représentatives de la population sélectionnée, se caractérisent par une absence de plan expérimental (non randomisation). Elles sont susceptibles de présenter des biais de recrutement pour le système scolaire choisi au secondaire. La sélection implique que les sujets traités (être – ou avoir été - inscrit à l'école privée,) 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 a choisi l'un ou l'autre traitement pour son enfant.

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 caractéristiques observables, mais aussi inobservables du jeune et de sa famille, ainsi que potentiellement par les résultats découlant du traitement et la valorisation parentale de l'éducation. 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, 1977) et ont connu un nombre considérable d'avancées statistiques (d'estimateurs pour évaluer les traitements binaires ou

les politiques d'interventions), notamment pour déborder l'hypothèse d'indépendance conditionnelle aux observables et la sélection sur les variables observables (Imbens et Wooldrige (2009); Imbens et Rubin (2015)). Les estimateurs sont très largement appliqués, en économie, en sciences sociales, en épidémiologie, en médecine pour calculer un effet causal de traitement (p.ex., un nouveau traitement médical ou médicament ou l'assignation à un programme de formation) en contrôlant pour les différences dans les covariables observées chez les traités et les non traités.

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 Δ 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.

On utilisera le balancement entropique (BE), une procédure d'appariement plus récente, du deuxième type, proposée par Hainmueller (2012) et Hainmueller et Xu (2013) qui équilibre les covariables à travers les groupes de traitement selon une procédure de pondération entropique

maximum³. 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 $\tilde{X}_i$, 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 :

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

Et les contraintes de normalisations :

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

Où ω_i 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 $h(\omega_i) = \omega_i \log \left(\frac{\omega_i}{q_i} \right)$. La fonction de perte (2) mesure la distance entre les distributions des poids estimés $\omega_1, \dots, \omega_{iN_0}$ et les poids de base $q_1, \dots, q_{N_0}$. La contrainte de balancement (3) égalise $\tilde{X}_i$ 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

³ Frölich, Hubert et Wiesenfarth (2015) analysent la performance d'un grand nombre d'estimateurs sur la base l'erreur quadratique moyenne. Les estimateurs de BE font parmi du groupe les plus performants.

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 distributions comme contraintes de balancement. Mais la variance et le coefficient d'asymétrie sont aussi balancés pour le groupe des traités.

Malgré l'utilisation du BE, l'estimation ne pourra être valide si une variable d'intérêt est omise du modèle, car l'hypothèse d'indépendance conditionnelle entre le choix du traitement et son résultat, compte tenu des variables observables, ne serait alors pas respectée. La simulation de variable confondante est alors employée, et consiste à inclure dans le modèle une variable binaire qui serait à la fois liée à la sélection du traitement et à l'obtention d'un résultat positif, peu importe le statut de traité ou non-traité. L'effet moyen du traitement sur les traités (TMT) est alors ré-estimé, et la comparaison entre le résultat ainsi obtenu et l'estimation originale permet d'évaluer la robustesse de celle-ci à l'omission d'une variable (Nannicini (2007); Ichino, Mealli, et Nannicini (2008)).

Les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada, utilisés comme poids d'origine dans l'algorithme du BE, sont inversement proportionnels à la probabilité d'être sélectionné, à la fois pour l'école dans la population que pour l'élève à l'intérieur de l'école. Ils sont ajustés dans chaque cycle afin de représenter adéquatement la population étudiée, étant donné la nécessité de sur-échantillonner certains groupes minoritaires afin d'assurer la qualité de l'information qui leur est associée. À chaque cycle, Statistique Canada modifie les poids d'échantillonnage afin de compenser pour les non-répondants (l'attrition). Alors, pour chaque résultat estimé (selon la cohorte et le cycle), la procédure décrite par les équations (1)-(4) est reprise.

La non-indépendance des observations rend nécessaire l'utilisation des poids répliqués fournis par Statistique Canada pour le calcul adéquat de la variance : nous ne pouvons effectivement pas considérer chacun des répondants comme une observation indépendante car ceux-ci partagent les caractéristiques communes des écoles qu'ils fréquentent (dans le cas de la cohorte A). Étant donné que la cohorte A était constituée des répondants de l'enquête PISA de 2000, les poids répliqués (poids 'bootstrap') de cette enquête sont utilisés. Dans le cas de la cohorte B, les poids utilisés sont fournis par Statistique Canada. La méthode consiste à sélectionner aléatoirement des sous-échantillons de la même manière que l'échantillon complet fut sélectionné, puis à recalculer les poids de la même manière que celle utilisée pour l'obtention des poids d'échantillonnage, cette fois pour chaque sous-échantillon seulement.

4. Cadre statistique

4.1 Données, échantillons et statistiques descriptives

Les données proviennent de l'EJET-PISA du cycle 1 (2000) et des cycles 2-4 de l'EJET (2002-2006) pour la cohorte A, et de l'EJET cycle 1-4 (2000-2006) pour la cohorte B. Seuls les répondants résidents du Québec sont sélectionnés (en secondaire III ou IV en 2000 pour la cohorte A) Tous les jeunes de 15 ans sont nés la même année mais à cause du mois de naissance exigée pour être éligible à la maternelle, certains ont commencé celle-ci l'année suivante.

Tous les répondants retenus au cycle 1 et suivants sont longitudinaux. Pour chaque estimation, tous les répondants originaux encore présents au cycle pertinent sont retenus, qu'ils aient répondu ou non aux cycles ultérieurs de l'enquête. Les poids de base employés sont ceux ajustés par Statistique Canada en fonction des non-répondants pour chaque cycle de l'enquête correspondant à la variable d'intérêt. Les résultats d'estimations probit, pour évaluer les facteurs affectant la probabilité de non-réponse montrent que la seule variable disponible et statistiquement significative est celle du revenu familial au cycle 1 de l'enquête, qui affecterait ainsi positivement le taux de réponse. L'échantillon serait ainsi potentiellement biaisé en faveur des répondants provenant de familles à revenu supérieur. Étant donné la corrélation fortement positive entre le revenu familial et les variables d'intérêt de cette étude, les résultats des estimations effectuées ici seraient conservateurs, en raison du sous-échantillonnage (attrition dans les cycles après le cycle 1) de répondants provenant de milieux socio-économiques défavorisés qui affecterait négativement les résultats des écoles publiques.

Le tableau A1, tirées des données PISA, présente les pourcentages et les nombres des étudiants de 15 ans à l'école secondaire publique et privé de 2000 à 2012. On constate une progression importante de la fréquentation de l'école privée (de 15,7% à 22,0%). Le tableau A2, sur les bases de données administratives officielles du ministère de l'Éducation, indique le taux de diplomation (diplôme d'études secondaires (DES)) et de qualification à l'école secondaire selon la cohorte, la durée des études, le sexe, le type d'écoles (publiques et privées) et la langue d'enseignement⁴. Pour chaque cohorte (2001 à 2007), 3 durées d'études après l'entrée au secondaire sont calculées, soit 5, 6 et 7 ans (6 ans et 5 ans respectivement pour les cohortes 2008 et 2009). On observe des différences marquées entre les deux types d'école (le sexe et la langue d'enseignement) qui indiquent une performance supérieure pour les élèves des écoles privées relativement à la durée et la diplomation. Soulignons d'autre part que le ministère de l'Éducation adopte une définition, peu conventionnelle, des taux de

⁴ Une modification à la Constitution canadienne en 1997 a permis au Québec d'instaurer une organisation des écoles primaires et secondaires uniquement sur une base linguistique plutôt que religieuse. Alors qu'avant des citoyens de foi catholique et protestante pouvaient demander des écoles selon leur foi même si les commissions scolaires responsables des écoles fonctionnaient selon une base linguistique.

diplomation en leur ajoutant un grand nombre de formations dites qualifiantes qui ne sont probablement pas du niveau d'un DES régulier obtenu à l'éducation des jeunes (et non des adultes).

Le tableau 1 présente, selon le sexe des jeunes et leur type d'école secondaire, le taux de diplomation au secondaire (l'écart-type et les bornes de confiance) pour les deux cohortes (A et B) de l'EJET. Ces statistiques sont aussi différenciées pour tenir compte que certains élèves ont pu doubler une année scolaire au primaire (qualificatif avec restriction). Les taux (avec restriction) ne sont pas très différents entre les deux cohortes puisque que la cohorte A, pour le même cycle, est plus jeune de 3 à 5 ans que la cohorte B. Les taux calculés avec l'EJET concordent les données populationnelles des plus vieilles cohortes présentées au tableau A2. Les écarts observés quant à la diplomation au secondaire pour la cohorte sont également plus près des statistiques administratives, compilées par le ministère de l'Éducation, présentées au tableau A2⁵.

Le ministère de l'Éducation ne présente pas de données administratives publiques longitudinales permettant de suivre les trajectoires éducatives des jeunes qui sortent du secondaire. Les statistiques usuelles et annuelles sur la fréquentation des institutions d'enseignement postsecondaires et les taux de graduation ne permettent pas de qualifier ces trajectoires selon, par exemple, les caractéristiques des étudiants au secondaire (cohorte, sexe et langue d'enseignement). Le tableau 2 construit avec les données de l'EJET permet de présenter de telles statistiques. Pour tous les niveaux d'études (fréquentation et diplomation) et les deux cohortes, il y a des différences positives (voir les trois dernières colonnes) importantes entre ceux qui ont fréquenté l'école privée ou publique. Les écarts sont plus faibles ou nuls pour la fréquentation des programmes professionnels de niveau universitaire, bien que le nombre d'observations pour ce type d'études est très faible.

4.2 Modèles empiriques et covariables

Pour les estimateurs de traitement par l'approche BE, deux spécifications sont retenues pour la cohorte A et une seule pour la cohorte B. Elles diffèrent quelque peu selon la cohorte utilisée à cause des variables de contrôle disponibles dans l'EJET et qui sont retenues (identifiées ci-après).

Cohorte A

Les répondants de la cohorte A sont âgés de 15 ans au cycle 1 (2000) de l'EJET-PISA. Pour cette cohorte, quatre variables de résultats éducatifs sont identifiées : 1. La diplomation du secondaire à l'âge de 17 ans (soit 5 ans après l'entrée à l'école secondaire) au cours du cycle 2 (jusqu'à la fin de décembre 2002); 2. La fréquentation d'un CEGEP (général ou technique) ou de l'université à 19 ans

⁵ Un élément de divergence entre les données est potentiellement lié au fait que l'EJET demande aux répondants s'ils ont obtenu un DES. En général un jeune fait la distinction entre un DES et les autres qualifications ou formation au secondaire.

au cours du cycle 3 (fin 2004); 3. La fréquentation d'un établissement universitaire à 21 ans au cours des cycles 3-4 (jusqu'à la fin 2006); 4. L'inscription à des programmes menant à des professions régies par des ordres professionnels québécois (ingénierie, médecine, comptabilité, droit, etc.) aux cycles 3 et 4. Pour les étudiants nés après le 30 septembre, le cycle 3 (2006) est aussi retenu et les données sont utilisées afin d'identifier les répondants déclarants avoir terminé leur DES au terme de leur cinquième année d'éducation secondaire, mais dont la date de naissance après le 30 septembre repoussait l'entrée à la maternelle à l'année suivante. L'échantillon est restreint aux élèves en secondaire III ou IV au cycle 1, car il n'y a pas d'élèves en secondaire I ou II à l'école privée contrairement à l'école publique.

Pour chacune des variables de résultat, deux spécifications des modèles sont estimées. En plus du statut privé ou non de l'école fréquenté au secondaire, la première (modèle de base) inclut comme variables d'appariement le sexe de l'élève, l'âge de l'élève en mois, de même que le niveau d'éducation de la mère ou du parent gardien (aucun diplôme, diplôme secondaire, diplôme collégial, ou diplôme universitaire), la présence d'un membre de la famille (l'élève ou un des parents) issu de l'immigration, la langue parlée à la maison (anglais, français ou autre), et le quintile de classe sociale (mesuré par le statut professionnel le plus élevé des deux parents). La mesure du statut socioéconomique – SSE- des disparités sociales, retenue et utilisée dans nos estimations, est l'indice du statut professionnel (ISP) le plus élevé des parents tel que calculé par les analystes de PISA. Cette mesure, fréquemment utilisée dans la littérature sociologique, attribue un score entre 11 et 90 point en s'appuyant les caractéristiques nationales des professions (niveau d'éducation requis et revenu de travail associé). 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. (2010); Crawford et al. (2010)), une mesure très bien comprise dans les cercles politiques. L'indice présent dans toutes les enquêtes PISA (sous le nom anglais de « 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 (on utilise la valeur la plus élevée). Les valeurs regroupent des personnes avec une large gamme de professions : dans les premiers scores, de 11-20 points, des personnes qui servent aux restaurants, des travailleurs manuels sans qualification, alors que les valeurs autour de 80-90 points indiquent des professions hautement qualifiées comme par exemple, juges, pdg., ingénieurs, avocats, médecins. Nous avons regroupées les valeurs en cinq quintiles.

La deuxième spécification (résumée par le terme modèle complet) emploie toutes ces variables, et ajoute la racine carrée du revenu familial en milliers de dollars de 1999 (une information demandée

au cycle 1 au parent répondant de la cohorte A). Les autres variables ajoutées sont le nombre de livres à la maison (considéré dans la littérature comme étant une variable mandataire acceptable entre autres de l'importance accordée par les parents à l'éducation ou encore l'accès à des biens culturels par l'élève), le statut familial (famille biparentale ou autre) ainsi que la taille de la fratrie (aucun, un seul, deux ou plus). Toutes les variables sont codées au cycle 1 de l'enquête (élèves ont 15 ans).

L'algorithme de BE s'applique à toutes ces variables d'appariement pour balancer leur moyenne pour les groupes traités ou non. Le tableau 3 présente les valeurs ou fréquences des variables utilisées pour les estimations des deux cohortes (A et B). Elles sont décrites et commentées plus bas.

Cohorte B

Les répondants de la cohorte B sont âgés entre 18 et 20 ans au cycle 1 (2000) de l'EJET. Six variables de résultats sont retenues pour ce groupe : 1. La diplomation du secondaire à 17 ans (après 5 ans d'école secondaire); 2. La fréquentation actuelle (au moment du dernier mois du cycle 1) du CEGEP ou de l'université; 3. La fréquentation d'un établissement post-secondaire aux cycles 2-4; 4. L'obtention d'un diplôme universitaire aux cycles 3 ou 4; 5. La fréquentation d'un programme supérieur d'études universitaire aux cycles 3-4; L'inscription à des programmes menant à des professions régies par des ordres professionnels québécois aux cycles 2-4.

Un seul modèle est estimé pour chacun de ces résultats. En plus du statut privé ou non de l'établissement d'enseignement secondaire où la majorité de leur éducation se sera déroulée, les variables de contrôle sont : le sexe et l'âge du répondant au cycle 1, de même que le niveau d'éducation de la mère ou du parent gardien (aucun diplôme, diplôme secondaire, diplôme collégial, ou diplôme universitaire), la langue parlée à la maison (anglais, français ou autre), le statut d'immigration (au moins un parent né à l'extérieur du Canada), le statut de la famille à 15 ans (biparentale ou non) ainsi que la taille de la fratrie (0, 1, 2 ou plus). Il n'y a pas d'information sur le nombre de livres à la maison, le revenu familial du jeune ou une variable directement utilisable pour le SSE. Cependant, le répondant rapporte la profession (s'il y a lieu) de ses parents. À l'aide des codes de professions, on a généré par imputation à partir de l'indice du statut professionnel (ISP) de la cohorte A un indice similaire de valeurs et regroupé celles-ci en quintile. Pour l'application du BE, la même approche que pour la cohorte A est retenue.

4.3 Différences entre les répondants selon le type d'école

Les valeurs et fréquences des covariables utilisées et présentées au tableau 3 permettent de décrire en détail les différences entre les répondants qui ont fréquenté l'école secondaire publique ou privée pour les deux cohortes. Compte tenu de la différence d'âges de deux cohortes (3-5 ans), on peut noter

une hausse de 34% (de 13,9% à 18,7%) de la fréquentation de l'école secondaire dans le temps, un constat similaire à celui présenté au tableau A1.

Pour la cohorte A, la différence du revenu familial moyen (brut, dollars courants de 1999) entre les élèves de l'école privée (59 290\$) et ceux de l'école publique (46 240\$) est importante (plus de 28%). On ne dispose pas du revenu familial pour la cohorte B qui aurait été différent à cause de l'âge des répondants.

Les indices de SSE (selon la profession) indiquent une fois regroupés en quintile que les élèves de l'école privée sont plus représentés dans les classes supérieures contrairement à leurs pairs de l'école publique distribués plutôt également entre les quintiles. Il y a aussi une forte corrélation entre SSE et fréquentation de l'école privée : la progression par quintile passe de 8,1% au premier quintile à 27,5% et 37,2% respectivement aux quintiles 4 et 5; alors que la fréquentation de l'école publique baisse de 22,8% à 16,0% du premier au dernier quintile. Pour la cohorte B, selon la valeur imputée aux professions rapportées par les répondants, on observe des écarts similaires selon les quintiles.

Pour le statut d'immigration de la famille (première ou deuxième génération) on obtient des différences importantes selon le type d'école secondaire fréquenté : pour la cohorte A, 14,4% à l'école publique versus 35,6% à l'école privée; pour la cohorte B, la différence est plus faible. Le nombre de livres à la maison (catégories), une information disponible que pour la cohorte A, diffère substantiellement selon la fréquentation du type d'école. À l'école publique, 35,8% des élèves ont 50 livres ou moins à la maison alors que 34,6% des élèves de l'école publique ont 250 livres ou plus; pour la même catégorie de nombre de livres, la proportion atteint 20,2% pour les élèves de l'école publique. Pour la cohorte A, les élèves à l'école secondaire privée ont été plus nombreux que ceux des écoles publiques à parler Anglais à la maison ou une autre langue que le Français (15,6% versus 10,7%). Ces proportions sont moins importantes pour la cohorte B qui répondait à une question différente (première langue apprise à la maison). Pour les deux cohortes, les élèves des écoles privées sont plus nombreux à avoir vécu à 15 ans dans une famille biparentale (environ 75% contre 67-70% pour les élèves de l'école publique).

Les estimations retiennent l'éducation de la mère, un indicateur de l'importance de l'éducation et des attentes du succès éducatif par la famille. Elle est également un facteur lié à la participation à l'école privée, même si les professions jouent indirectement ce rôle. Pour les deux cohortes, les quatre catégories retenues sont fortement corrélées avec la participation avec chaque type d'école. Les élèves du privé par rapport à leurs pairs du public ont deux fois de chance d'avoir une mère avec une éducation universitaire : cohorte A, 35,5% contre 16,9%; et cohorte B, 35,7% contre 17,4%. Au contraire, pour les mères avec seulement un diplôme d'études secondaires, les proportions sont

respectivement pour la cohorte A, de 32,6%, école publique et de 21,5%, école publique; pour la cohorte B, les pourcentages sont respectivement de 35,3% et de 18,7%.

5. Résultats et tests de robustesse

L'estimation des effets de TMT est conduite pour les cohortes A et B, pour tous les répondants et par sexe; et, pour deux ensembles de covariables pour la cohorte A (voir plus haut). Pour la cohorte A, les quatre résultats -variables endogènes- sont celles présentées au tableau 3; pour la cohorte B, les six variables endogènes- sont aussi identifiées au même tableau. À cause de l'attrition et de la durée des programmes postsecondaires et des qualifications pour être admis à des programmes professionnels universitaires (p.ex. la médecine), le nombre de répondants est plus faible que pour la graduation aux études secondaires. Cependant, l'attrition semble plus élevée pour les répondants non traités et dépend négativement du statut social. De sorte que la moyenne des résultats contrefactuels est calculée pour des répondants qui ont probablement des compétences académiques plus élevées que les échantillons des premiers cycles, ce qui conduit à des estimés des TMT conservateurs.

Pour tester la robustesse des résultats, quatre autres types d'estimations sont faites. La première effectue une régression linéaire pondérée pour chacun des résultats sur la dichotomique du traitement (qualifiée dans les tableaux de résultats par le terme BE sans covariables explicatives) avec les covariables utilisées par la procédure du BE. La deuxième reprend le BE avec les covariables comme variables explicatives mais en excluant les observations où les poids assignés par la procédure de BE sont dans le 99^{ième} percentile de la distribution. La troisième produit les effets de TMT en s'appuyant sur la procédure d'appariement du voisin le plus près (Mahalanobis). Remarquablement, ces résultats sont presque tous similaires avec ceux de la procédure générale de BE (colonne BE-AC dans les tableaux de résultats). Finalement, on exécute une simulation qui teste la sensibilité de la variable d'intérêt à l'omission de variables (en utilisant l'algorithme « SENSATT » écrit par Nannicini (2007) applicable dans STATA). Dans ce cas, une variable simulée, corrélée tant avec le choix du traitement qu'avec un résultat d'intérêt positif (p.ex. diplomation du secondaire) et cela indépendamment de l'assignation au traitement, s'ajoute aux covariables et l'appariement effectuée avec ce nouvel ensemble afin de produire un autre estimé. La variable simulée est calibrée en utilisant la corrélation observée entre le revenu parental, l'école privée et les résultats associés pour la cohorte A⁶.

⁶ Les résultats complets (étape balancement et étape estimation linéaire avec balancement) de toutes les estimations sont disponibles auprès des auteurs.

5.1 Cohorte A

Les tableaux 4.1 à 4.3 présentent les coefficients estimés en points de pourcentage (pp) des TMT par niveau d'étude et le cycle (les quatre variables dépendantes) pour chacune des deux spécifications et selon le sexe du jeune. La plupart des effets estimés sont substantiels, statistiquement significatifs ($p < 0,01$) et robustes aux différentes spécifications. Le modèle élargi avec l'ajout de covariables, dont le revenu familial, réduit quelque peu les effets, mais les TMT estimés expliquent encore une proportion significative de l'écart en les deux types d'écoles, comme le montre le tableau 6.

Le tableau 4.1 montre les effets estimés pour la diplomation au secondaire aux cycles 2 et 3. Pour le modèle de base les TMT sont de 11,4 pp, 13,8 pp et 9pp respectivement pour l'échantillon complet, les hommes et les femmes au cycle 2. La simulation avec variable confondante, réduit l'effet estimé de 20,2% pour un TMT de 9,1% pour l'échantillon de tous les jeunes. Selon le modèle élargi, les TMT sont de 10,3 pp, 12,5 pp et 8,1 pp respectivement pour tous, les hommes et les femmes. L'estimation de simulation du TMT laisse pratiquement inchangé le TMT qui passe de 10,3 pp à 10,7 pp. Avec les données du cycle 3, les estimés conduisent à des coefficients inférieurs, traduisant l'écart réduit entre les traités et le groupe contrôle. Sous le modèle de base, les TMT sont respectivement de 5,6% et de 6,1% pour l'échantillon complet et les femmes, et les hommes. Les estimés de simulation (colonne Sensatt) réduisent les TMT de 5,4 points de pourcentage qui baissent à 5,3 pp. Tous les résultats sont significatifs à 99% avec ce modèle de base. Pour le modèle élargi, les TMT estimés sont légèrement inférieurs (5,1 pp pour tous, 5,3 pp pour les hommes et 5,5 pp pour les femmes). L'estimation de simulation pèse plus lourdement, en enlevant 17,6% au TMT qui devient égal à 4,2 pp avec un niveau de significativité statistique de 95%.

Le tableau 4.2 présente les effets estimés aux cycles 3 et 4 (répondants de 19 ans et 21 ans) pour les résultats de la fréquentation d'un CEGEP ou d'une université. Tous les résultats sont significatifs à 99%, peu importe la méthode d'estimation ou la spécification. Au cycle 3, pour le modèle de base les TMT sont d'environ 13,7 pp, alors que la simulation (Sensatt) réduit l'effet de 15,3% à 11,6 pp. Pour le modèle élargi, les TMT sont respectivement de 12,3 pp, 11,6 pp et 13,5 pp pour tous les jeunes, les hommes et les femmes. L'estimation avec variable simulée réduit l'effet de 19,5% qui tombe à 9,9 pp. Au cycle 4, tous les TMT estimés sont plus élevés que ceux obtenus au cycle 3, de l'ordre de 16-18 points de pourcentage selon le modèle. Les effets estimés sont plus élevés pour les femmes. Les simulations avec variable confondante changent marginalement les TMT.

La première partie du tableau 4.3 présente les effets estimés au cycle 4 pour seulement la fréquentation de l'université (jeunes de 21 ans). Quant à l'université, tous les effets sont statistiquement significatifs à 99%. Pour le modèle de base, le TMT est de 17,9 pp et respectivement

de 17,4 pp et 19,6 pp pour les hommes et les femmes. La simulation avec variable confondante a un impact minime sur le TMT estimé dans les deux modèles. Avec le modèle élargi, les effets estimés sont du même ordre de grandeur que pour le modèle de base. Les dernières estimations du tableau 5.1 (deuxième partie) portent sur et la fréquentation d'un programme professionnel universitaire. Pour le modèle les TMT estimés sont respectivement de 12,9 pp pour tous, 27,2 pp pour les hommes et 4,3 pp pour les femmes. Ils sont statistiquement significatifs à 99% sauf pour les femmes. L'estimé de simulation réduit le TMT de 37,2% à 8,1 pp avec une augmentation de la valeur-p au-dessus de 0,10. Pour le modèle complet, l'effet estimé pour tout l'échantillon change peu à 13,3 pp. La simulation réduit l'estimé de 18% qui baisse à 10,9 pp avec une réduction de la significativité statistique de 99% à 90%. Selon le sexe, l'effet estimé devient 12,5 pp pour les hommes (significatif à 99%) et 6,3 pp pour les femmes (non significatif).

Un autre résultat qualitatif important ressort des estimations, soit la persistance des effets dans le temps. Pour tous les résultats d'intérêt (variables dépendantes), plus de 50 pourcent de l'écart observé entre les répondants, selon qu'ils ont fréquenté une école secondaire publique ou privé, s'explique par les TMT estimés (p.ex. 65% de la fréquentation de l'université au cycle 4 (à 21 ans)). Cette analyse empirique soutient l'idée que les compétences et les habilités acquises à l'école secondaire ont des effets de long terme. Le tableau 6 montre la proportion de l'écart expliqué par le TMT estimé pour tous les résultats analysés.

5.2 Cohorte B

Les tableaux 5.1 à 5.3 présentent les différents TMT estimés des six variables de résultats présentés plus haut pour la cohorte B, selon le cycle, le sexe et les spécifications. La démarche est la même que pour la cohorte sauf le fait d'avoir qu'un seul modèle à cause des variables disponibles. Les résultats obtenus corroborent ceux obtenus pour la cohorte A. Les effets de traitement estimés, sauf ceux liés aux programmes professionnels, sont élevés et statistiquement significatifs.

Le tableau 5.1 présente les estimations s'appuyant sur les données des cycles 1 et 2 (répondants de 18-20 ans; et 20-22 ans), relativement à la diplomation du secondaire (cycle 1), la fréquentation d'un CEGEP ou d'une université (cycle 1), de l'université (cycle 2), et d'un programme professionnel (cycle 2). Pour la diplomation du secondaire, le TMT estimé est de 17,3 pp pour tous, avec une baisse de 19,4 pp à 13,9 pp avec la simulation d'une variable confondante. Selon le sexe, les effets (statistiquement significatifs à 95%) sont respectivement de 21,8% pour les hommes et de 14,2 pour les femmes. La fréquentation d'une institution d'enseignement postsecondaire au cycle 1 est estimée respectivement à 14,7 pp pour l'échantillon complet, à 21,2 pp pour les hommes, et 9,6 pp pour les femmes. Tous les estimés sont significatifs à moins de 0,01%. La simulation confondante réduit le

TMT de 16,1 pp à 11,9 pp. Comme on pouvait s'y attendre, les TMT estimés uniquement pour la fréquentation universitaire dépassent ceux des estimations précédentes. Pour tous, l'effet est de 22,7 pp, pour les femmes de 23,6 pp et de 21,4 pp pour les hommes (effet qui non statistiquement significatif pour ces derniers). La simulation décroît l'effet estimé de 10,6 pp à 18,6 pp. On constate finalement, qu'au cycle toutes les estimations (échantillons, spécifications) pour la variable fréquentation d'un programme professionnel apparaissent comme non statistiquement significatives.

Le tableau 5.2 présente les estimations réalisées avec les données du cycle 3 (répondants de 22-24 ans) pour la participation à l'université, la graduation de l'université, la participation aux études universitaires avancées et la participation à des programmes professionnels. Le tableau 5.3 porte sur les mêmes variables de résultat pour le cycle 4 cette fois (répondants de 24-26 ans).

Au cycle 3, pour la fréquentation de l'université, tous les estimés sont plus élevés. L'effet du TMT atteint 25,1 pp ($p < 0,01$) pour tous les répondants, 24,8 pp pour les hommes et 24 pp pour les femmes ($p < 0,05$ dans les deux cas). L'estimation par simulation (Sensatt) réduit un peu l'effet du TMT de 11,7% à 20,3 pp. Au cycle 4, pour la même variable de résultat, les TMT sont les suivants: 22 pp ($p < 0,05$) pour l'échantillon complet (réduction de de 15,1 pp à 17,6 pp pour l'estimation par simulation); pour les hommes le TMT estimé est de 22,2 pp (not significatif) et de 20 pp pour les femmes ($p < 0,10$).

Aux cycles 3 et 4, les TMT estimés concernant la graduation universitaire ne sont statistiquement significatif que pour le cycle 4 (les 22-24 ans). À ce cycle, l'estimé pour l'échantillon complet est de 18,6 pp ($p < 0,05$), alors que la simulation pour une variable confondante réduit l'effet de 27,2% à 11,3 pp. La ventilation des TMT selon le sexe donne des effets importants, 17,9 pp pour les hommes et 17,7 pp pour les femmes, mais qui ne sont pas significatifs. Les TMT estimés aux cycles 3 et 4 pour la probabilité de fréquenter un programme d'études avancées conduisent à des résultats non significatifs au plan statistique. Les estimés relatifs la fréquentation d'un programme professionnel à l'université ne sont pas significatifs comme dans le cas de la cohorte A. Les résultats pour ces programmes comme pour les études avancées sont handicapées par la faible taille des échantillons.

6. Interprétation et leçon de politique publique

Les effets estimés associés à l'école privée au Québec, pour différents résultats du parcours éducatif de l'adolescence à l'âge adulte, peuvent surprendre par leur importance. Cela pose la question des effets plausibles de l'école privée sur les choix éducatifs au postsecondaire et leur réalisations (valeur ajoutée) de long terme.

Le passage à l'école privée, en forte croissance depuis 15 ans, se fait au tout début du secondaire. Les effets associés au fait qu'une très importante minorité fréquente l'école privée à cette étape de leur vie éducative ne découlent pas simplement du fait que les élèves proviennent de familles privilégiées selon leur SSE. 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\$ (auquel s'ajoute 112\$ par élève pour les dépenses immobilières). C'est le même montant que pour l'année 2013-2014 (0% hausse). Par ailleurs, le gouvernement impose que les frais de scolarité n'excèdent pas la subvention par élève. En fait, selon les statistiques administratives, très peu d'écoles privées demandent le maximum permis : 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).

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 classements 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.)(Lefebvre (2015).

S'il y a en partie effet de sélection (que pratiquement toutes les écoles appliquent aux élèves avec des incapacités importantes), il faut chercher d'autres facteurs, dont ceux liées à l'environnement (p. ex. autonomie) des écoles privées qui semblent encadrer mieux les élèves et les conduire 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 souvent sont membres des mêmes centrales syndicales que les professeurs du secteur public et ont des conditions de travail similaires. Cependant, on ne connaît pas la « qualité » des professeurs au Québec. La recherche américaine, disposant de données longitudinales tant sur les professeurs que les élèves des écoles primaires et secondaires et leurs résultats à des tests cognitifs, montrent que les professeurs de qualité (performant dans leur enseignement) sont probablement l'actif (incluant les directeurs) le plus important des écoles (Chetty, Friedman et Rockoff (2014a; 2014b)⁷; Hanushek (2011))⁸; Dhuey et Smith (2011)). Les professeurs

⁷ Cette étude en deux parties s'interroge sur la question controversée de la qualité des professeurs mesurée par leur « valeur ajoutée » découlant des effets sur les scores des étudiants à des tests. Le débat tourne autour du manque d'évidences de savoir si les professeurs à valeur ajoutée, qui ont des effets à la hausse sur des scores standardisés, se

avec des performances ou des compétences mesurées au plan académique prédisent très bien leur efficacité, c'est-à-dire les gains des habilités cognitives des élèves (Rockoff et al. (2011); Hanushek et Rivkin (2006)).

Si le milieu de l'analyse économique accepte largement ces effets de valeur ajoutée, cette reconnaissance n'a conduit à aucun consensus concernant les politiques appropriées qui pourraient être poursuivies pour assurer un bassin de professeurs de qualité (Dolton et Marcenaro-Gutierrez (2011); Loeb et Page (2000); Hanushek, Ruhose et Woessmann (2015)).

Pourquoi l'effet de traitement de l'école privée au secondaire semble persister comme le suggère les résultats ? Plusieurs recherches insistent sur le pouvoir prédictif relatif des compétences cognitives acquises et de certains comportements adoptés durant l'adolescence pour les succès ultérieurs de la scolarisation et sur le marché du travail (voir la section 2).

Certaines habilités qualifiées typiquement par les économistes de non cognitives comme les 'habilités d'attention' se réfèrent aux compétences de contrôle des impulsions et de concentration sur les tâches à accomplir. Elles accroissent le temps d'engagement des étudiants et de participation pour réaliser des activités académiques. L'attention associée à ces compétences telles la persistance à la tâche et l'auto régulation prédisent les réalisations et les résultats éducatifs des étudiants. Des avantages initiaux peuvent se renforcer si les étudiants ont la chance de fréquenter des écoles secondaires qui améliorent leur performance d'une année à l'autre et font un meilleur travail de préparation à la poursuite d'études plus avancées. Un tel processus peut ouvrir la porte à un cumul des avantages. Ce genre de schéma correspond au modèle dynamique de développement des compétences à plusieurs étapes de Cunha et Heckman (2008), où les résultats intermédiaires à chaque étape influencent les résultats ultérieurs mais peuvent aussi affecter la productivité des intrants aux étapes subséquentes.

Devant ces évidences, il devient difficile de tirer des conclusions qui pourraient offrir des pistes de politiques publiques pour accroître les résultats éducatifs et les compétences des élèves. Des mesures qui améliorent simultanément les résultats des deux groupes (favorisés et défavorisés socialement) ne

répercutent sur les résultats ultérieurs des étudiants. L'étude, en s'appuyant sur les « districts scolaires » et les relevés fiscaux de plus d'un million d'étudiants, avance que les étudiants assignés à l'école primaire à des professeurs à haute valeur ajoutée sont plus susceptibles de s'inscrire à l'université, de gagner des revenus de travail plus élevés et d'être moins susceptible d'avoir des enfants tout en étant adolescent. Remplacer un professeur à valeur ajoutée dans le 5% inférieur de la distribution par un professeur à la moyenne se traduirait potentiellement par une hausse de la valeur présente des revenus de vie entière des étudiants d'environ 250 000\$ par classe.

⁸ Hanushek s'appuyant sur une douzaine d'études empiriques sur la qualité des professeurs estime qu'un professeur avec un écart-type de plus que la performance moyenne annuelle des professeurs génère des gains marginaux de 400 000\$ en valeur présente des gains de travail futur des étudiants avec une taille de 20 élèves et proportionnellement plus avec l'augmentations des tailles de la classe.

peuvent qu'accroître la dispersion des habilités acquises des élèves. De même, enlever aux écoles privées du Québec les subventions publiques comme le suggèrent les partisans de l'école publique, engendrerait une régression des compétences cognitives et des niveaux de compétences (les niveaux sont présentés et analysés dans Lefebvre (2015)) qu'elles génèrent pour un nombre important d'élèves. À composition sociale égale, les élèves du privé performant mieux que leurs pairs du public (l'école privée du secondaire I à V accueille environ 80 000 élèves). Selon plusieurs études (citées à la section 2), des facteurs communs à plusieurs systèmes d'éducation peuvent expliquer ces différences et être influencés par la politique publique : autonomie des directions d'école et des professeurs, climat et environnement de l'école, accès généralisé aux écoles indépendamment du lieu de résidence.

Une étude récente de l'OCDE (Echazarra et al. (2016)) montrent l'existence de liens étroits entre les méthodes d'enseignement et d'apprentissage. Il apparaît aussi, selon nos calculs non présentés ici avec les données PISA de 2012, que les professeurs des écoles secondaires privées par rapport à leurs pairs des écoles publiques appliquent plus des méthodes d'enseignement plus modernes (orientation étudiants, et activation cognitives) par opposition à traditionnelles (directives du professeur et instructions d'apprentissage). De même les élèves du secteur privé semblent pratiquer plus comme stratégies d'apprentissage, élaboration et contrôle plutôt que la mémorisation.

Mais une mesure plus de long terme est certainement la sélection et la valorisation de professeurs performants.

La mise sur pied d'expériences avec assignation par loterie, similaires à celles réalisées au Massachussetts dans le cadre des écoles à charte en général (par ex. du projet '*Knowledge is Power Program*' (KIPP)) en particulier, permettrait d'évaluer empiriquement les effets des différentes composantes qui distinguent l'école privée des institutions publiques. Dans le cas du programme KIPP, des effets positifs (évalués à 0,35 écart-type en mathématiques et 0,12 écart-type en lecture pour chaque année passée dans un établissement KIPP) ont été associés à l'allongement de la journée ainsi que de l'année scolaire, une grande sélectivité au niveau des enseignants, des normes comportementales strictes et un accent important placé sur les compétences traditionnelles en lecture et en mathématiques (Angrist et al. (2011)).

Les expériences qui consistent à suspendre la contrainte de résidence de quartier lors de l'inscription aux écoles publiques pourraient par le biais de l'introduction de la concurrence entre les écoles publiques, en plus de celle déjà existante avec les écoles privées et en conjonction avec une plus grande indépendance accordée à leur direction (Eyles et Machin (2015); Böhlmark et M. Lindahl. (2015); Hanushek et Yilmaz (2015)).

7. Conclusion

Les études récentes cherchant à établir un lien causal entre le type d'école fréquentée au secondaire et les succès académiques ultérieurs des élèves ont mis l'accent sur la performance de ces élèves à des tests standardisés, que ce soit ceux administrés dans le cadre des examens du Conseil des ministres de l'Éducation (du Canada), ceux de l'Enquête longitudinale sur les enfants et les jeunes conduite par Statistique Canada de 1994-1995 à 2008-2009 (Lefebvre et al. (2011)) ou ceux des enquêtes internationales PISA (Lefebvre (2015); Lapierre (2016); Lefebvre et Merrigan (2016)). Les résultats empiriques mènent à un constat commun : l'effet du traitement sur les traités de l'école privée expliquerait plus de 50% de l'écart de performance observé entre les élèves qui y sont inscrits et ceux fréquentant les établissements publics.

Cette étude se consacre toutefois au TMT de l'école privée sur d'autres résultats éducatifs primordiaux, soit la diplomation en temps « attendu » de l'école secondaire ainsi que la fréquentation et la diplomation au sein d'établissements post-secondaires, et la participation aux programmes menant à des professions régies par des ordres professionnels québécois. Les résultats sont importants et significatifs dans la plupart des cas, expliquant cette fois entre 50% et 88% de l'écart observé entre les élèves des deux types d'école pour la cohorte A (des 15 ans en 2000), et de 67% à 84% de l'écart observé pour la cohorte B un peu plus âgée (des 18-20 ans en 1999). La persistance de l'effet dans le temps est particulièrement intéressante, l'effet privé expliquant par exemple les deux tiers de l'écart de 67% dans les taux de graduation universitaire de la cohorte B à l'âge de 24-26 ans.

De façon générale, la part de l'écart observé entre les élèves des deux types d'établissement attribuable au TMT sur ce qu'on pourrait appeler la persistance académique (l'autre part étant attribuable aux caractéristiques socio-économiques) est plus importante que ce qui était observé dans le cas de l'TMT estimé sur la performance observée uniquement aux examens provinciaux ou aux tests internationaux des élèves à l'école secondaire. Ceci impliquerait un processus d'impartition de compétences cognitives, de méthodes d'apprentissage et de comportements de travail facilitant l'accès et le succès aux études post-secondaires. De nombreuses études se sont concentrées sur le rendement des diplômés et des années d'études supplémentaires sur le revenu de travail des individus au cours de leur vie (voir plus haut). La taille des effets de traitement estimés dans cette étude soulève des questions importantes à ce sujet, suggérant des écarts potentiellement significatifs dans les revenus futurs des jeunes traités et non-traités.

L'exploitation du Programme pour l'évaluation internationale des compétences cognitives (math et lecture) et comportementales des adultes (PEICA (2012)), géré par l'OCDE, offre des pistes intéressantes de réflexion à ce niveau, permettant d'établir un lien entre les niveaux de compétence

des répondants et leurs réussites éducatives, économiques (sur le marché du travail) et sociales. Ces données peuvent également situer les compétences des professeurs au Canada et si elles sont appropriées pour former des jeunes étudiants.

7. Références

- Altonji, J., H. Ching-I, et C. Taber (2015) "Estimating the Cream Skimming Effect of School Choice," *Journal of Political Economy*, 123(2): 266-324.
- Altonji, J., T. Elder, et C. Taber (2005a) "An evaluation of instrumental variable strategies for estimating the effects of catholic schooling," *Journal of Human Resources*, 40(4): 791-821.
- Altonji, J., T. Elder, et C. Taber (2005b) "Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools," *Journal of Political Economy*, 40(1): 151-184.
- 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.
- Angrist, J., P. Pathak, et C. Walters (2013) "Explaining charter school effectiveness." *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(4): 1-27.
- Azimil, E, J. Friesen, et S. Woodcock (2015) "Private schools and student achievement," Department of Economics, Simon Fraser University.
- 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.
- Bettinger, E. (2005) "The effect of charter schools on charter students and public schools," *Economics of Education Review*, 24(2): 133-147.
- 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.
- Booker, K., Gilpatrick, T., Gronberg, A., et D. Jansenc (2008) "The effect of charter schools on traditional public school students in Texas: Are children who stay behind left behind?" *Journal of Urban Economics*, 64(1): 123-145.
- Bulle, N. (2011) "Comparing OECD educational models through the prism of PISA," *Comparative Education*, 47(4): 503-521.
- Cardak, B. et A. Vecchi J. (2013) "Catholic school effectiveness in Australia: A reassessment using selection on observed and unobserved variables," *Economics of Education Review*, 37: 34-45.
- Carruthers, C. (2012) "New schools, new students, new teachers: Evaluating the effectiveness of charter schools," *Economics of Education Review*, 31(2): 280-292.
- 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.
- Chetty, R., J. Friedman, et J. Rockoff (2014a) "The Long-Term Impacts of Teachers II: Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood," *American Economic Review*, 104(9): 2633-2679.
- Chetty, R., J. Friedman, et J. Rockoff, (2014b) "The Long-Term Impacts of Teachers I: Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood," *American Economic Review*, 104(9): 2593-2632.
- Chowdry, H., C. Crawford, L. Dearden, A. Goodman, et A. Vignoles (2013) "Widening participation in higher education: Analysis using linked administrative data," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 176(2), 431-457.
- Crawford, C., A. Goodman, et R. Joyce (2010) "Explaining the Socio-economic Gradient in Child Outcomes: The Intergenerational Transmission of Cognitive Skills," IFS Working Papers W10/16.
- Cunha, F. et J. Heckman (2008) "Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Non-cognitive Skill Formation," *The Journal of Human Resources*, 43 (4): 738-782.
- Dolton, P., et O. Marcenaro-Gutierrez (2011) "If You Pay Peanuts, Do You Get Monkeys? A Cross-Country Analysis of Teacher Pay and Pupil Performance," *Economic Policy*, 26 (65): 5-55.
- 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," University of California, Irvine.

- Dhuey, E., et J. Smith (2011) "How Important Are School Principals in the Production of Student Achievement," Centre for Industrial Relations and Human Resources, Department of Management, University of Toronto.
- Duncan, G., et K. Magnuson (2011) "The nature and impact of early achievement skills, attention skills, and behavior problems." Sous la direction de G. Duncan et R. Murnane, *Whither opportunity? Rising inequality, schools, and children's life chances*. New York, NY: Russell Sage Foundation et Spencer Foundation, 47-70.
- Elder, T., et C. Jepsen (2014) "Are Catholic primary schools more effective than public primary schools?" *Journal of Urban Economics*, 80: 28-38.
- Epplé, D., R. Romano et M. Urquiola (2015a) "School vouchers: A survey of the economics literature," NBER Working Paper Number 21523, National Bureau of Economic Research.
- Epplé, D., R. Romano, et R. Zimmer (2015b) "Charter schools: A survey of research on their characteristics and effectiveness," NBER Working Paper Number 21526, National Bureau of Economic Research.
- Ermisch, J., et E. Del Bono (2012) "Inequality in Achievements during Adolescence." Sous la direction de J. Ermisch, M. Jantti, et T. Smeeding, *Inequality from childhood to adulthood: A cross-national perspective of the transmission of advantage*. New York: Russell Sage Foundation.
- Eyles A., S. Machin et O. Silva (2015a) "Academies 2: The New Batch," CEP Discussion Paper No. 1370
- Eyles A., et S. Machin (2015b) "Academy schools and pupil outcomes," Paper No. CEP452.
- Eyles A., et S. Machin (2015c) "The Introduction of Academy Schools to England's Education," Paper No. CEPDP1368.
- Echazarra, A., D. Salinas, I. Méndez, V. Denis, et G. Rech (2016) "How teachers teach and students learn: Successful strategies for school," OECD Education Working Paper No. 130.
- Figlio, D. et J. Stone, J. (2001) "Can Public Policy Affect Private School Cream Skimming?" *Journal of Urban Economics*, 49(2): 240-266.
- Figlio, D. et S. Loeb (2011) "School accountability," In *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 3, sous la direction de E. Hanushek, S. Machin, et L. Woessmann, Amsterdam: North Holland: 383-421.
- Frenette, M., et Ping Ching Winnie Chan (2015) « D'où proviennent les différences entre les résultats scolaires des élèves des écoles secondaires publiques et ceux des élèves des écoles secondaires privées? », Statistique Canada, No. 11F0019M au catalogue.
- Frenette, M., et P.C.W. Chan (2014) "Academic Outcomes of Public and Private High School Students: What Lies Behind the Differences?" Analytical Studies Branch Research Paper Series, no. 367. Statistics Canada Catalogue no. 11F0019M. Ottawa: Statistics Canada.
- Frölich, M., M. Hubert et M. Wiesenfarth (2015) "The Finite Sample Performance of Semi- and Nonparametric Estimators for Treatment Effects and Policy Evaluation," IZA DP No. 8756.
- Ganzeboom, H., P. De Graaf, et D. Treiman (1992) "A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status," *Social Science Research*, 21: 1-56.
- 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.
- Hainmueller, J. et Yiqing Xu (2013) "Ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing," *Journal of Statistical Software*, 54(7): 1-18.
- Hainmueller, J. (2012) "Entropy Balancing: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies," *Political Analysis*, 20(1): 25-46.
- Hanushek, E., et S. Rivkin (2006) "Teacher Quality." Sous la direction de E. Hanushek et F. Welch, *Handbook of the Economics of Education*, Volume 2: 1051-1078. Amsterdam: North-Holland.
- Hanushek, E., J. Ruhose et L. Woessmann (2015) "Economic Gains for U.S. States from Educational Reform," NBER Working Paper No. 21770.
- Hanushek, E., et L. Woessmann (2015a) *The Knowledge Capital of Nations: Education and the Economics of Growth*. Cambridge, MA: MIT Press.

- Hanushek, E., et L. Woessmann (2015b) "Universal Basic Skills: What countries stand to gain." Paris: OECD Publishing.
- Hanushek, E., S. Link et L. Woessmann, L. (2013) "Does School Autonomy Make Sense Everywhere? Panel Estimates from PISA," *Journal of Development Economics*, 104: 212-232.
- Hanushek, E., et L. Woessmann (2012) "Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic outcomes, and causation," *Journal of Economic Growth*, 17(4): 267-321.
- Hanushek, E., et L. Woessmann (2011a) "The economics of international differences in educational achievement," *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 3, sous la direction de E. Hanushek, S. Machin, et L. Woessmann. Amsterdam: North Holland: 89-200.
- Hanushek, E., et L. Woessmann (2011b) "How much do Educational Outcomes Matter in OECD Countries?" *Economic Policy*, 26 (67): 427-491.
- Hanushek, E., et L. Woessmann (2008) "The role of cognitive skills in economic development," *Journal of Economic Literature*, 46(3): 607-68.
- Hanushek, E. et K. Yilmaz (2015) "Land Use Controls, Fiscal Zoning, and the Local Provision of Education," *Public Finance Review*, 49(5): 559-585.
- Hanushek, E. (2011) "The economic value of higher teacher quality," *Economics of Education Review*, 30: 466-479.
- Hanushek, E. (2003) "The Failure of Input-Based Schooling Policies," *The Economic Journal*, 113: F64-F98.
- Hanushek, E. (2002) "Publicly Provided Education," sous la direction de A. Auerbach et M. Feldstein, *Handbook of Public Economics*, Volume 4. Amsterdam: North Holland: 2045-2141.
- Hoxby, C. (2003) "School Choice and School Productivity (or Could School Choice be a Tide that Lifts All Boats?)" Sous la direction de C. Hoxby, *The Economics of School Choice*, University of Chicago Press, 287-341.
- Hoxby, C. (2000) "Does Competition among Public Schools Benefit Students and Taxpayers," *The American Economic Review*, 90(5): 1209-1238.
- Ichino, A., F. Mealli, et T. Nannicini (2008) "From temporary help jobs to permanent employment: What can we learn from matching estimators and their sensitivity?" *Journal of Applied Econometrics*, 23(3): 305-327.
- Imbens, G. (2015) "Matching Methods in Practice: Three Examples," *Journal of Human Resources*, Spring 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.
- Imberman, S. (2011) "The effect of charter schools on achievement and behavior of public school students," *Journal of Public Economics*, 95(Issues 7-8) : 850-863.
- Ingram, B., et G. Neuman (2006) "The returns to skill," *Journal of Labor Economics*, 13(1), 35-59.
- Jerrim, J. et A. Vignoles (2015) "University access for disadvantaged children: a comparison across countries," *Higher education*, 70(6): 903-921.
- Lapierre, D. (2016). « L'effet de traitement des écoles privées au Québec sur les scores aux tests PISA de 2000 à 2012 : une analyse par méthode d'appariement, » mémoire de maîtrise, Université du Québec à Montréal. <http://economie.esg.uqam.ca/fr/diplomes/repertoire-des-memoires.html>.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2016). "Socio-economic gradients of 15 year-olds literacy and numeracy skills: Comparing Canadian provinces using five PISA data sets (2000-2012)." 56e Congrès annuel de la Société canadienne de science économique, Québec, mai 2016.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2010). "The Impact of Family Background, Cognitive and Non-Cognitive Ability in Childhood on Post-Secondary Education Attendance: Evidence from the NLSCY," *Pursuing Higher Education in Canada* (sous la direction de R. Finnie, R. Mueller, M. Frenette et A. Sweetman), McGill and Queen's University Press, 219-242.

- 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.
- Lefebvre Pierre (2015). « La contribution de l'école privée au Québec à la littéracie et à la numéracie des 15 ans : une analyse par effets de traitement ». Cahier de recherche 15-4, Groupe de recherche sur le capital humain, novembre 2015. <http://grch.esg.uqam.ca/serie-cahiers-recherche/>
- Le Donné, N. (2014) "European variations in socioeconomic inequalities in students' cognitive achievement: The role of educational policies," *European Sociological Review*, 31 (3): 329-343.
- Loeb, S., et M. Page (2000) "Examining the Link between Teacher Wages and Student Outcomes: The Importance of Alternative Labor Market Opportunities and Non-pecuniary Variation," *Review of Economics and Statistics*, 82(3): 393-408.
- Nannicini, T. (2007) "Simulation-Based Sensitivity Analysis for Matching Estimators," *Stata Journal*, 7: 334-350.
- Nghiem, Hong Son, Ha Trong Nguyen, R. Khanam, et L. Connelly (2015) "Does school type affect cognitive and non-cognitive development in children? Evidence from Australian primary schools," *Labour Economics*, 33: 55-65.
- 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.
- OECD (2013). Does it matter which school a student attends? PISA in Focus 27.
- OECD (2012). Public and Private Schools: How Management and Funding Relate to their Socio-economic Profile, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264175006-en>.
- OCDE (2011). « Autonomie et responsabilisation des établissements d'enseignement : quel impact sur la performance des élèves ? », PISA à la loupe, no. 9.
- OECD (2010). PISA 2009 Results: What Makes a School Successful? – Resources, Policies and Practices (Volume IV), OECD Publishing.
- Rivkin, S., E. Hanushek, et J. Kain (2005) "Teachers, Schools, and Academic Achievement," *Econometrica*, 73(2): 417–458.
- Rockoff, J., B. Jacob, T. Kane, et D. Staiger (2011) "Can You Recognize an Effective Teacher When You Recruit One?" *Education Finance and Policy*, 6(1): 43-74. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Rose, H., et Betts, J. (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.
- Rubin D. (1977) "Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate," *Journal of Educational Statistics*, 2(1): 1-26.
- Vandenbergh, V., et Robin, S. (2004) "Evaluating the Effectiveness of Private Education Across Countries: A Comparison of Methods," *Labor Economics* 11: 487–506.
- Watts, T., G. Duncan, J., Siegler, P. et Davis-Kean (2014) "What's Past Is Prologue Relations Between Early Mathematics Knowledge and High School Achievement," *Educational Researcher*, 43(7): 352-360.

Tableau 1 : Taux de diplomation de l'école secondaire selon le sexe et le type d'école fréquentée (privée, publique), cohortes A et B

	Tous			Hommes			Femmes		
	Tous	Privé	Public	Tous	Privé	Public	Tous	Privé	Public
Cohorte A sans restriction									
%	66,3	84,7	62,6	60,7	81,6	56,2	72,2	88,4	69,2
E-T	0,8	1,5	0,9	1,2	2,2	1,3	1,1	2	1,3
Borne inf.	64,7	81,7	60,8	58,3	77,3	53,6	70	84,5	66,7
Borne sup.	67,9	87,6	64,4	63	85,8	58,8	74,4	92,3	71,7
N	4,043	722	3,321	2,090	394	1,696	1,953	328	1,625
Cohorte A avec restriction									
%	73,9	86	71,2	69,5	83,8	66	78,3	88,5	76,2
E-T	0,8	1,5	0,9	1,2	2,1	1,4	1,1	2	1,2
Borne inf.	72,3	83,1	69,4	67,2	79,6	63,2	76,1	84,6	73,7
Borne sup.	75,5	88,9	73	71,9	88	68,7	80,4	92,5	78,6
N	3,548	694	2,854	1,779	376	1,403	1,769	318	1,451
Cohorte B sans restriction									
%	67,6	92,9	63,6	60,8	91,2	56,3	74,8	94,6	71,4
E-T	1	1,7	1,1	1,5	2,6	1,6	1,3	2	1,5
Borne inf.	65,7	89,7	61,4	57,9	86	53,1	72,2	90,6	68,5
Borne sup.	69,6	96,2	65,7	63,7	96,3	59,4	77,4	98,5	74,3
N	4,412	491	3,921	2,256	222	2,034	2,156	269	1,887
Cohorte B avec restrictions									
%	77,5	95,1	74,2	72,8	94,2	68,9	81,9	96	79,1
E-T	1	1,6	1,1	1,6	2,4	1,7	1,3	2	1,4
Borne inf.	75,5	92,1	72	69,7	89,4	65,5	79,4	92,1	76,3
Borne sup.	79,4	98,2	76,4	75,8	99	72,3	84,4	99,9	82
N	3,566	460	3,106	1,722	206	1,516	1,844	254	1,590

Notes. Restriction sélectionne les élèves qui n'ont pas doublé une année scolaire durant leurs études; E-T : écart-type; Borne inf. : borne inférieure; borne sup. : borne supérieure.

Source : Calcul des auteurs à partir des micro-données pondérées de l'EJET cycles 1-3.

Tableau 2 : Taux en pourcentage de diplomation du secondaire et de fréquentation et diplomation des études postsecondaires selon le type d'école secondaire fréquentée, le sexe, l'âge, le niveau des études, et différence privé-public, cohortes A et B

Type d'école secondaire	Tous			Publique			Privée			Privée - Publique		
Niveau des études	Tous	H	F	Tous	H	F	Tous	H	F	Tous	H	F
Cohorte A cycle 2 (17 ans)												
Diplomation du secondaire	74	70	78	71	66	76	86	84	89	15	18	13
N	3,548	1,779	1,769	2,854	1,403	1,451	694	376	318			
Fréquentation CEGEP/université	71	65	77	67	61	73	88	82	95	7	8	3
N	3,016	1,495	1,521	2,430	1,174	1,256	586	321	265			
Cohorte A cycle 3 (19 ans)												
Fréquentation CEGEP/université	71	65	77	67	61	73	88	82	95	21	21	22
N	3,016	1,495	1,521	2,430	1,174	1,256	586	321	265			
Fréquentation prog. prof.	14	24	10	12	21	9	19	29	12	7	8	3
N	390	137	253	256	79	177	134	58	76			
Cohorte A cycle 4 (21 ans)												
Fréquentation CEGEP/université	72	66	78	68	61	74	91	85	97	23	24	23
N	2,532	1,255	1,277	2,044	985	1,059	488	270	218			
Fréquentation université	33	25	40	28	20	35	54	46	65	26	26	30
N	2,532	1,255	1,277	2,044	985	1,059	488	270	218			
Fréquentation prog. prof.	17	26	12	13	17	12	25	41	13	12	24	1
N	352	129	223	231	74	157	121	55	66			
Cohorte B cycle 1 (18-20 ans)												
Graduation du secondaire	77	73	82	74	69	79	95	94	96	21	25	17
N	3,566	1,722	1,844	3,106	1,516	1,590	460	206	254			
Fréquentation CEGEP/université	80	75	85	77	71	83	97	96	98	20	25	15
N	3,566	1,722	1,844	3,106	1,516	1,590	460	206	254			
Cohorte B cycle 2 (20-22 ans)												
Fréquentation université	32	25	38	27	21	33	59	51	66	32	30	33
N	3,097	1,502	1,595	2,688	1,320	1,368	409	182	227			
Fréquentation prog. prof.	14	20	10	14	22	10	12	16	10	-2	-6	0
N	882	339	543	660	250	410	222	89	133			
Cohorte B cycle 3 (22-24 ans)												
Fréquentation universitaire	39	32	45	33	26	40	69	62	74	36	36	34
N	2,541	1,212	1,329	2,194	1,058	1,136	347	154	193			
Fréquentation études avancées	4	2	5	3	2	5	5	3	7	2	1	2
N	2,541	1,212	1,329	2,194	1,058	1,136	347	154	193			
Graduation universitaire	15	10	19	13	9	17	25	17	31	12	8	14
N	2,541	1,212	1,329	2,194	1,058	1,136	347	154	193			
Fréquentation prog. prof.	12	17	9	12	16	10	13	18	9	1	2	-1
N	926	376	550	697	280	417	229	96	133			
Cohorte B cycle 4 (24-26 ans)												
Fréquentation universitaire	43	36	49	37	31	44	72	68	74	35	37	30
N	2,208	1,040	1,168	1,900	905	995	308	135	173			
Fréquentation études avancées	8	5	11	7	4	9	17	10	22	10	6	13
N	2,208	1,040	1,168	1,900	905	995	308	135	173			
Graduation universitaire	29	23	36	25	19	31	53	46	59	28	27	28
N	2,208	1,040	1,168	1,900	905	995	308	135	173			
Fréquentation prog. prof.	11	14	9	11	11	10	12	20	7	1	9	-3
N	911	379	532	699	288	411	212	91	121			

Notes. Prog. prof. : est un programme d'études professionnelles de niveau universitaire. H : homme; F : femme.

Source : Calcul des auteurs à partir des micro-données pondérées de l'EJET cycles 1-4.

Tableau 3 : Caractéristiques des répondants selon le type d'école secondaire fréquentée, cohortes A et B, au cycle 1

Variable	Statistique Cohorte et âge	Tous Cohorte A cycles 1-2, 15 ans	Public	Privée	Tous Cohorte B cycle 1, 18-20 ans	Public	Privée
Type école	%	100	80,4	19,6	100	87,1	12,9
Revenu familial (Racine carrée)	Moyenne	49,622 (7.04)	47,532 (6.89)	59,396 (7.71)	-	-	-
	É-T	3,19	2,98	3,92	-	-	-
Homme	%	0,50	0,49	0,54	0,48	0,49	0,47
Âge en mois	Moyenne	186	186	186	228	228	228
	É-T	3	3	3	0,82	0,82	0,82
Immigrant	%	0,18	0,14	0,34	0,05	0,05	0,07
	É-T	0,38	0,34	0,47	0,22	0,22	0,25
Anglais	%	0,11	0,10	0,15	0,07	0,07	0,09
	É-T	0,31	0,30	0,36	0,26	0,25	0,29
Français	%	0,82	0,84	0,71	0,85	0,87	0,79
	É-T	0,39	0,36	0,45	0,35	0,34	0,41
Deux parents	%	0,71	0,70	0,77	0,71	0,69	0,78
	É-T	0,45	0,46	0,42	0,45	0,46	0,41
Quintiles ISEI							
1	%	0,20	0,23	0,08	0,20	0,20	0,37
2	%	0,20	0,22	0,12	0,20	0,19	0,26
3	%	0,20	0,21	0,15	0,20	0,19	0,24
4	%	0,20	0,40	0,28	0,20	0,19	0,23
5	%	0,20	0,16	0,37	0,20	0,21	0,15
Fratrie taille %							
0		0,09	0,08	0,11	0,10	0,09	0,13
1		0,46	0,45	0,46	0,46	0,45	0,52
2 ou plus		0,46	0,46	0,43	0,44	0,46	0,35
Livres à la maison (nombre) %							
Livres 1 (0-10)		0,10	0,11	0,08	-	-	-
Livres 2 (11-50)		0,22	0,25	0,17	-	-	-
Livres 3 (51-100)		0,20	0,23	0,18	-	-	-
Livres 4 (101-250)		0,23	0,21	0,24	-	-	-
Livres 5 (>250)		0,25	0,20	0,34	-	-	-
Éducation de la mère %							
Moins que DES		0,24	0,25	0,17	0,26	0,28	0,16
DES		0,31	0,33	0,22	0,32	0,34	0,22
>DES et <Université		0,25	0,25	0,26	0,21	0,21	0,21
Université ou plus		0,20	0,17	0,35	0,21	0,17	0,42
N		3,548	2,854	694	3,566	3,106	460

Notes. Les quintiles sont construits à partir des valeurs dérivées de l'indice de la profession des parents (ISEI). É.-T : écart-type.

Source : Calculs des auteurs à partir des micro-données pondérées de l'EJET, cycle 1.

Tableau 4.1 : Effets estimés de l'école privée sur la diplomation au secondaire, selon le sexe et la méthode d'estimation, cohorte A cycles 2 et 3

Niveau des études	C	Modèle	Sexe	Param.	BE-SC	BE-AC	BE-99	Sensatt	Voisin	Δ%
Graduation du secondaire	2	Base	Tous	Coef.	0,114***	0,114***	0,102***	0,091***	0,121***	-20,2
				É-T	0,019	0,019	0,019	0,025	0,022	
				N	3,548	3,548	3,520	3,548	3,548	
Graduation du secondaire	2	Base	M	Coef.	0,138***	0,138***	0,132***			
				É-T	0,031	0,031	0,031			
				N	1,779	1,779	1,769			
Graduation du secondaire	2	Base	F	Coef.	0,09***	0,09***	0,07***			
				É-T	0,02	0,02	0,02			
				N	1,769	1,769	1,754			
Graduation du secondaire	2	Complet	Tous	Coef.	0,106***	0,106***	0,093***	0,103***	0,091***	3,9
				É-T	0,018	0,018	0,017	0,030	0,025	
				N	3,548	3,548	3,520	3,548	3,548	
Graduation du secondaire	2	Complet	M	Coef.	0,128***	0,129***	0,118***			
				É-T	0,029	0,029	0,027			
				N	1,779	1,779	1,765			
Graduation du secondaire	2	Complet	F	Coef.	0,082**	0,082**	0,073**			
				É-T	0,022	0,022	0,022			
				N	1,769	1,769	1,752			
Graduation du secondaire	3	Base	Tous	Coef.	0,056 (***)	0,056 (***)	0,057 (***)	0,053 (***)	0,050 (***)	-5,4
				É-T	0,011	0,011	0,012	0,016	0,014	
				N	3016	3016	2987	3016	3016	
Graduation du secondaire	3	Base	M	Coef.	0,061 (***)	0,061 (***)	0,058 (***)			
				É-T	0,019	0,019	0,021			
				N	1495	1495	1481			
Graduation du secondaire	3	Base	F	Coef.	0,056 (***)	0,056 (***)	0,059 (***)			
				É-T	0,009	0,009	0,010			
				N	1521	1521	1506			
Graduation du secondaire	3	Complet	Tous	Coef.	0,051 (***)	0,052 (***)	0,048 (***)	0,042 (**)	0,026 (*)	-17,6
				É-T	0,011	0,011	0,011	0,018	0,014	
				N	3016	3016	2986	3016	3016	
Graduation du secondaire	3	Complet	M	Coef.	0,053 (***)	0,055 (***)	0,045 (***)			
				É-T	0,019	0,019	0,017			
				N	1495	1495	1481			
Graduation du secondaire	3	Complet	F	Coef.	0,055 (***)	0,055 (***)	0,058 (***)			
				É-T	0,010	0,010	0,012			
				N	1521	1521	1506			

Notes. C : cycles 2 (17 ans), 3 (19 ans); M : homme; F : femme; Param. : Paramètres de l'estimation; BE-SC : balancement entropique sans contrôle; BE-AC : balancement entropique avec contrôles; BE-99 : balancement entropique avec coupure du 1% supérieur des poids de balancement; Sensatt : estimation avec variable confondante; Voisin : méthode de scores de propension du proche voisin comme procédure d'appariement; Δ% : différence en pourcentage du coefficient entre estimation par Sensatt et BE-AC.

Tableau 4.2 : Effets estimés de l'école privée sur la fréquentation d'un CEGEP ou d'une université, selon le sexe et la méthode d'estimation, cohorte A cycles 3 et 4

Niveau des études	C	Modèle	Sexe	Param.	BE-SC	BE-AC	BE-99	Sensatt	Voisin	Δ%
Fréquentation CEGEP/université	3	Base	Tous	Coef.	0,137 (***)	0,137 (***)	0,130 (***)	0,116 (***)	0,112 (***)	-15,3
				É-T	0,018	0,018	0,017	0,026	0,023	
				N	3,016	3,016	2,987	3,016	3,016	
Fréquentation CEGEP/université	3	Base	M	Coef.	0,138 (***)	0,138 (***)	0,128 (***)			
				É-T	0,029	0,028	0,027			
				N	1,495	1,495	1,481			
Fréquentation CEGEP/université	3	Base	F	Coef.	0,138 (***)	0,139 (***)	0,133 (***)			
				É-T	0,022	0,022	0,022			
				N	1,521	1,521	1,506			
Fréquentation CEGEP/université	3	Complet	Tous	Coef.	0,123 (***)	0,125 (***)	0,114 (***)	0,099 (***)	0,106 (***)	-19,5
				É-T	0,018	0,019	0,018	0,030	0,024	
				N	3,016	3,016	2,986	3,016	3,016	
Fréquentation CEGEP/université	3	Complet	M	Coef.	0,116 (***)	0,119 (***)	0,102 (***)			
				É-T	0,029	0,029	0,026			
				N	1,495	1,495	1,481			
Fréquentation CEGEP/université	3	Complet	F	Coef.	0,135 (***)	0,135 (***)	0,125 (***)			
				É-T	0,022	0,022	0,024			
				N	1,521	1,521	1,506			
Fréquentation CEGEP/université	4	Base	Tous	Coef.	0,161 (***)	0,162 (***)	0,142 (***)	0,116 (***)	0,093 (***)	-28,0
				É-T	0,019	0,019	0,017	0,028	0,024	
				N	2,532	2,532	2,507	2,532	2,532	
Fréquentation CEGEP/université	4	Base	M	Coef.	0,165 (***)	0,165 (***)	0,126 (***)			
				É-T	0,031	0,031	0,029			
				N	1,255	1,255	1,243			
Fréquentation CEGEP/université	4	Base	F	Coef.	0,151 (***)	0,151 (***)	0,145 (***)			
				É-T	0,018	0,018	0,018			
				N	1,277	1,277	1,265			
Fréquentation CEGEP/université	4	Complet	Tous	Coef.	0,147 (***)	0,151 (***)	0,120 (***)	0,110 (***)	0,070 (***)	-25,2
				É-T	0,018	0,018	0,017	0,033	0,027	
				N	2,532	2,532	2,507	2,532	2,532	
Fréquentation CEGEP/université	4	Complet	M	Coef.	0,139 (***)	0,145 (***)	0,097 (***)			
				É-T	0,030	0,031	0,026			
				N	1,255	1,255	1,243			
Fréquentation CEGEP/université	4	Complet	F	Coef.	0,150 (***)	0,150 (***)	0,140 (***)			
				É-T	0,018	0,018	0,017			
				N	1,277	1,277	1,265			

Notes. C : cycles 2 (17 ans), 3 (19 ans); M : homme; F : femme; Param. : Paramètres de l'estimation; BE-SC : balancement entropique sans contrôle; BE-AC : balancement entropique avec contrôles; BE-99 : balancement entropique avec coupure du 1% supérieur des poids de balancement; Sensatt : estimation avec variable confondante; Voisin : méthode de scores de propension du proche voisin comme procédure d'appariement; Δ% : différence en pourcentage du coefficient entre estimation par Sensatt et BE-AC.

Tableau 4.3 : Effets estimés de l'école privée sur la fréquentation d'une université ou programme professionnel, selon le sexe et la méthode d'estimation, cohorte A cycle 4

Niveau des études	C	Modèle	Sexe	Param.	BE-SC	BE-AC	BE-99	Sensatt	Voisin	Δ%
Fréquentation université	4	Base	Tous	Coef.	0,179 (***)	0,179 (***)	0,184 (***)	0,176 (***)	0,173 (***)	-1,7
				É-T	0,032	0,032	0,032	0,037	0,033	
				N	2,532	2,532	2,507	2,532	2,532	
Fréquentation université	4	Base	M	Coef.	0,174 (***)	0,174 (***)	0,180 (***)			
				É-T	0,044	0,044	0,041			
				N	1,255	1,255	1,243			
Fréquentation université	4	Base	F	Coef.	0,196 (***)	0,197 (***)	0,190 (***)			
				É-T	0,058	0,058	0,058			
				N	1,277	1,277	1,265			
Fréquentation université	4	Complet	Tous	Coef.	0,160 (***)	0,162 (***)	0,152 (***)	0,166 (***)	0,117 (***)	3,8
				É-T	0,032	0,032	0,029	0,043	0,035	
				N	2,532	2,532	2,507	2,532	2,532	
Fréquentation université	4	Complet	M	Coef.	0,153 (***)	0,154 (***)	0,158 (***)			
				É-T	0,042	0,042	0,039			
				N	1,255	1,255	1,243			
Fréquentation université	4	Complet	F	Coef.	0,177 (***)	0,177 (***)	0,157 (***)			
				É-T	0,059	0,059	0,052			
				N	1,277	1,277	1,265			
Fréquentation prog. prof.	4	Base	Tous	Coef.	0,129 (***)	0,130 (***)	0,117 (**)	0,081	0,041	-37,2
				É-T	0,045	0,045	0,049	0,065	0,063	
				N	352	352	349	352	352	
Fréquentation prog. prof.	4	Base	M	Coef.	0,272 (***)	0,273 (***)	0,234 (**)			
				É-T	0,093	0,093	0,097			
				N	129	129	128			
Fréquentation prog. prof.	4	Base	F	Coef.	0,043	0,043	0,055			
				É-T	0,050	0,050	0,052			
				N	223	223	221			
Fréquentation prog. prof.	4	Complet	Tous	Coef.	0,133 (***)	0,130 (***)	0,146 (***)	0,109 (*)	0,107 (*)	-18,0
				É-T	0,044	0,046	0,042	0,066	0,060	
				N	352	352	349	352	352	
Fréquentation prog. prof.	4	Complet	M	Coef.	0,125 (***)	0,208 (**)	0,138 (***)			
				É-T	0,000	0,082	0,000			
				N	129	129	128			
Fréquentation prog. prof.	4	Complet	F	Coef.	0,063	0,057	0,081			
				É-T	0,050	0,049	0,050			
				N	223	223	221			

Note. C : cycle 4 (21 ans); prog. prof. : programme professionnel universitaire; M : homme; F : femme; Param. : Paramètres de l'estimation; BE-SC : balancement entropique sans contrôle; BE-AC : balancement entropique avec contrôles; BE-99 : balancement entropique avec coupure du 1% supérieur des poids de balancement; Sensatt : estimation avec variable confondante; Voisin : méthode de scores de propension du proche voisin comme procédure d'appariement; Δ% : différence en pourcentage du coefficient entre estimation par Sensatt et BE-AC.

Tableau 5.1 : Effets estimés de l'école privée sur la graduation au secondaire, la fréquentation d'un CEGEP ou d'une université, ou d'un programme professionnel, selon le sexe et la méthode d'estimation, cohorte B cycles 1 et 2

Niveau des études	C	Modèle	Sexe	Param.	BE-SC	BE-AC	BE-99	Sensatt	Voisin	Δ%
Graduation du secondaire	1	Base	Tous	Coef.	0,173 (***)	0,173 (***)	0,186 (***)	0,139 (***)	0,139 (***)	-19,4
				É-T	0,046	0,046	0,032	0,024	0,019	
				N	3,566	3,566	3,531	3,566	3,566	
Graduation du secondaire	1	Base	M	Coef.	0,218 (**)	0,218 (**)	0,217 (***)			
				É-T	0,087	0,087	0,064			
				N	1,722	1,722	1,705			
Graduation du secondaire	1	Base	F	Coef.	0,142 (**)	0,142 (**)	0,157 (***)			
				É-T	0,061	0,061	0,045			
				N	1,844	1,844	1,826			
Fréquentation CEGEP/université	1	Base	Tous	Coef.	0,147 (***)	0,147 (***)	0,155 (***)	0,119 (***)	0,118 (***)	-16,1
				É-T	0,038	0,038	0,031	0,022	0,018	
				N	3,566	3,566	3,531	3,566	3,566	
Fréquentation CEGEP/université	1	Base	M	Coef.	0,212 (***)	0,213 (***)	0,219 (***)			
				É-T	0,081	0,081	0,049			
				N	1,722	1,722	1,705			
Fréquentation CEGEP/université	1	Base	F	Coef.	0,096 (***)	0,096 (***)	0,099 (**)			
				É-T	0,034	0,034	0,039			
				N	1,844	1,844	1,826			
Fréquentation université	2	Base	Tous	Coef.	0,227 (**)	0,227 (**)	0,232 (***)	0,186 (***)	0,199 (***)	-10,6%
				É-T	0,090	0,090	0,075	0,036	0,031	
				N	3,097	3,097	3,067	3,097	3,097	
Fréquentation université	2	Base	M	Coef.	0,214	0,215	0,245 (**)			
				É-T	0,136	0,136	0,099			
				N	1,502	1,502	1,487			
Fréquentation université	2	Base	F	Coef.	0,236 (**)	0,237 (**)	0,225 (**)			
				É-T	0,114	0,114	0,108			
				N	1,595	1,595	1,580			
Fréquentation prog. prof.	2	Base	Tous	Coef.	-0,032	-0,032	-0,014	-0,024	-0,016	-79,0
				É-T	0,078	0,078	0,074	0,043	0,036	
				N	882	882	874	882	882	
Fréquentation prog. prof.	2	Base	M	Coef.	-0,067	-0,066	-0,052			
				É-T	0,164	0,164	0,133			
				N	339	339	336			
Fréquentation prog. prof.	2	Base	F	Coef.	0,012	0,013	0,034			
				É-T	0,086	0,086	0,085			
				N	543	543	538			

Notes. C : cycle 1 (18-20 ans), cycle 2 (20-22 ans); prog. prof. : programme professionnel universitaire; M : homme; F : femme; Param. : Paramètres de l'estimation; BE-SC : balancement entropique sans contrôle; BE-AC : balancement entropique avec contrôles; BE-99 : balancement entropique avec coupure du 1% supérieur des poids de balancement; Sensatt : estimation avec variable confondante; Voisin : méthode de scores de propension; Δ% : différence en pourcentage du coefficient entre estimation par Sensatt et BE-AC.

Tableau 5.2 : Effets estimés de l'école privée sur la fréquentation de divers programmes postsecondaires, selon le sexe et la méthode d'estimation, cohorte B cycle 3

Niveau des études	C	Modèle	Sexe	Param.	BE-SC	BE-AC	BE-99	Sensatt	Voisin	Δ%
Fréquentation université	3	Base	Tous	Coef.	0,251 (***)	0,252 (***)	0,250 (***)	0,203 (***)	0,229 (***)	-11,7
				É-T	0,077	0,077	0,076	0,040	0,034	
				N	2,541	2,541	2,516	2,541	2,541	
Fréquentation université	3	Base	M	Coef.	0,248 (**)	0,248 (**)	0,285 (**)			
				É-T	0,114	0,114	0,120			
				N	1,212	1,212	1,200			
Fréquentation université	3	Base	F	Coef.	0,240 (**)	0,241 (**)	0,249 (***)			
				É-T	0,112	0,112	0,095			
				N	1,329	1,329	1,316			
Fréquentation études avancées	3	Base	Tous	Coef.	-0,006	-0,006	0,008	0,011	-0,001	132,3
				É-T	0,037	0,037	0,041	0,020	0,016	
				N	2,541	2,541	2,516	2,541	2,541	
Fréquentation études avancées	3	Base	M	Coef.	0,001	0,001	0,004			
				É-T	0,043	0,043	0,051			
				N	1,212	1,212	1,200			
Fréquentation études avancées	3	Base	F	Coef.	-0,008	-0,008	0,025			
				É-T	0,058	0,058	0,070			
				N	1,329	1,329	1,316			
Graduation universitaire	3	Base	Tous	Coef.	0,056	0,056	0,059	0,045	0,031	-9,1
				É-T	0,076	0,076	0,069	0,035	0,029	
				N	2,541	2,541	2,516	2,541	2,541	
Graduation universitaire	3	Base	M	Coef.	0,061	0,061	0,059			
				É-T	0,098	0,098	0,095			
				N	1,212	1,212	1,200			
Graduation universitaire	3	Base	F	Coef.	0,052	0,053	0,069			
				É-T	0,119	0,119	0,100			
				N	1,329	1,329	1,316			
Fréquentation prog. prof.	3	Base	Tous	Coef.	0,019	0,019	0,051	0,033	0,039	77,3
				É-T	0,064	0,064	0,077	0,040	0,033	
				N	926	926	917	926	926	
Fréquentation prog. prof.	3	Base	M	Coef.	0,039	0,039	0,055			
				É-T	0,131	0,131	0,148			
				N	376	376	373			
Fréquentation prog. prof.	3	Base	F	Coef.	0,017	0,017	0,037			
				É-T	0,071	0,071	0,088			
				N	550	550	545			

Notes. C : cycle 3 (22-24 ans); prog. prof. : programme professionnel universitaire; M : homme; F : femme; Param. : Paramètres de l'estimation; BE-SC : balancement entropique sans contrôle; BE-AC : balancement entropique avec contrôles; BE-99 : balancement entropique avec coupures du 1% supérieur des poids de balancement; Sensatt : estimation avec variable confondante; Voisin : méthode de scores de propension du proche voisin; Δ% : différence en pourcentage du coefficient entre estimation par Sensatt et BE-AC.

Tableau 5.3 : Effets estimés de l'école privée sur la fréquentation ou la diplomation d'une université, d'études graduées, ou d'un programme professionnel selon le sexe et la méthode d'estimation, cohorte B cycles 4

Niveau des études	C	Modèle	Sexe	Param.	BE-SC	BE-AC	BE-99	Sensatt	Voisin	Δ%
Fréquentation université	4	Base	Tous	Coef.	0,220 (**)	0,220 (**)	0,233 (***)	0,176 (***)	0,167 (***)	-15,1
				É-T	0,091	0,091	0,090	0,044	0,036	
				N	2,208	2,208	2,186	2,208	2,208	
Fréquentation université	4	Base	M	Coef.	0,222	0,222	0,264 (*)			
				É-T	0,148	0,148	0,135			
				N	1,040	1,040	1,030			
Fréquentation université	4	Base	F	Coef.	0,200 (*)	0,200 (*)	0,220 (**)			
				É-T	0,103	0,103	0,099			
				N	1,168	1,168	1,157			
Fréquentation études avancées	4	Base	Tous	Coef.	0,055	0,055	0,085	0,038	0,016	-15,6
				É-T	0,072	0,072	0,060	0,030	0,025	
				N	2,208	2,208	2,186	2,208	2,208	
Fréquentation études avancées	4	Base	M	Coef.	0,015	0,015	0,060			
				É-T	0,093	0,093	0,081			
				N	1,040	1,040	1,030			
Fréquentation études avancées	4	Base	F	Coef.	0,080	0,080	0,088			
				É-T	0,117	0,117	0,093			
				N	1,168	1,168	1,157			
Graduation universitaire	4	Base	Tous	Coef.	0,186 (**)	0,186 (**)	0,178 (**)	0,113 (**)	0,089 (**)	-27,2
				É-T	0,089	0,089	0,084	0,044	0,036	
				N	2,208	2,208	2,186	2,208	2,208	
Graduation universitaire	4	Base	M	Coef.	0,179	0,179	0,190			
				É-T	0,112	0,112	0,126			
				N	1,040	1,040	1,030			
Graduation universitaire	4	Base	F	Coef.	0,177	0,177	0,177			
				É-T	0,138	0,138	0,126			
				N	1,168	1,168	1,157			
Fréquentation prog. prof.	4	Base	Tous	Coef.	0,041	0,041	0,042	0,024	0,026	-61,7
				É-T	0,066	0,066	0,066	0,040	0,034	
				N	911	911	902	911	911	
Fréquentation prog. prof.	4	Base	M	Coef.	0,118	0,118	0,156			
				É-T	0,130	0,130	0,149			
				N	379	379	376			
Fréquentation prog. prof.	4	Base	F	Coef.	-0,014	-0,014	-0,004			
				É-T	0,073	0,073	0,087			
				N	532	532	527			

Notes. C : cycle 4 (22-24 ans); prog. prof. : programme professionnel universitaire; M : homme; F : femme; Param. : Paramètres de l'estimation; BE-SC : balancement entropique sans contrôle; BE-AC : balancement entropique avec contrôles; BE-99 : balancement entropique avec coupure du 1% supérieur des poids de balancement; Sensatt : estimation avec variable confondante (revenu familial); Voisin : méthode de scores de propension; Δ% : différence en pourcentage du coefficient entre estimation par Sensatt et BE-AC.

Tableau 6 : Écart privé-public estimé par le traitement moyen des traités (TMT) et pourcentage de l'écart expliquée selon le niveau d'études et le sexe, cohortes A et B

Niveau des études	TMT estimé			Écart privé-public			% de l'écart expliqué par le TMT		
	T	H	F	T	H	F	T	H	F
Cohorte A cycle 2 (17 ans)									
Graduation du secondaire	10	13	8	15	18	13	67%	72%	62%
Fréquentation d'un prog. prof.	7	4	6	7	8	3	100%	50%	200%
Fréquentation CEGEP/université	12	12	14	21	21	22	57%	57%	64%
Cohorte A cycle 4 (21 ans)									
Fréquentation université	16	15	18	26	26	30	62%	58%	60%
Fréquentation d'un prog. prof.	15	14	15	23	24	23	65%	58%	65%
Fréquentation CEGEP/université	13	13	6	12	24	1	108%	54%	600%
Cohorte B cycle 1 (18-20 ans)									
Graduation du secondaire	17	22	14	21	25	17	81%	88%	82%
Fréquentation CEGEP/université	15	21	10	20	25	15	75%	84%	67%
Cohorte B cycle 2 (20-22 ans)									
Fréquentation université	23	21	24	32	30	33	72%	70%	73%
Fréquentation d'un prog. prof.	-3	-7	1	-2	-6	0	150%	117%	0%
Cohorte B cycle 3 (22-24 ans)									
Fréquentation université	25	25	24	36	36	34	69%	69%	71%
Fréquentation études supérieures	0	0	0	2	1	2	0%	0%	0%
Graduation universitaire	6	6	5	12	8	14	50%	75%	36%
Fréquentation d'un prog. prof.	2	4	2	1	2	-1	200%	200%	-200%
Cohorte B cycle 4 (24-26 ans)									
Fréquentation université	22	22	20	35	37	30	63%	59%	67%
Fréquentation études supérieures	6	2	8	10	6	13	60%	33%	62%
Graduation universitaire	19	18	18	28	27	28	68%	67%	64%
Fréquentation d'un prog. prof.	4	12	-1	1	9	-3	400%	133%	33%

Note. T : tous les répondants, H : hommes, F : femmes.

Source : calculs des auteurs à partir des tableaux 4 et 5.

Annexe statistique

Tableau A1: Pourcentage et nombre des étudiants de 15 ans à l'école secondaire selon le secteur public et privé, Québec 2000-2012

Année	2000		2003		2006		2009		2012	
Secteur	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
%	84,3	15,7	84,0	16,0	81,7	18,3	79,6	20,4	78,0	22,0
N	63,546	11,791	58,434	11,111	70,862	14,027	63,736	16,15	59,243	16,603

Note: Étudiants au secteur des jeunes.

Sources: Calculs des auteurs à partir des micro-données pondérés de l'EJET-PISA 2000 et de PISA 2003 à 2012.

Tableau A2 : Taux de diplomation et qualification au secondaire selon la cohorte, la durée des études et le sexe, par réseau et langue d'enseignement, cohortes 2001 à 2009

Cohorte	Cohorte 2001					Cohorte 2002					Cohorte 2003					Cohorte 2004				
Durée en années	5 ans	6 ans	7 ans			5 ans	6 ans	7 ans			5 ans	6 ans	7 ans			5 ans	6 ans	7 ans		
Couverture	T	T	T	M	F	T	T	T	M	F	T	T	T	M	F	T	T	T	M	F
Tous	61	69	72	66	80	59	68	72	66	78	61	69	72	66	79	61	70	73	68	80
Écoles publiques	56	65	69	62	76	54	64	68	61	75	55	64	68	61	75	56	65	69	63	76
Écoles privées	83	88	89	86	93	84	89	90	87	94	85	89	91	88	94	85	90	91	88	94
Privé-Public	27	23	20	24	17	30	25	22	26	19	30	25	23	27	19	29	25	22	25	18
Langue F	60	68	72	65	78	59	68	71	65	78	60	68	72	65	79	60	69	73	67	79
Langue A	72	79	81	76	86	70	77	80	76	84	69	77	79	75	84	72	79	82	78	86
	Cohorte 2005					Cohorte 2006					Cohorte 2007					Cohorte 2008				Cohorte 2009
	5 ans	6 ans	7 ans			5 ans	6 ans	7 ans			5 ans	6 ans	7 ans			5 ans	6 ans			5 ans
	T	T	T	M	F	T	T	T	M	F	T	T	T	M	F	T	T	T	M	T
Tous	63	72	75	70	81	64	72	76	71	81	65	74	78	73	83	66	75	69	81	67
Écoles publiques	58	67	71	65	77	58	68	72	66	78	60	69	74	68	80	60	70	64	77	62
Écoles privées	86	90	92	89	95	87	91	92	90	95	87	91	93	90	95	87	92	89	94	88
Privé-Public	28	23	21	24	18	29	23	20	24	17	27	22	19	22	15	27	22	25	17	26
Langue F	62	71	74	69	80	63	75	75	81	81	64	73	77	72	83	65	74	68	80	67
Langue A	74	80	82	78	87	76	85	85	88	88	76	82	85	80	89	76	82	78	86	76

Note : T= tous, M=homme, F=femme; langue enseignement de l'école, F=français, A=anglais.

Le taux de diplomation et de qualification présenté est la proportion des élèves qui, avant l'âge de 20 ans, ont obtenu un premier diplôme sept ans après leur entrée au secondaire au secteur des jeunes, à l'éducation des adultes ou en formation professionnelle. Le réseau public ici est formé des 72 Commissions scolaires excluant celles servant les nations autochtones. Les diplômes et qualifications admissibles aux fins du calcul du taux de diplomation et de qualification par cohorte sont les suivants : le diplôme d'études secondaires (DES), le diplôme d'études professionnelles (DEP), l'attestation de spécialisation professionnelle (ASP), l'attestation d'études professionnelles (AEP), l'attestation de formation professionnelle (AFP), l'insertion sociale et professionnelle des jeunes (ISPJ), le certificat de formation en entreprise et récupération (CFER), le certificat de formation préparatoire au travail (CFPT), le certificat de formation à un métier semi-spécialisé. Source : « Diplomation et qualification par commission scolaire au secondaire, » Édition 2010 à 2015, ministère de l'Éducation, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche.