

N° 11F0019M au catalogue — N° 317
ISSN 1205-9161
ISBN 978-1-100-90220-3

Document de recherche

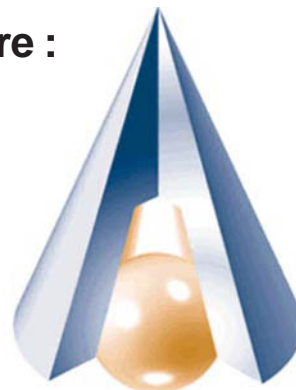
Direction des études analytiques : documents de recherche

L'incidence de la scolarité sur le rendement scolaire : analyse fondée sur de grands échantillons et les dates limites d'inscription à l'école

par Marc Frenette

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-J, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136



L'incidence de la scolarité sur le rendement scolaire : analyse fondée sur de grands échantillons et les dates limites d'inscription à l'école

par Marc Frenette

11F0019M N° 317
ISSN : 1205-9161
ISBN 978-1-100-90220-3

Statistique Canada
Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-J, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :

Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.gc.ca

Novembre 2008

L'auteur tient à remercier Justin Bayard, Winnie Chan, René Morissette, Garnett Picot, Patrizio Piraino, Justin Smith, et Bill Warburton, de même que les participants à la conférence Transitions dans les parcours de vie des enfants et des jeunes du Centre de données de recherche de l'Atlantique, aux ateliers de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, à l'atelier sur l'éducation et l'économie de l'Université Wilfrid-Laurier, à la conférence du Réseau canadien de chercheurs dans le domaine du marché du travail et des compétences à Vancouver (juin 2008), ainsi qu'à la Conférence internationale Éducation, économie et société à Paris. L'auteur assume la responsabilité de toutes les erreurs qui subsistent.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019M, no. 317).

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Études analytiques

Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires, critiques et suggestions. La liste des titres figure à la fin du document.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ces documents peuvent être téléchargés à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^e étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Table des matières

Résumé	5
Sommaire.....	6
1 Introduction.....	9
2 Études précédentes.....	12
3 Méthodologie.....	14
3.1 Modèle	14
3.2 Données.....	18
4 Résultats.....	21
4.1 Données descriptives	21
4.2 Données économétriques	22
4.2.1 Résultats de référence	22
4.2.2 Vérifications de la robustesse	26
4.2.2.1 Réduction de la fenêtre.....	27
4.2.2.2 Prise en compte des doubleurs et des nouveaux élèves dont l'inscription est retardée.....	27
4.2.2.3 Tests de falsification.....	28
4.2.3 Résultats par sous-groupe	29
4.2.3.1 Résultats selon le sexe.....	29
4.2.3.2 Résultats selon le revenu des parents.....	30
5 Conclusion	32
Annexe	33
Bibliographie	37

Résumé

Dans la présente étude, j'estime l'effet d'une année supplémentaire de scolarité (10^e année) sur le rendement scolaire, dans le dessein précis de comprendre le rôle de la scolarité dans la détermination de l'écart entre les sexes et de l'écart de revenu sous l'angle du rendement scolaire. Pour déterminer l'incidence de la scolarité, je tire parti d'un contexte où des tests normalisés ont été subis par d'importants échantillons d'élèves qui avaient presque le même âge, mais qui étaient à des niveaux scolaires différents en raison des lois sur l'inscription à l'école, ce qui a créé une nette discontinuité dans les niveaux scolaires. Les résultats de l'étude laissent croire que l'ajout d'une année scolaire au niveau secondaire (10^e année) est associé à une importante amélioration du rendement global en lecture et en mathématiques ainsi qu'à une plus petite amélioration du rendement en sciences. Cependant, les améliorations ne sont pas réparties également. D'une part, le rendement en mathématiques se redresse davantage chez les garçons que chez les filles et, d'autre part, le rendement en lecture et en sciences s'améliore davantage chez les jeunes issus de familles à faible revenu que chez ceux provenant de familles à revenu élevé. Plus important encore, je n'ai relevé aucune preuve montrant que les filles ou les jeunes issus de familles à revenu élevé profitent davantage d'une année supplémentaire d'études secondaires dans l'une ou l'autre des disciplines visées par les tests. Ces résultats indiquent que la clé de la compréhension du rendement scolaire plus faible des garçons et des jeunes issus de ménages à faible revenu réside peut-être dans les premières années d'école ou dans les facteurs liés à la maison ou à la naissance.

Mots clés : incidence de la scolarité, rendement scolaire, écart entre les sexes, écart de revenu.

Sommaire

Le milieu universitaire et les responsables de l'élaboration des politiques s'intéressent grandement à la mesure du rendement scolaire au moyen de tests normalisés. Tous reconnaissent en effet l'importance de l'apprentissage pour les diverses activités de la vie quotidienne (par exemple, lire des modes d'emploi de produits électroniques de consommation, comprendre des itinéraires), la participation à la vie de la société (par exemple, se tenir au courant de l'actualité, voter) et l'acquisition de compétences (par exemple, obtenir un diplôme). Les chercheurs ont même établi une corrélation entre des compétences accrues en littératie et une productivité plus élevée (Coulombe et Tremblay, 2006). Les spécialistes de l'économie du travail s'intéressent eux aussi au processus d'apprentissage. Même si la relation de cause à effet entre les études avancées et des gains plus élevés est bien établie (Card, 1999), le mécanisme précis sous-jacent à cette relation n'est pas aussi bien compris. Il est possible que la scolarisation fasse office de signal sur le marché du travail, attirant l'attention des employeurs potentiels et leur permettant de filtrer les « bons » candidats en fonction de leurs résultats dans un contexte scolaire institutionnel. L'apprentissage d'éléments utiles pour le travail renvoie au capital humain de l'éducation. En règle générale, les résultats empiriques s'expliquent mieux par des modèles de signaux que par la théorie du capital humain, même si des chercheurs ont constaté que les deux facteurs jouent un rôle important dans l'établissement des salaires (Weiss, 1995).

Quels sont les facteurs déterminants du rendement scolaire? Les capacités innées présentes à la naissance constituent un facteur possible. Comme il est difficile de confirmer cette hypothèse sans un examen plus poussé, je ne reviendrai pas sur ce sujet dans la présente étude. Un objectif plus réaliste et peut-être plus pertinent sur le plan de l'élaboration des politiques consisterait à se concentrer sur les facteurs environnementaux. Globalement, ces facteurs peuvent se diviser en deux catégories : l'expérience des études et l'expérience d'autres aspects de la vie (par exemple, être élevé par ses parents, passer du temps avec ses amis, regarder la télévision, lire des journaux). Si la scolarité a une incidence sur le rendement scolaire, je serais en droit de m'attendre à ce que les notes obtenues aux tests normalisés s'améliorent avec le nombre d'années d'études. Il serait relativement simple de mettre cette hypothèse à l'épreuve si les élèves de différents niveaux scolaires subissaient des évaluations semblables, ce qui bien souvent n'est pas le cas. En outre, l'interprétation des résultats ne serait pas claire même si des évaluations semblables avaient été menées. Ainsi, au fur et à mesure que les élèves vieillissent (disons) d'une année, ils accumulent **à la fois** une année supplémentaire de scolarité et une année supplémentaire d'expérience de la vie en général. Bien des choses susceptibles d'influer sur l'apprentissage peuvent se passer à l'extérieur du contexte scolaire en une année. Par exemple, certains élèves peuvent profiter d'une année supplémentaire d'encouragement à la réussite de la part de leurs parents, tandis que d'autres peuvent avoir à composer avec une autre année de négligence de la part de leurs parents. Certains élèves peuvent partager avec leurs amis leurs aspirations professionnelles et les moyens de les réaliser, tandis que d'autres encore peuvent être persuadés par leurs amis de se livrer à des activités illicites.

L'objectif de la présente étude est double. Premièrement, j'évaluerai la mesure dans laquelle le rendement scolaire s'améliore avec l'ajout d'une année de scolarité. Je verrai particulièrement quels domaines s'améliorent le plus : la lecture, les mathématiques ou les sciences? Deuxièmement, je verrai si une année supplémentaire de scolarité confère les mêmes avantages scolaires à différents groupes d'élèves. Est-ce que les filles et les garçons profitent de façon égale d'un plus grand nombre d'années de scolarité? Qu'en est-il des jeunes issus de familles à revenu élevé ou à faible revenu? Les réponses à ces questions sont particulièrement importantes puisque d'importants écarts

dans le rendement scolaire ont été relevés selon le sexe et le revenu des parents. De plus, les écarts sur le plan du rendement scolaire ont été corrélés à d'importants écarts concernant la poursuite d'études universitaires.

Déterminer l'incidence de la scolarité peut être problématique, car les individus qui choisissent de se scolariser davantage peuvent le faire possiblement en raison de capacités plus fortes. Une variation exogène en scolarisation est nécessaire pour la détermination de cette incidence. Pour y arriver, je tire parti d'un contexte où de grands échantillons d'élèves ayant presque le même âge ont subi les mêmes tests normalisés. Ces élèves étaient toutefois à des niveaux scolaires différents en raison des lois sur l'inscription à l'école, ce qui a créé une nette discontinuité dans les niveaux scolaires. Des élèves qui n'avaient qu'une journée de différence sur le plan de l'âge se retrouvaient parfois dans des niveaux scolaires adjacents. Néanmoins, ils avaient subi les mêmes tests. En d'autres mots, une année supplémentaire de scolarité est associée à une différence aussi petite qu'une journée supplémentaire d'âge dans ce contexte.

Le Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) nous offre une possibilité unique. Plutôt que de se concentrer sur des élèves d'un niveau scolaire donné, comme c'est souvent le cas pour les tests normalisés, les tests du PISA en lecture, en mathématiques et en sciences ont été subis par des élèves qui avaient 15 ans le 31 décembre 1999. Les évaluations à proprement parler ont été effectuées en avril ou en mai 2000, ce qui signifie que la plupart des élèves étaient en 10^e année, même si un important pourcentage d'élèves étaient en 9^e année à cette époque. Dans la plupart des sphères de compétence, le fait d'être en 9^e année au début de l'année où l'élève atteint son 16^e anniversaire de naissance n'est possible que s'il a échoué aux examens d'un niveau scolaire ou s'il a commencé l'école une année en retard. Dans l'un ou l'autre cas, la comparaison des notes obtenues aux tests par les élèves de 9^e année avec celles des élèves de 10^e année ne me serait pas d'une grande utilité puisqu'il y a manifestement un processus de sélection distinguant les deux groupes d'élèves. Cependant, dans deux provinces du Canada — la Nouvelle-Écosse et le Québec — les lois régissant l'inscription à l'école diffèrent de celles du reste du pays. Tandis que la plupart des provinces se fondent sur l'âge de l'élève au 31 décembre pour déterminer son inscription à l'école, les élèves du Québec se retrouvent à différents niveaux scolaires selon leur âge au 30 septembre. En Nouvelle-Écosse, la date limite est fixée au 1^{er} octobre. Cela signifie que, dans ces deux provinces, les élèves nés entre le 1^{er} janvier et le 30 septembre (ou le 1^{er} octobre) seraient normalement en 10^e année au moment de l'évaluation, tandis que ceux qui sont nés plus tard dans l'année seraient normalement en 9^e année. En d'autres mots, les élèves du Québec et de la Nouvelle-Écosse sont à des niveaux scolaires différents en fonction de différences d'âge potentiellement très petites, mais ils sont néanmoins évalués au moyen du même test. J'applique un simple plan expérimental de discontinuité de la régression pour examiner les écarts des résultats en lecture, en mathématiques et en sciences pouvant exister près de ces dates limites.

Les résultats de l'étude laissent croire que l'ajout d'une année scolaire au niveau secondaire (10^e année) est associé à une importante amélioration du rendement global en lecture et en mathématiques ainsi qu'à une plus petite amélioration du rendement en sciences. Cependant, les améliorations ne sont pas réparties également. D'une part, le rendement en mathématiques se redresse davantage chez les garçons que chez les filles et, d'autre part, le rendement en lecture et en sciences s'améliore davantage chez les jeunes issus de familles à faible revenu que chez ceux provenant de familles à revenu élevé. Plus important encore, je n'ai relevé aucune preuve montrant que les filles ou les jeunes issus de familles à revenu élevé profitent davantage d'une année supplémentaire d'études secondaires dans l'une ou l'autre des disciplines visées par les tests.

Quelle est donc la raison sous-jacente de l'écart entre les sexes pour ce qui est de la lecture et du plus important écart de revenu pour ce qui est du rendement scolaire? Les résultats indiquent que les facteurs liés à l'école secondaire ne nous éclairent probablement pas beaucoup. Les explications possibles ne pouvant être écartées sont liées aux premières expériences scolaires, aux influences exercées à la maison ou même aux facteurs présents à la naissance. Il s'ensuit que des recherches supplémentaires s'imposent. Par exemple, il serait utile d'étudier le rôle des premières années scolaires sur l'apprentissage, particulièrement dans le dessein de comprendre les différences entre les sexes sur le plan du rendement scolaire. Davantage de données détaillées sur les stratégies d'enseignement pourraient être utiles ici. De plus, le sexe de l'enseignant peut être important, comme le laisse entendre une récente étude menée aux États-Unis (Dee, 2007). Il serait également utile d'estimer le rôle des ressources parentales dans l'importance de l'écart de revenu sur le plan du rendement scolaire.

1 Introduction

Le milieu universitaire et les responsables de l'élaboration des politiques s'intéressent grandement à la mesure du rendement scolaire au moyen de tests normalisés. Tous reconnaissent en effet l'importance de l'apprentissage pour les diverses activités de la vie quotidienne (lire des modes d'emploi de produits électroniques de consommation, comprendre des itinéraires, etc.), la participation à la vie de la société (se tenir au courant de l'actualité, voter, etc.) et l'acquisition de compétences (obtenir un diplôme, etc.). Les chercheurs ont même établi une corrélation entre des compétences accrues en littérature et une productivité plus élevée (Coulombe et Tremblay, 2006). Les spécialistes de l'économie du travail s'intéressent eux aussi au processus d'apprentissage. Même si la relation de cause à effet entre les études avancées et des gains plus élevés est bien établie (Card, 1999), le mécanisme précis sous-jacent à cette relation n'est pas aussi bien compris. Il est possible que la scolarisation fasse office de signal sur le marché du travail, attirant l'attention des employeurs potentiels et leur permettant de filtrer les « bons » candidats en fonction de leurs résultats dans un contexte scolaire officiel. L'apprentissage d'éléments utiles pour le travail renvoie au capital humain de l'éducation. En règle générale, les résultats empiriques s'expliquent mieux par des modèles de signaux que par la théorie du capital humain, même si des chercheurs ont constaté que les deux facteurs jouent un rôle important dans l'établissement des salaires (Weiss, 1995).

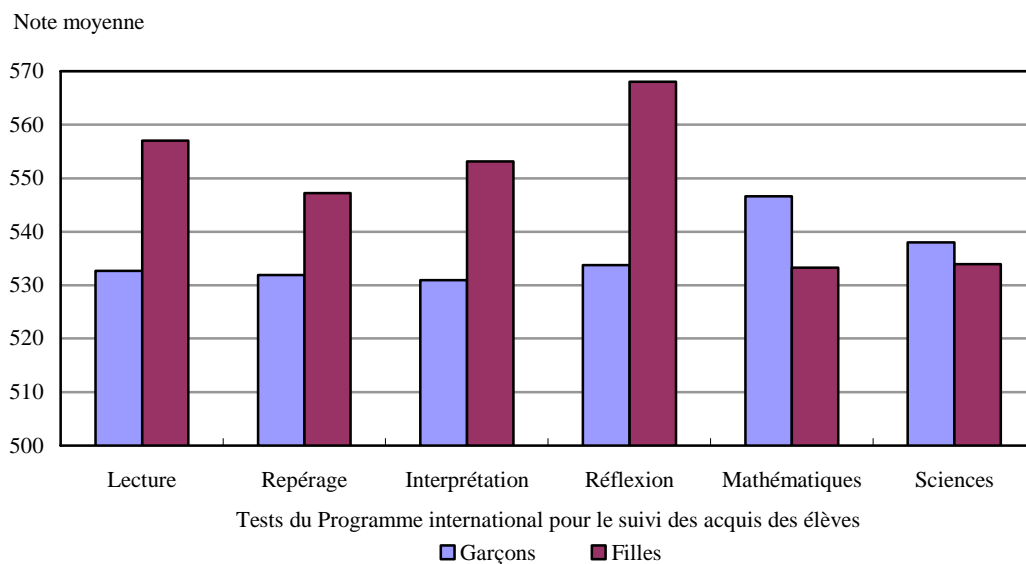
Quels sont les éléments déterminants du rendement scolaire? Les capacités innées présentes à la naissance constituent un facteur possible. Comme il est difficile de confirmer cette hypothèse sans un examen plus poussé, je ne reviendrai pas sur ce sujet dans la présente étude. Un objectif plus réaliste et peut-être plus pertinent sur le plan de l'élaboration des politiques consisterait à se concentrer sur les facteurs environnementaux. Globalement, ces facteurs peuvent se diviser en deux catégories : l'expérience des études et l'expérience d'autres aspects de la vie (par exemple, être élevé par ses parents, passer du temps avec ses amis, regarder la télévision, lire des journaux). Si la scolarité a une incidence sur le rendement scolaire, je serais en droit de m'attendre à ce que les notes obtenues aux tests normalisés s'améliorent avec le nombre d'années d'études. Il serait relativement simple de mettre cette hypothèse à l'épreuve si les élèves de différents niveaux scolaires subissaient des évaluations semblables, ce qui bien souvent n'est pas le cas. En outre, l'interprétation des résultats ne serait pas claire même si des évaluations semblables avaient été menées. Ainsi, au fur et à mesure que les élèves vieillissent (disons) d'une année, ils accumulent **à la fois** une année supplémentaire de scolarité **et** une année supplémentaire d'expérience de la vie en général. Bien des choses susceptibles d'influer sur l'apprentissage peuvent se passer à l'extérieur du contexte scolaire en une année. Par exemple, certains élèves peuvent profiter d'une année supplémentaire d'encouragement de la part de leurs parents, tandis que d'autres peuvent avoir à composer avec une autre année de négligence de la part de leurs parents. Certains élèves peuvent partager avec leurs amis leurs aspirations professionnelles et les moyens de les réaliser, tandis que d'autres encore peuvent être persuadés par leurs amis de se livrer à des activités illicites.

L'objectif de la présente étude est double. Premièrement, j'évaluerai la mesure dans laquelle le rendement scolaire s'améliore avec l'ajout d'une année de scolarité. Je verrai particulièrement quels domaines s'améliorent le plus : la lecture, les mathématiques ou les sciences? Deuxièmement, je verrai si une année supplémentaire de scolarité confère les mêmes avantages scolaires à différents groupes d'élèves. Est-ce que les filles et les garçons profitent également d'un plus grand nombre d'années de scolarité? Qu'en est-il des jeunes issus de familles à revenu élevé ou à faible revenu? Les réponses à ces questions sont particulièrement importantes puisque d'importants écarts dans le rendement scolaire ont été relevés selon le sexe et le revenu des parents. Pour illustrer mes propos,

je me tourne vers la partie canadienne du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), auquel ont participé des élèves de 15 ans en 2000. Au Canada, les tests ont été menés en même temps que l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cohorte A. Les tests portaient sur la lecture, les mathématiques et les sciences. Trois composantes formaient le test de lecture : repérage de l'information, interprétation de l'information et réflexion sur l'information.

Les données de la figure 1 sont ventilées selon le sexe. Les filles obtiennent de bien meilleurs résultats que les garçons dans toutes les composantes de la lecture. Les notes moyennes sont environ 5 % plus élevées chez les filles pour la lecture en général, et elles sont de 3 % à 6 % plus élevées pour les composantes individuelles de la lecture. Les filles ont tendance à tirer légèrement de l'arrière en mathématiques, quoique l'écart soit beaucoup plus petit dans cette discipline (environ 2 %). Pour ce qui est des sciences, l'écart est négligeable (inférieur à 1 %). Concernant le revenu parental (figure 2), le tableau est beaucoup plus simple : les élèves de la moitié supérieure de l'échelle de répartition du revenu ont de meilleurs résultats que ceux de la moitié inférieure dans toutes les disciplines scolaires. L'écart varie de 3 % à 5 %.

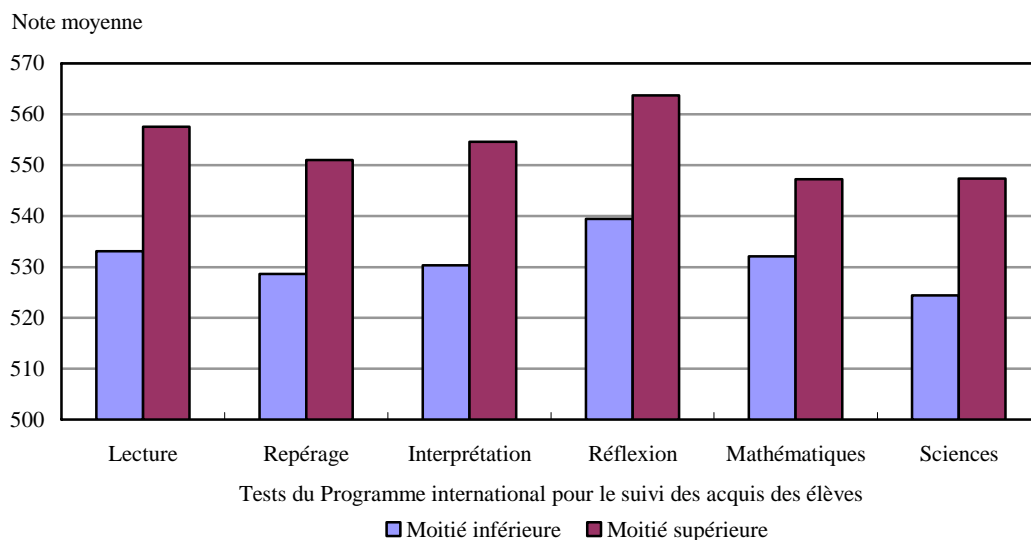
Figure 1
Notes moyennes aux tests du Programme international pour le suivi des acquis des élèves, selon le sexe



Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et Développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Figure 2

Notes moyennes aux tests du Programme international pour le suivi des acquis des élèves, selon le revenu des parents



Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et Développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Ces tendances ont d'importantes répercussions sur le développement du capital humain, puisque de récents travaux ont montré que les écarts sur le plan du rendement scolaire nous en apprennent beaucoup sur les raisons pour lesquelles les garçons sont moins susceptibles que les filles de faire des études universitaires (Frenette et Zeman, 2007) et sur les raisons qui font que les jeunes issus d'un milieu à faible revenu sont moins susceptibles que les jeunes de familles à revenu élevé de fréquenter l'université (Frenette, 2007).

Déterminer l'incidence de la scolarité peut être problématique, car les individus qui choisissent de se scolariser davantage peuvent le faire possiblement en raison de capacités plus fortes. Une variation exogène en scolarisation est nécessaire pour la détermination de cette incidence. La méthode utilisée dans cette étude tire parti d'un contexte où de grands échantillons d'élèves ayant approximativement le même âge ont subi les mêmes tests normalisés, mais à différents niveaux scolaires en raison des lois sur l'inscription à l'école, ce qui a entraîné une nette discontinuité dans ces niveaux. Des élèves qui n'avaient qu'une journée de différence sur le plan de l'âge se retrouvaient parfois dans des niveaux scolaires adjacents. Néanmoins, ils avaient subi les mêmes tests. En d'autres mots, une année supplémentaire de scolarité est associée à une différence aussi petite qu'une journée supplémentaire d'âge dans ce contexte.

Le PISA nous offre une possibilité unique : plutôt que de se concentrer sur des élèves d'un niveau scolaire donné, comme c'est souvent le cas pour les tests normalisés, les tests du PISA en lecture, en mathématiques et en sciences ont été subis par des élèves qui avaient 15 ans le 31 décembre 1999. Les évaluations à proprement parler ont été effectuées en avril ou en mai 2000, ce qui signifie que la plupart des élèves étaient en 10^e année, même si un important pourcentage d'élèves étaient en 9^e année à cette époque. Dans la plupart des sphères de compétence, le fait d'être en 9^e année au début de l'année où l'élève atteint son 16^e anniversaire de naissance n'est possible que s'il a échoué aux examens d'un niveau scolaire ou s'il a commencé l'école une année en retard. Dans l'un ou l'autre cas, la comparaison des notes obtenues aux tests par les élèves de 9^e année avec celles des élèves de 10^e année ne me serait pas d'une grande utilité puisqu'il y a manifestement un processus

de sélection distinguant les deux groupes d'élèves. Cependant, dans deux provinces du Canada — le Québec et la Nouvelle-Écosse — les lois régissant l'inscription à l'école diffèrent de celles du reste du pays. Tandis que la plupart des provinces se fondent sur l'âge de l'élève au 31 décembre pour déterminer son inscription à l'école, les élèves du Québec se retrouvent à différents niveaux scolaires selon leur âge au 30 septembre. En Nouvelle-Écosse, la date limite est fixée au 1^{er} octobre. Cela signifie que, dans ces deux provinces, les élèves nés entre le 1^{er} janvier et le 30 septembre (ou le 1^{er} octobre) seraient normalement en 10^e année au moment de l'évaluation, tandis que ceux qui sont nés plus tard dans l'année seraient normalement en 9^e année. En d'autres mots, les élèves de la Nouvelle-Écosse et du Québec sont à des niveaux scolaires différents en fonction de différences d'âge potentiellement très petites, mais ils sont néanmoins évalués au moyen du même test. J'applique un simple plan expérimental de discontinuité de la régression pour examiner les écarts des résultats en lecture, en mathématiques et en sciences pouvant exister près de ces dates limites.

Les résultats de l'étude laissent croire que l'ajout d'une année scolaire au niveau secondaire (10^e année) est associé à une importante amélioration du rendement global en lecture et en mathématiques ainsi qu'à une plus petite amélioration du rendement en sciences. Cependant, les améliorations ne sont pas réparties également. D'une part, le rendement en mathématiques se redresse davantage chez les garçons que chez les filles et, d'autre part, le rendement en lecture et en sciences s'améliore davantage chez les jeunes issus de familles à faible revenu que chez ceux provenant de familles à revenu élevé. Plus important encore, je n'ai relevé aucune preuve montrant que les filles ou les jeunes issus de familles à revenu élevé profitent davantage d'une année supplémentaire d'études secondaires dans l'une ou l'autre des disciplines visées par les tests.

Le présent document est organisé de la façon suivante. Dans la prochaine section, je passe en revue les études existantes concernant l'incidence de la scolarité sur le rendement scolaire et j'explique pourquoi la présente étude s'inscrit dans cette lignée. À la section 3, j'expose la méthode que j'ai utilisée, y compris les techniques statistiques et les données. Les résultats sont présentés à la section 4. Enfin, la section 5 contient les conclusions de l'étude.

2 Études précédentes

Le rendement scolaire est-il héréditaire ou peut-il être tributaire de facteurs environnementaux comme les parents, les amis ou l'école? Les spécialistes des sciences sociales se sont posé cette question d'innombrables fois dans les dernières décennies. Bien que l'on convienne généralement que les études stimulent le rendement scolaire, l'importance de cette corrélation dépend souvent de l'interprétation des effets liés à la taille. Par exemple, Ceci (1991) passe en revue les premières études et en vient à la conclusion qu'un plus grand nombre d'années de scolarité a un effet non négligeable sur le rendement scolaire. Par contraste, Herrnstein et Murray (1994) ont aussi passé en revue les études et concluent dans leur important ouvrage, *The Bell Curve*, que le nombre d'années de scolarité n'a qu'un effet minime sur le rendement scolaire et que les capacités sont largement héréditaires¹. Herrnstein et Murray font aussi leur propre analyse. Ils soutiennent que la scolarité fait l'objet d'une assignation aléatoire subordonnée à un prétest subi à un jeune âge. La scolarité confère ainsi une « valeur ajoutée » sous l'angle du rendement scolaire. Cette valeur ajoutée est décrite par

1. Les chercheurs font souvent allusion à l'intelligence plutôt qu'au rendement scolaire. J'ai choisi de m'en tenir à la seconde expression dans le présent document, puisqu'elle décrit fidèlement ce que les tests mesurent, à savoir le rendement). Même si l'intelligence peut influencer sur la capacité d'obtenir de bons résultats aux tests, je ne prends pas position ici sur ce sujet.

les résultats au Armed Forces Qualifying Test (AFQT, examen d'aptitude des Forces armées), que doivent subir les répondants à la National Longitudinal Survey of Youth, conditionnellement aux résultats du prétest qu'ont subi auparavant certains répondants à cette enquête. Les résultats qu'ils obtiennent militent en faveur de leur point de vue selon lequel la scolarité ne constitue qu'un très léger avantage pour ce qui est du rendement scolaire.

Pour leur part, Winship et Korenman (1997) se penchent de nouveau sur l'analyse de Herrnstein et Murray en examinant différentes questions techniques et spécifications de modèles. Un élément clé de leur évaluation porte sur la mesure de l'éducation. Herrnstein et Murray, comme la plupart des chercheurs ayant déjà réalisé des études à ce sujet, utilisent le niveau de scolarité pour établir par approximation le nombre d'années d'études. Comme certains élèves peuvent sauter une année scolaire ou échouer aux examens (peut-être en fonction de leur capacité), le recours au niveau de scolarité peut créer un biais dans les estimations de l'incidence de la scolarité sur le rendement scolaire. Un autre important élément consistait à tenir compte du statut socioéconomique des parents comme variable de contrôle dans la fonction de production éducationnelle (ce que Herrnstein et Murray ne font pas). En fin de compte, selon Winship et Korenman, la scolarité exerce environ le double de l'effet estimé par Herrnstein et Murray sur le rendement scolaire.

La méthode qui consiste à établir comme condition les résultats d'un prétest et qui est utilisée par Herrnstein et Murray ainsi que par Winship et Korenman a été critiquée puisque le prétest n'est pas un substitut parfait de la capacité et qu'il n'est pas comparable à l'AFQT (Hansen, Heckman et Mullen, 2004; Todd et Wolpin, 2003). En fait, Winship et Korenman se demandent si le prétest doit ou ne doit pas servir de variable de contrôle. Selon eux, il pourrait y avoir une corrélation illusoire entre le prétest et le test ultérieur. En revanche, Neal et Johnson (1996) ainsi que Hansen, Heckman et Mullen (2004) utilisent le trimestre de la naissance comme variable instrumentale pour la scolarité. Le trimestre de la naissance est fortement corrélé aux dates limites établies par les lois sur l'inscription à l'école, mais il est censé ne pas relever de la fonction de production éducationnelle. Ces auteurs ont également constaté des effets qui sont environ le double de ceux observés par Herrnstein et Lewis.

Cascio et Lewis (2006) critiquent la démarche de Neal et Johnson ainsi que de Hansen, Heckman et Mullen, puisque les études précédentes ont fait ressortir le fait que le trimestre de la naissance est corrélé avec plusieurs résultats dans des sphères de compétence non assujetties à des lois sur l'inscription à l'école. Cascio et Lewis utilisent les exigences relatives à l'âge minimum concernant l'inscription à l'école comme variable instrumentale pour la scolarité et font en sorte que les effets de l'âge soient directement pris en compte dans la fonction de production éducationnelle. Cette méthode détermine plus directement la fluctuation de la scolarité attribuable aux différences entre les États et aux changements apportés aux lois régissant l'inscription à l'école au sein même des États.

Une des limites de la méthode de la variable instrumentale est que l'identification dépend de la nature exogène de la variation relative à l'État/à la période dans les lois. Les chercheurs doivent être certains d'avoir isolé tous les autres facteurs pertinents pouvant différer d'un État à l'autre ou pouvant avoir changé en même temps que les lois sur l'inscription à l'école ont changé. Comme les différences — ou les changements — d'un État à l'autre concernant les lois sur l'inscription à l'école peuvent être associées à des différences plus importantes — ou à des réformes — des politiques en matière d'éducation, il est difficile d'écarter automatiquement cette possibilité. Cette situation est particulièrement problématique sous l'angle de la variation de la période dans les lois sur l'inscription à l'école, étant donné que de nombreux changements sont requis dans ces lois.

Cascio et Lewis pouvaient étudier deux changements : le Delaware et la Caroline du Nord ont modifié leurs lois en 1969 et en 1970 respectivement. Cela signifie que l'identification était attribuable en grande partie à des différences transversales entre les lois des États, par opposition à des changements dans les lois mêmes d'un État.

Une solution de rechange consisterait à examiner plus attentivement les lois sur l'inscription à l'école dans une sphère de compétence donnée au moyen d'un plan expérimental de discontinuité de la régression. Cela exigerait un plus gros échantillon transversal de jeunes nés juste avant et juste après la date limite dans cette sphère de compétence. Or, c'est exactement l'avantage que présentent les données du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) utilisées dans la présente étude. Des milliers de jeunes ont subi les tests scolaires. De plus, l'échantillon a été stratifié afin d'obtenir des tailles de sous-échantillon convenables dans chaque province du Canada.

Outre qu'elle permet d'établir des estimations à partir d'une autre méthode, la présente étude enrichit également notre connaissance du sujet sous deux autres rapports importants. Premièrement, il s'agit de la seule étude examinant attentivement l'incidence de la scolarité sur le rendement scolaire selon le sexe et le revenu des parents. Aux États-Unis, on accorde davantage d'importance aux différences entre les groupes ethniques ou raciaux sur le plan du rendement scolaire en raison des importants écarts qui y ont été constatés. Au Canada, les membres de la plupart des minorités ethniques sont des immigrants, et les données actuelles indiquent que les enfants des immigrants obtiennent généralement de meilleurs résultats aux tests normalisés que les enfants de parents nés au Canada (Worswick, 2004). Rien de surprenant à cela puisque le système de points d'appréciation des immigrants au Canada est dans une grande mesure fondé sur les compétences. Cependant, d'importants écarts ont été relevés au regard du sexe et du statut socioéconomique au Canada et dans de nombreux pays développés (OCDE, 2001).

Deuxièmement, il s'agit de la seule étude canadienne sur l'incidence de la scolarité sur le rendement scolaire. Willms (2004) utilise également les données du PISA pour estimer l'effet d'une année scolaire supplémentaire sur le rendement scolaire. Il ne s'est toutefois livré à cet exercice que pour établir un contexte relativement à l'effet de taille de ses principales estimations, qui étaient liées aux fluctuations des compétences en littératie d'une province canadienne à l'autre. Il s'ensuit que l'effet du niveau scolaire est établi pour 12 pays (y compris le Canada) dans une forme agrégée. En outre, aucune estimation n'a été établie selon le sexe ou le revenu des parents.

3 Méthodologie

3.1 Modèle

Dans la présente étude, j'examine l'incidence d'une année supplémentaire de scolarité officielle sur le rendement scolaire. Dans la plupart des provinces du Canada, les enfants commencent l'école en fonction de l'âge qu'ils ont atteint au 31 décembre. Par contre, les enfants du Québec et de la Nouvelle-Écosse commencent l'école selon l'âge qu'ils ont au 30 septembre et au 1^{er} octobre

respectivement². Pour simplifier la discussion et l'analyse, j'utiliserai le 30 septembre comme date limite pour les deux provinces, ce qui aura un effet négligeable sur les résultats puisque la population du Québec compte un bien plus grand nombre d'élèves que celle de la Nouvelle-Écosse. En fin de compte, un tout petit nombre seulement d'élèves de cette dernière province étaient touchés par la fusion des deux dates limites.

Comme les élèves visés par la présente étude sont nés dans la même année civile et ont subi les mêmes tests normalisés, les lois du Québec et de la Nouvelle-Écosse sur l'inscription à l'école fournissent un terreau fertile pour examiner l'incidence d'une année de scolarité supplémentaire sur le rendement scolaire. Pour y arriver, j'applique un plan expérimental de discontinuité de la régression afin de comparer les résultats aux tests des élèves nés avant et après le 30 septembre en Nouvelle-Écosse et au Québec. J'estime la fonction de production éducationnelle de base suivante en utilisant la méthode classique des moindres carrés :

$$RÉS\text{NORM}_i = \alpha_0 + \alpha_1 10e\text{ANNÉE}_i + \alpha_2 F(\hat{A}GE_i) + \alpha_3 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

De façon plus précise, j'exécute une régression des résultats obtenus aux tests normalisés (*RÉS**NORM*), d'après une certaine fonction (*F*) de l'âge (*ÂGE*)³. Comme le font souvent d'autres chercheurs en ce qui concerne les résultats aux tests, les notes sont normalisées en fonction d'une moyenne de 0 et d'un écart type (ÉT) de 1 en soustrayant la moyenne et en divisant par l'ÉT. Les coefficients sont alors interprétés comme les effets des unités d'ÉT. Pour la plus grande partie de l'analyse, *F* est une fonction quadratique de l'âge, bien que d'autres spécifications (notamment aucune spécification relative à l'âge, polynômes d'ordre 1 à 4, spécification linéaire par morceaux) aient été mises à l'essai et aient donné des résultats semblables. Selon les politiques en vigueur, les élèves de la Nouvelle-Écosse et du Québec nés en septembre ou plus tôt sont normalement en 10^e année, tandis que ceux qui sont nés plus tard sont normalement en 9^e année. Pour la plus grande partie de l'étude, je n'ai retenu que les élèves qui étaient au niveau habituel pour leur âge. Ainsi, l'échantillon des élèves de la Nouvelle-Écosse et du Québec présente une correspondance bijective entre la date de naissance et le niveau scolaire. Pour bien restituer cette nette discontinuité, j'ai intégré une variable nominale — *10^e ANNÉE* — équivalant à 1 dans le cas des élèves de 10^e année et à 0 pour les autres élèves. Le vecteur *X* contient d'autres variables relevant de la fonction de production éducationnelle et décrites à la section qui suit.

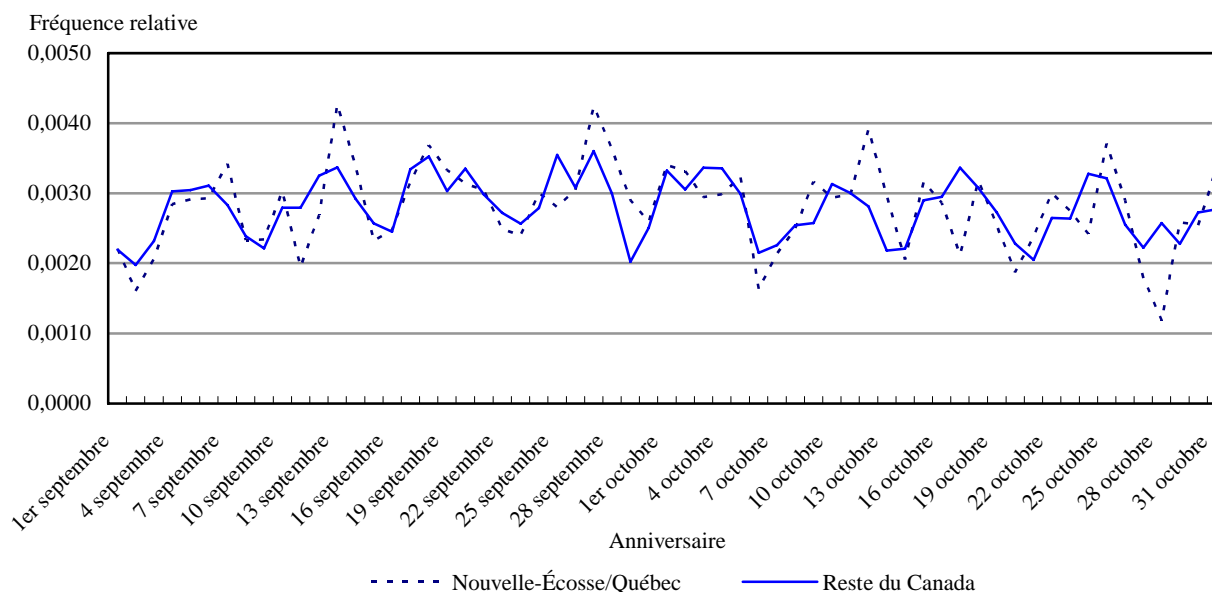
Bien entendu, la possibilité d'un tri endogène de la part des parents est réelle, particulièrement en Nouvelle-Écosse et au Québec — c'est-à-dire que les parents choisissent la date de naissance de l'enfant pour hâter ou pour retarder son inscription à l'école, et cette décision est, pour une raison ou pour une autre, liée aux capacités escomptées de l'enfant. Même si cela était possible, Lee (2008) en

-
2. Deux autres provinces se distinguent sous l'angle des lois régissant l'inscription à l'école. À l'Île-du-Prince-Édouard, la date limite a été fixée aux 31 janvier de l'année civile suivante. Cela signifie que les élèves qui ont participé au Programme international pour le suivi des acquis des élèves et qui étaient nés avant la date limite devraient être en 11^e année. Comme leur nombre était trop peu élevé, ils ont tout simplement été retirés de l'analyse. En Alberta, la date limite dépend du conseil scolaire. Dans de nombreux cas, cette date a été fixée aux 28 février de l'année civile suivante. Les élèves nés avant cette date devraient également être en 11^e année au moment du test. Malheureusement, même si des données concernaient des conseils scolaires précis de l'Alberta, l'échantillon d'élèves de la 11^e année serait très petit. En fin de compte, je n'ai tenu compte d'aucun élève de l'Alberta.
 3. Comme la date exacte du test n'est pas connue, je retiens l'âge exact (en jours) au 31 décembre 1999. Il s'agit d'une approximation raisonnable de l'âge atteint au moment du test, puisque l'élève a subi celui-ci peu après (en avril ou en mai). De plus, il n'y a pas de biais systématique au niveau de l'élève fondé sur l'âge car la date du test était la même pour tous les élèves d'une école.

vient à la conclusion que l'assignation aléatoire localisée dans le traitement peut encore survenir dans la mesure où des agents (en l'occurrence des parents) n'ont pas la capacité d'effectuer un tri précis près du seuil établi. Or, c'est probablement le cas étant donné que la plupart des femmes ne connaissent pas leur date d'ovulation, de sorte que la date présumée de l'accouchement est généralement établie en comptant 280 jours (40 semaines) à partir du premier jour de la dernière menstruation (Bennett, 2004). Il s'ensuit que 5 % seulement des femmes accouchent à la date présumée, bien que la plupart accouchent dans les deux semaines de cette dernière date. Une échographie peut aider à se rapprocher de la date, mais elle n'est d'aucun secours avant la grossesse.

Que laissent entendre les données? La figure 3 montre la répartition des dates de naissance des jeunes nés en 1984 (jeunes de l'échantillon) dans le Recensement de la population de 2001. Par souci de clarté visuelle, la figure porte sur les bébés nés en septembre ou en octobre (les résultats pour l'année complète indiquent des tendances semblables). Dans la plupart des cas, les fréquences relatives sont presque les mêmes en Nouvelle-Écosse et au Québec par comparaison avec le reste du pays pendant toute la période. D'une façon plus précise, rien n'indique que les parents de la Nouvelle-Écosse et du Québec essayent de hâter l'inscription à l'école — afin de réduire la durée totale de la période que l'enfant passe en garderie ou à la maison — ou de la retarder (de sorte que l'enfant soit relativement plus âgé pour son niveau scolaire).

Figure 3
Répartition des dates de naissance en 1984



Source : Statistique Canada, Recensement de la population de 2001.

Après avoir obtenu des résultats de référence de l'équation (1), j'exécute trois vérifications supplémentaires de la robustesse des résultats. La première consiste à neutraliser directement l'effet de l'âge en « réduisant la fenêtre » de l'analyse autour de la date limite. On nomme souvent cette action « imposer un compas ». Idéalement, le chercheur aurait accès à des milliers d'observations chevauchant le point de discontinuité (c'est-à-dire le jour suivant la date limite et la date limite à proprement parler). Les élèves cumulant un nombre différent d'années de scolarité institutionnelle auraient alors le même âge ou presque. Pour imiter ces conditions idéales, je réduis graduellement la fenêtre dans la mesure du possible avec les données. J'applique plus précisément des fenêtres à +/-3, 2 et 1 mois de la date limite. Voir Lemieux et Milligan (2008), qui donnent un exemple de cette

méthode appliquée à une discontinuité de la régression pour étudier l'incidence d'une interruption précise liée à l'âge dans le montant mensuel de l'aide sociale versée aux prestataires sans enfants avant 1989. Les prestataires de moins de 30 ans ont touché des montants beaucoup moins élevés que les prestataires plus âgés. Les chercheurs ont constaté que les prestations les plus élevées sont associées à des taux d'emploi moins élevés.

Rappelez-vous que mon analyse porte surtout sur les élèves qui sont au niveau habituel pour leur âge. L'exclusion des doubleurs et des nouveaux élèves dont l'inscription est retardée peut créer un certain biais si ces décisions sont prises en fonction des aptitudes scolaires⁴. On appelle souvent cela un plan expérimental flou de discontinuité de la régression (Hahn, Todd et Van der Klaauw, 2001). Pour s'en assurer, une deuxième vérification de la robustesse est effectuée. Les doubleurs et les nouveaux élèves dont l'inscription est retardée sont alors pris en considération, mais leur niveau actuel est remplacé par la variable instrumentale que constitue leur niveau assigné initialement à la première étape, comme le montrent les équations (2) et (3) :

$$\text{Première étape : } NIVEAU_i = \beta_0 + \beta_1 NIVEAUASSIGNÉ_i + \beta_2 F(\hat{AGE}_i) + \beta_3 X_i + \mu_i \quad (2)$$

$$\text{Deuxième étape : } RÉSNORM_i = \phi_0 + \phi_1 \overline{NIVEAU}_i + \phi_2 F(\hat{AGE}_i) + \phi_3 X_i + \gamma_i \quad (3)$$

Il faut noter que l'interprétation des résultats est différente de celle des résultats de référence : maintenant, j'inclus des élèves qui ne sont ni dans la 9^e ni dans la 10^e année. Alors, les résultats sont une combinaison de l'incidence de la 10^e année, ainsi que de ceux d'autres années scolaires.

Aussi longtemps que l'effet du vieillissement n'entraîne pas une discontinuité naturelle entre les mois de septembre et d'octobre, les variables *10^e ANNÉE* (équation [1]) ou *NIVEAU* (équation [3]) assumeront l'effet d'une année de scolarité supplémentaire sur le rendement scolaire^{5,6}. Même s'il est impossible d'avoir la certitude que tel est le cas au Québec et en Nouvelle-Écosse (étant donné que la politique et la nature ne peuvent pas être séparées), il est possible de tester la situation inverse, à savoir l'**absence** de discontinuité dans les provinces où aucune politique ne fait de distinction entre les bébés nés en septembre et en octobre sur le plan scolaire. Cette troisième vérification de la robustesse — c'est-à-dire le « test de falsification » — consiste tout simplement à

-
4. Très peu de jeunes sont à un niveau scolaire supérieur à celui auquel ils sont censés être selon leur âge.
 5. Le fait que certaines écoles secondaires commencent à la 10^e année constitue un facteur potentiellement confusionnel. En d'autres mots, la transition de la 9^e année à la 10^e année peut non seulement avoir un effet de « niveau », mais aussi celui du passage du niveau le plus élevé au niveau le moins élevé d'une école. Toutefois, les écoles secondaires commencent à la 7^e année au Québec (secondaire I), et elles commencent normalement à la 9^e année en Nouvelle-Écosse (selon le conseil scolaire). D'après les données de l'Enquête auprès des jeunes en transition, 84,9 % des élèves de la 9^e année en Nouvelle-Écosse ou au Québec fréquentent l'école secondaire. De plus, Lipps (2005) n'a relevé que très peu de données systématiques établissant une relation entre le passage de l'école intermédiaire à l'école secondaire et le rendement scolaire. Enfin, j'ai estimé de nouveau les modèles en ne tenant pas compte des écoles autres que les écoles secondaires, et j'ai obtenu des résultats semblables. Ces résultats sont disponibles sur demande.
 6. Le fait que je ne connaissais que la province de la fréquentation scolaire à 15 ans, qui peut être ou ne pas être la même province que celle au moment de l'inscription à l'école, constitue un autre facteur potentiellement confusionnel. Selon le Recensement de 2001, seulement 13,8 % des jeunes de 15 ans vivant en Nouvelle-Écosse en 2001 étaient nés dans une autre province. Au Québec, le pourcentage est encore plus petit (10,6 %), et les taux étaient semblables dans les autres provinces. En outre, il semble que chez les membres de la cohorte de naissance, la plupart des déplacements interprovinciaux sont survenus avant la fréquentation de l'école. Selon le Recensement de 1991, 11,5 % des enfants de 5 ans vivant en Nouvelle-Écosse en 1991 étaient nés dans une autre province (7,2 % au Québec).

estimer le rapport entre le rendement scolaire et le niveau scolaire dans ces autres provinces. L'équation (4) ci-dessous est semblable à l'équation (1), sauf pour ce qui est de la variable *10^e ANNÉE*, remplacée par une variable nominale (*JANSEPT*) égale à 1 si l'élève est né avant le 1^{er} octobre et à 0 dans le cas contraire⁷. Si les résultats de l'analyse de régression montrent qu'il y a aussi une discontinuité dans ces provinces, cela jette un doute sur les effets identifiés en Nouvelle-Écosse et au Québec. Voir Lemieux et Milligan (2008) pour un exemple de cette méthode.

$$RÉS NORM_i = \lambda_0 + \lambda_1 JANSEPT_i + \lambda_2 F(\hat{AGE}_i) + \lambda_3 X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Après avoir exécuté ces vérifications de la robustesse, j'ai évalué l'incidence d'une année supplémentaire de scolarité institutionnelle sur différents groupes d'élèves en faisant interagir la variable *10^e ANNÉE* avec des variables indicatrices de groupe de l'équation (1). Frenette et Zeman (2007) ainsi que Frenette (2007) constatent respectivement que des facteurs scolaires sont responsables d'une part considérable de l'écart dans la poursuite d'études universitaires entre les filles et les garçons ainsi qu'entre les jeunes issus de familles à revenu élevé et de familles à faible revenu. Les différences entre ces groupes sur le plan du rendement scolaire peuvent être le résultat de plusieurs facteurs, y compris les influences des parents et de l'école. La présente étude jettera de la lumière sur le rôle d'une année supplémentaire de scolarité au niveau secondaire au regard de l'écart sur le plan du rendement scolaire.

3.2 Données

Les données de l'étude sont extraites de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cohorte A, cycle 1. Cette enquête a été élaborée en relation avec le Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), un projet de l'Organisation de coopération et de développement économiques comprenant des tests normalisés en lecture, en mathématiques et en sciences. La population cible était formée des élèves inscrits à un établissement d'enseignement le 31 décembre 1999 et qui avaient 15 ans ce jour-là — c'est-à-dire qui étaient nés en 1984. L'évaluation a eu lieu en avril et en mai 2000. En outre, les élèves qui ont pris part au PISA et à l'EJET ont rempli des questionnaires de base. Les parents et les administrateurs scolaires ont aussi rempli des questionnaires dans le cadre de l'EJET. Les élèves ont été suivis tous les deux ans par la suite, quoique cette information ne soit pas pertinente pour la présente étude.

Les élèves vivant dans les territoires ou des réserves indiennes ainsi que les élèves qui ont été jugés mentalement ou physiquement inaptes à remplir l'évaluation du PISA, de même que les locuteurs autres que les locuteurs natifs qui avaient moins d'une année de scolarité dans la langue de l'évaluation étaient exclus. Le plan de l'enquête comprenait deux étapes. Premièrement, un échantillon stratifié d'écoles était prélevé pour garantir une couverture adéquate des 10 provinces du Canada (y compris une couverture appropriée des réseaux scolaires minoritaires dans certaines provinces). La stratification était fondée sur l'inscription des jeunes de 15 ans l'année scolaire précédente. Deuxièmement, un échantillon aléatoire simple d'élèves de 15 ans était prélevé dans l'école. Compte tenu de ce plan d'enquête complexe, les mesures de la variance basées sur

7. À noter que les variables *10^e ANNÉE* et *JANSEPT* ont la même définition, mais que leur signification est différente selon la sphère de compétence.

l'hypothèse d'un échantillon aléatoire simple sont incorrectes. Pour corriger la situation, j'ai estimé les mesures de la variance à l'aide d'une approximation linéaire de Taylor⁸.

Le principal échantillon analytique est formé d'élèves qui étaient au niveau scolaire « habituel » pour leur âge⁹ : cela signifie la 10^e année pour les élèves du Québec et de la Nouvelle-Écosse nés entre janvier et septembre ainsi que pour les élèves de l'Île-du-Prince-Édouard nés entre février et décembre de même que pour les élèves de toutes les autres provinces, à l'exception de ceux de l'Alberta, nés à n'importe quel moment de l'année¹⁰. Pour les élèves du Québec et de la Nouvelle-Écosse nés entre les mois d'octobre et de décembre, il s'agissait de la 9^e année.

Que faire lorsque certains jeunes abandonnaient leurs études avant l'évaluation du PISA? En 2000, les lois sur la scolarité obligatoire exigeaient des élèves de toutes les provinces de fréquenter l'école jusqu'à 16 ans, sauf au Nouveau-Brunswick, où l'âge minimum de la scolarité obligatoire a été fixé à 18 ans. Comme l'évaluation a eu lieu en avril ou en mai, certains jeunes nés en 1984 avaient alors 16 ans, particulièrement ceux qui étaient nés dans les premiers mois de l'année. Il est donc possible que certains élèves aient abandonné leurs études avant d'être évalués, ce qui pourrait avoir entraîné la création d'un biais d'échantillonnage dans les résultats. Quoi qu'il en soit, les résultats sont toujours valides lorsque je ne retiens que l'échantillon des jeunes de 15 ans (voir la partie sur la réduction de la fenêtre).

Dans la présente étude, les variables de résultat sont les notes normalisées obtenues au PISA en lecture, en mathématiques et en sciences¹¹. En 2000, l'évaluation du PISA portait avant tout sur la lecture. Tous les élèves ont subi l'examen de lecture, tandis que la moitié d'entre eux ont subi l'examen de mathématiques et que ceux de l'autre moitié ont subi l'examen de sciences. L'examen de lecture prenait environ les deux tiers du temps consacré aux tests. L'évaluation a été effectuée dans la langue d'enseignement de l'école, soit le français ou l'anglais. Dans le test de lecture, les élèves devaient effectuer différentes tâches avec différents types de textes, notamment repérer des renseignements précis, interpréter ces renseignements et réfléchir sur le contenu et les caractéristiques du texte. Il s'agissait de textes en prose et de différents types de documents, comme des listes, des formulaires, des graphiques et des diagrammes. Il est possible de consulter le score global obtenu à l'examen de lecture ainsi celui obtenu à chaque composante de l'examen. La portée des tests de mathématiques et de sciences était plus générale que celle du test de lecture.

Comme des élèves de plusieurs pays (c'est-à-dire de plusieurs sphères de compétence en matière d'éducation) devaient passer les tests du PISA, ceux-ci n'ont pas été établis en fonction des programmes d'études. Je suis donc en droit de me demander comment les élèves pourraient améliorer leur rendement au PISA grâce à une année supplémentaire de scolarité. La réponse est la

8. Bien qu'elle exige beaucoup moins de calculs que la méthode bootstrap, l'approximation linéaire de Taylor permet généralement de produire des variances légèrement plus élevées que les variances réelles. En d'autres mots, il est possible que la valeur significative soit légèrement sous-estimée dans la présente étude. D'autre part, si les résultats sont statistiquement significatifs, ils sont presque assurément statistiquement significatifs dans la réalité.

9. Il faut se rappeler que j'ai également tenu compte des élèves qui ont doublé une année dans une vérification de la robustesse.

10. À l'Île-du-Prince-Édouard, la date limite est fixée au 31 janvier de l'année civile suivante, tandis que la date limite dépend de l'école en Alberta. Je n'ai pas tenu compte des élèves vivant à l'Île-du-Prince-Édouard et nés avant la date limite, étant donné la petite taille des échantillons, ni d'aucun élève vivant en Alberta, étant donné qu'il est impossible de déterminer le niveau scolaire habituel dans cette province.

11. On trouvera au tableau A.1 de l'annexe les résultats descriptifs des notes brutes obtenues au PISA. À noter que les notes brutes ont aussi été normalisées en fonction d'une moyenne de 500 et d'un écart type de 100, mais uniquement chez tous les pays participants. La note moyenne du Canada se situe bien au-dessus de cette moyenne.

suiuante : l'apprentissage à partir d'un programme d'études peut être utile pour exécuter des tâches qui ne sont pas nécessairement visées par ce programme d'études. Par exemple, les élèves peuvent apprendre la grammaire et la structure syntaxique dans des textes standards en prose. Toutefois, les éléments de grammaire et de structure syntaxique appris peuvent les aider à exécuter des tâches avec différents types de textes ou encore à mieux comprendre les questions des examens de mathématiques et de sciences. Par ailleurs, l'apprentissage de l'algèbre et de la trigonométrie peut contribuer à développer la pensée logique, qui peut se révéler utile pour comprendre des diagrammes ou des graphiques.

La variable clé est une variable nominale indiquant si l'élève était né ou non entre janvier et septembre. Au Québec et en Nouvelle-Écosse, cela équivalait au fait d'être en 10^e année. Plusieurs autres variables procédant de la fonction de production éducationnelle étaient également utilisées comme variables de contrôle dans l'étude : l'âge du jeune au 31 décembre 1999 (exprimé en années, à l'aide de l'information sur la date exacte de naissance), l'âge relatif du jeune à son niveau scolaire (un indice allant de 1 à 365 pour chaque jour de l'année, où un nombre plus élevé dénote un jeune relativement âgé), l'ordre des naissances (une série de variables nominales)¹², l'âge du parent qui connaît le mieux le jeune¹³, le plus haut niveau de scolarité de l'un ou l'autre des parents (aux fins de la présente étude : aucun diplôme postsecondaire, certificat d'études postsecondaires non universitaires, diplôme de premier cycle ou encore diplôme d'études supérieures ou diplôme d'études professionnelles), le revenu total des parents avant impôt et le carré de ce revenu¹⁴, la présence des parents à la maison (aux fins de la présente étude : un parent présent, deux parents présents mais un des deux parents n'est pas un parent biologique ou présence des deux parents biologiques) et le sexe. Les effets fixes scolaires sont aussi compris dans chaque modèle.

Une autre variable de contrôle du modèle mérite qu'on s'y attarde. D'aucuns pourraient soutenir que les élèves rendus en 10^e année en raison des lois régissant l'inscription à l'école non seulement profitent d'une année supplémentaire de scolarité, mais tirent aussi parti du fait d'avoir des amis plus âgés qui peuvent être disponibles pour les aider à faire leurs travaux scolaires. Pour tenir compte de cela, j'ai intégré des variables nominales indiquant la mesure dans laquelle les élèves étaient d'accord avec l'énoncé suivant : « je peux compter sur l'aide d'amis à l'école pour mes travaux scolaires, au besoin »; les choix de réponse étaient les suivants : « totalement en désaccord », « en désaccord », « d'accord » et « tout à fait d'accord ».

12. Il s'agit en fait de l'ordre des naissances des frères et sœurs dans leur famille actuelle (c'est-à-dire relativement à leurs frères et sœurs actuels, y compris les demi-frères et les demi-sœurs par alliance, les frères et sœurs adoptifs ainsi que les frères et sœurs des familles d'accueil). Dans certains cas, l'ordre des naissances dans la famille originelle sera différent. Malheureusement, les données ne nous apprennent rien sur l'ordre des naissances dans les familles originelles.

13. Kantarevic et Mechoulan (2006) ont constaté que le nombre d'années d'études des aînés est plus élevé que celui des autres enfants de la famille, mais uniquement après avoir tenu compte du fait que les aînés étaient élevés par de plus jeunes mères que les enfants nés plus tard. Comme les jeunes visés par la présente étude étaient tous nés en 1984, l'utilisation de l'âge actuel de la personne qui connaît le mieux le jeune équivaut à utiliser son âge à la naissance de l'enfant.

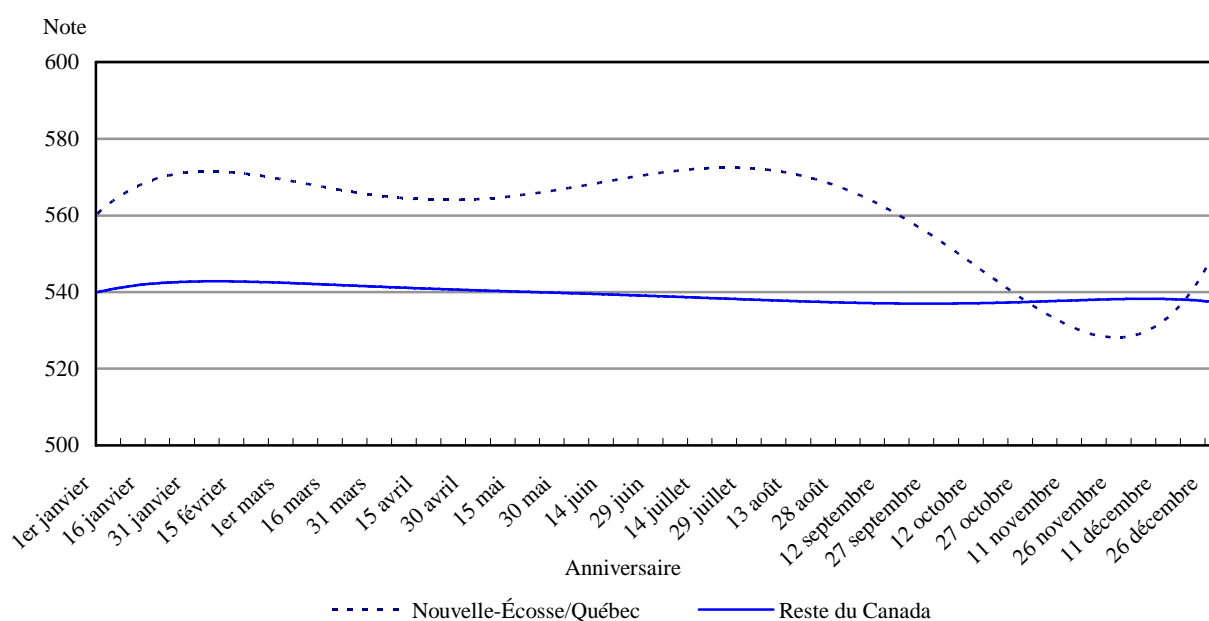
14. Le revenu équivalent est utilisé pour établir une mesure « par personne » du revenu ainsi que pour tenir compte des différences dans le partage du revenu et des économies d'échelle des ménages de différentes tailles. La méthode précise retenue ici consiste à diviser le revenu par la racine carrée du nombre de membres dans le ménage.

4 Résultats

4.1 Données descriptives

Je commence la présente section en présentant des données descriptives de l'incidence d'une année supplémentaire de scolarité sur le rendement scolaire. La figure 4 indique la note moyenne globale en lecture pour chaque anniversaire pendant l'année des élèves fréquentant l'école en Nouvelle-Écosse et au Québec (ligne pointillée) et ceux fréquentant l'école dans le reste du Canada (ligne continue). Rappelez-vous que les élèves nés en Nouvelle-Écosse et au Québec après le 30 septembre sont en 9^e année, tandis que ceux nés avant le 1^{er} octobre sont en 10^e année. Un polynôme d'ordre 6 a été estimé pour décrire plus clairement les tendances en lissant la série.

Figure 4
Note moyenne lissée en lecture, par anniversaire



Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Avant octobre, la tendance est relativement stable en Nouvelle-Écosse et au Québec, sauf pour de très petits sommets et creux, vraisemblablement le résultat de la variabilité d'échantillonnage¹⁵. À

15. Des études connexes portent sur l'incidence de l'âge au sein des niveaux scolaires sur le rendement scolaire. En règle générale, les chercheurs ont constaté que l'âge joue un rôle plus important dans les premières années, bien que l'âge soit important même en 8^e année. La seule étude réalisée à ce jour sur les effets de l'âge chez les élèves de 10^e année est celle de Smith (2007). Dans cette étude, les élèves de 4^e année nés dans le premier trimestre réussissent mieux (écart type [ÉT] de 0,25) que les élèves nés pendant le dernier trimestre à l'évaluation combinée en lecture, en rédaction et en numératie. En 7^e année, l'ÉT diminue à 0,16. En 10^e année, l'écart résiduel est plutôt petit, quoique toujours positif (ÉT de 0,06). Même si cela n'est pas très visible à la figure 4 (en raison de son échelle), j'obtiens plus ou moins les mêmes résultats. Lorsque je sélectionne des élèves de 10^e année dans des provinces ayant fixé une date limite standard au 31 décembre, je constate une différence semblable dans les notes en lecture par trimestre de naissance (ÉT de 0,05). En mathématiques, il n'y a pas de différence, et en sciences, l'ÉT est beaucoup plus grand (0,16). Quoi qu'il en soit, l'âge est considéré comme une variable de contrôle dans le présent document et, à ce titre, il n'est d'aucune utilité sous l'angle des recherches sur l'incidence de l'âge sur le rendement scolaire. Voir Bedard et Dhuey (2006) pour un exemple récent de travail dans ce domaine.

compter d'octobre toutefois, nous assistons à une chute évidente des notes en lecture. Ces notes ont-elles chuté soudainement chez les élèves nés en octobre ou plus tard dans les autres provinces (où tous les élèves sont en 10^e année)? D'après la figure 4, la réponse est manifestement non. En fait, la ligne indiquant la tendance est très stable pendant toute l'année, peut-être parce que la taille des échantillons est beaucoup plus importante dans ce cas¹⁶. Cela laisse croire que la chute qui survient entre les anniversaires de septembre et d'octobre en Nouvelle-Écosse et au Québec n'est probablement pas liée à la nature.

Les résultats concernant les autres notes se trouvent à l'annexe. Des résultats semblables ont été obtenus la plupart du temps pour les trois composantes de la lecture. Le plus important repli est observé à la composante de l'interprétation (figure A.2). Viennent ensuite la composante du repérage (figure A.1) et celle de la réflexion (figure A.3). Dans tous les cas, les résultats concernant le reste du Canada laissent entendre qu'il n'y a aucune diminution naturelle des notes commençant avec les anniversaires d'octobre. Enfin, une importante diminution survient aussi après le 30 septembre pour les notes en mathématiques (figure A.4). Toutefois, les données ne sont pas aussi probantes en ce qui a trait aux notes obtenues en sciences (figure A.5).

Les conclusions tirées de ces résultats doivent être interprétées avec prudence. De nombreux facteurs entrent dans la fonction de production éducative, et aucun de ceux-ci n'a été pris en considération dans l'analyse descriptive (à l'exception de l'âge). Au tableau 1, je montre les moyennes des caractéristiques des élèves utilisées dans l'analyse, selon la sphère de compétence et selon l'anniversaire.

Je ne connais pas les raisons exactes des différences dans les caractéristiques selon l'anniversaire. Cependant, la variation d'échantillonnage peut entraîner des différences dans les petites enquêtes. Cela est particulièrement vrai pour l'échantillon d'élèves fréquentant l'école en Nouvelle-Écosse et au Québec. Bien que certaines différences sur le plan des caractéristiques socioéconomiques soient évidentes, elles sont presque toujours statistiquement non significatives. Outre la variable de l'âge, qui est bien entendu différente selon l'anniversaire, aucune différence n'est significative à 5 % sur le plan statistique. Néanmoins, ces facteurs sont corrélés positivement à des notes plus élevées en lecture, et ils seront donc compris dans les résultats économétriques énoncés ci-dessous.

4.2 Données économétriques

4.2.1 Résultats de référence

Je présente maintenant les résultats de l'estimateur de discontinuité de la régression. Les résultats de référence se trouvent au tableau 2. Rappelez-vous que la variable dépendante est la note obtenue aux tests normalisés du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA). Cela signifie que les coefficients sont exprimés en unités d'écart type. La variable d'intérêt se trouve à la première rangée du tableau. Il s'agit de la variable nominale indiquant si les élèves étaient ou n'étaient pas en 10^e année — nés avant octobre.

16. Cette hypothèse a été mise à l'essai en prélevant un échantillon aléatoire dans le « reste du Canada » dont la taille équivalait à celle de l'échantillon de la Nouvelle-Écosse et du Québec. L'exercice a révélé des fluctuations semblables dans les deux séries avant la date limite.

Tableau 1
Moyennes des variables des caractéristiques des élèves, selon la sphère de compétence et l'anniversaire

	Nouvelle-Écosse et Québec			Reste du Canada		
	Naissance avant octobre	Naissance plus tard	Différence	Naissance avant octobre	Naissance plus tard	Différence
Âge du jeune	15,624 (0,004)	15,122 (0,002)	0,502 (0,005)	15,613 (0,003)	15,131 (0,002)	0,482 (0,003)
Ordre des naissances	1,489 (0,016)	1,505 (0,028)	-0,016 (0,033)	1,554 (0,011)	1,545 (0,021)	0,009 (0,024)
Âge du parent qui connaît le mieux le jeune	44,029 (0,138)	43,627 (0,221)	0,401 (0,261)	43,820 (0,096)	43,528 (0,153)	0,292 (0,180)
Parent sans certificat d'études postsecondaires	0,338 (0,013)	0,388 (0,022)	-0,050 (0,025)	0,330 (0,009)	0,332 (0,014)	-0,002 (0,016)
Parent titulaire d'un certificat d'études postsecondaires non universitaires	0,376 (0,011)	0,375 (0,019)	0,002 (0,021)	0,351 (0,008)	0,366 (0,013)	-0,016 (0,015)
Parent titulaire d'un baccalauréat	0,187 (0,010)	0,155 (0,016)	0,032 (0,019)	0,193 (0,008)	0,183 (0,011)	0,010 (0,014)
Parent titulaire d'un diplôme d'études supérieures ou d'un diplôme d'études professionnelles	0,091 (0,009)	0,076 (0,011)	0,015 (0,014)	0,114 (0,007)	0,109 (0,011)	0,004 (0,013)
Équivalent total du revenu des parents	32 890 (736)	32 855 (1 531)	35 (1 699)	35 587 (568)	35 179 (1 048)	408 (1 192)
Présence d'un parent	0,169 (0,009)	0,199 (0,017)	-0,030 (0,020)	0,150 (0,005)	0,157 (0,010)	-0,007 (0,011)
Présence des deux parents, dont au moins un n'est pas le parent biologique	0,106 (0,008)	0,112 (0,013)	-0,007 (0,015)	0,124 (0,006)	0,121 (0,010)	0,003 (0,011)
Présence des deux parents biologiques	0,726 (0,012)	0,689 (0,021)	0,037 (0,024)	0,726 (0,008)	0,722 (0,013)	0,004 (0,015)
Amis pouvant aider à faire des travaux scolaires – Totalemment en désaccord	0,014 (0,002)	0,019 (0,005)	-0,005 (0,006)	0,020 (0,002)	0,019 (0,004)	0,001 (0,005)
Amis pouvant aider à faire des travaux scolaires – En désaccord	0,049 (0,005)	0,063 (0,008)	-0,014 (0,010)	0,060 (0,003)	0,074 (0,007)	-0,014 (0,008)
Amis pouvant aider à faire des travaux scolaires – D'accord	0,486 (0,012)	0,483 (0,021)	0,003 (0,024)	0,557 (0,007)	0,555 (0,014)	0,002 (0,016)
Amis pouvant aider à faire des travaux scolaires – Tout à fait d'accord	0,451 (0,013)	0,435 (0,022)	0,016 (0,026)	0,362 (0,007)	0,352 (0,014)	0,011 (0,015)
Femme	0,524 (0,014)	0,477 (0,020)	0,047 (0,024)	0,520 (0,009)	0,527 (0,014)	-0,007 (0,017)
Taille de l'échantillon	3 395	1 206	...	10 473	3 048	...

... sans objet

Nota : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. L'échantillon de la lecture est utilisé pour tout le tableau. L'âge est exprimé en années. Les anniversaires d'octobre à décembre sont utilisés comme base dans le calcul des différences en pourcentage.

Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquêtes auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Tableau 2
Effets des écarts types, Nouvelle-Écosse et Québec

	Lecture	Repérage	Interprétation	Réflexion	Mathématiques	Sciences
Naissance avant octobre	0,465 (0,099)	0,350 (0,100)	0,503 (0,112)	0,230 (0,084)	0,410 (0,127)	0,327 (0,133)
Âge du jeune	13,246 (31,425)	22,502 (29,594)	14,140 (34,794)	14,122 (31,312)	-6,840 (39,649)	53,391 (38,914)
(Âge du jeune) ²	-0,445 (1,029)	-0,744 (0,969)	-0,478 (1,139)	-0,462 (1,024)	0,223 (1,299)	-1,768 (1,277)
Âge du jeune à son niveau scolaire	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
(Âge du jeune à son niveau scolaire) ²	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Deuxième enfant	-0,135 (0,043)	-0,120 (0,042)	-0,117 (0,042)	-0,095 (0,046)	-0,065 (0,055)	-0,140 (0,064)
Troisième enfant	-0,210 (0,074)	-0,149 (0,077)	-0,174 (0,078)	-0,206 (0,077)	-0,053 (0,096)	-0,260 (0,110)
Quatrième enfant	-0,198 (0,146)	-0,071 (0,172)	-0,237 (0,138)	-0,116 (0,119)	-0,127 (0,184)	-0,429 (0,161)
Cinquième enfant	-0,402 (0,392)	-0,406 (0,465)	0,119 (0,278)	-2,363 (0,777)	0,729 (0,088)	-2,113 (0,092)
Sixième enfant	2,028 (0,098)	1,558 (0,108)	1,196 (0,099)	2,255 (0,095)	1,345 (0,152)
Âge du parent qui connaît le mieux le jeune	0,036 (0,031)	0,014 (0,029)	0,019 (0,036)	0,067 (0,032)	0,041 (0,040)	0,053 (0,047)
(Âge du parent qui connaît le mieux le jeune) ²	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)
Parent titulaire d'un certificat d'études postsecondaires non universitaires	0,141 (0,036)	0,109 (0,045)	0,122 (0,033)	0,100 (0,038)	0,171 (0,054)	0,168 (0,055)
Parent titulaire d'un baccalauréat	0,322 (0,051)	0,217 (0,058)	0,303 (0,048)	0,253 (0,052)	0,213 (0,082)	0,263 (0,072)
Parent titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires ou d'un diplôme d'études professionnelles	0,391 (0,073)	0,351 (0,084)	0,411 (0,073)	0,212 (0,070)	0,402 (0,105)	0,398 (0,107)
Équivalent total du revenu des parents*10 ⁴	0,032 (0,012)	0,032 (0,015)	0,033 (0,013)	0,013 (0,013)	0,023 (0,017)	0,033 (0,017)
(Équivalent total du revenu des parents *10 ⁴) ²	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Présence des deux parents, dont au moins un n'est pas un parent biologique	-0,077 (0,070)	-0,051 (0,070)	-0,069 (0,071)	-0,091 (0,071)	-0,020 (0,088)	-0,013 (0,105)

Voir le nota et les sources à la fin du tableau.

Tableau 2 (suite)
Effets des écarts types, Nouvelle-Écosse et Québec

	Lecture	Repérage	Interprétation	Réflexion	Mathématiques	Sciences
Présence des deux parents biologiques	-0,023 (0,051)	-0,014 (0,051)	-0,049 (0,053)	0,020 (0,054)	-0,009 (0,064)	-0,060 (0,080)
Amis pouvant aider à faire des travaux scolaires – en désaccord	0,118 (0,205)	0,134 (0,210)	0,022 (0,199)	0,050 (0,209)	-0,020 (0,214)	0,457 (0,267)
Amis pouvant aider à faire des travaux scolaires – d'accord	0,276 (0,196)	0,190 (0,183)	0,228 (0,196)	0,159 (0,186)	0,040 (0,198)	0,587 (0,273)
Amis pouvant aider à faire des travaux scolaires – tout à fait d'accord	0,320 (0,194)	0,207 (0,184)	0,272 (0,194)	0,201 (0,186)	0,026 (0,197)	0,613 (0,275)
Femme	0,251 (0,034)	0,078 (0,036)	0,189 (0,037)	0,341 (0,036)	-0,215 (0,050)	-0,106 (0,047)
Constante	-100,779 (239,911)	-170,672 (225,942)	-105,755 (265,738)	-111,900 (239,243)	50,966 (302,575)	-405,470 (296,446)
Taille de l'échantillon	4 601	4 601	4 601	4 601	2 565	2 501
R ² ajusté	0,164	0,103	0,133	0,120	0,170	0,155

... sans objet

Nota : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. L'âge est exprimé en années, à l'exception de l'âge au sein des niveaux scolaires, présenté sous forme d'indice allant de 1 (anniversaire survenant le plus tôt au sein du niveau scolaire) à 365 (anniversaire survenant le plus tard au sein du niveau scolaire). Les effets fixes des écoles sont compris dans toutes les régressions.

Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Les résultats indiquent qu'une année supplémentaire de scolarité (la 10^e année plus particulièrement) est associée à une amélioration de l'écart type (ci-après, ÉT) de l'ordre de 0,465 dans les scores globaux de lecture, une fois que sont neutralisés les effets des différences relatives à l'âge, à l'ordre des naissances, à l'âge du parent qui connaît le mieux le jeune, au niveau de scolarité des parents, au revenu des parents, à la présence des parents, à l'influence des amis, au sexe et à la province. La plus importante incidence estimée de la scolarité est observée sur la composante de l'interprétation des renseignements du test de lecture (amélioration de l'ÉT de 0,503), tandis que les plus petites incidences sont observées dans les autres composantes de la lecture — la réflexion (amélioration de l'ÉT de 0,230) et le repérage (amélioration de l'ÉT de 0,350). En mathématiques, l'incidence estimative d'une année supplémentaire de scolarité est presque la même que pour toutes les composantes de la lecture (amélioration de l'ÉT de 0,410), tandis que la plus petite incidence est observée en sciences (amélioration de l'ÉT de 0,327).

Le fait que les notes obtenues en sciences s'améliorent moins que dans les autres disciplines est intéressant. On pourrait expliquer cela par l'importance (ou l'absence d'importance) des cours de sciences dans les écoles. Cependant, un examen empirique me force à écarter cette possibilité. En Nouvelle-Écosse et au Québec, les élèves de la 9^e année et de la 10^e année sont tout aussi susceptibles les uns que les autres d'être inscrits à un cours de sciences ou de mathématiques ou d'avoir suivi un cours de sciences ou de mathématiques approprié à leur niveau. En fait, plus de 90 % des élèves peuvent en dire autant dans chaque province, niveau et cours. Un nombre légèrement plus élevé d'élèves disent être inscrits à un cours de français ou d'anglais ou avoir suivi un cours de français ou d'anglais approprié à leur niveau, mais la différence est petite.

Les notes déclinent généralement de façon plus ou moins monotone avec l'ordre des naissances. L'âge du parent qui connaît le mieux le jeune n'est pas corrélé au rendement scolaire du jeune. Les élèves dont les parents sont les plus instruits ou touchent les revenus les plus élevés obtiennent généralement de meilleurs résultats à toutes les composantes des tests du PISA. Toutefois, pour ce qui est de la présence des parents, les différences sont plus petites et parfois négligeables, et elles ne suivent pas une tendance bien définie probablement parce que les différences dans les niveaux de scolarité et le revenu des parents sont prises en considération. Enfin, les filles ont de meilleurs résultats que les garçons dans tous les secteurs de la lecture. Elles ont cependant de moins bons résultats que les garçons en mathématiques, quoique l'écart soit plus petit que celui observé en lecture. En sciences, l'écart est significatif sur le plan statistique, mais petit sur le plan empirique.

Cascio et Lewis (2006) établissent également des estimations en unités d'ÉT. Ils constatent qu'une année supplémentaire de scolarité améliore l'ÉT du rendement scolaire de 0,18 chez les Blancs, de 0,38 chez les Noirs et de 0,58 chez les Hispaniques. Ces estimations se rapprochent de celles présentées au tableau 2 ci-dessus.

4.2.2 Vérifications de la robustesse

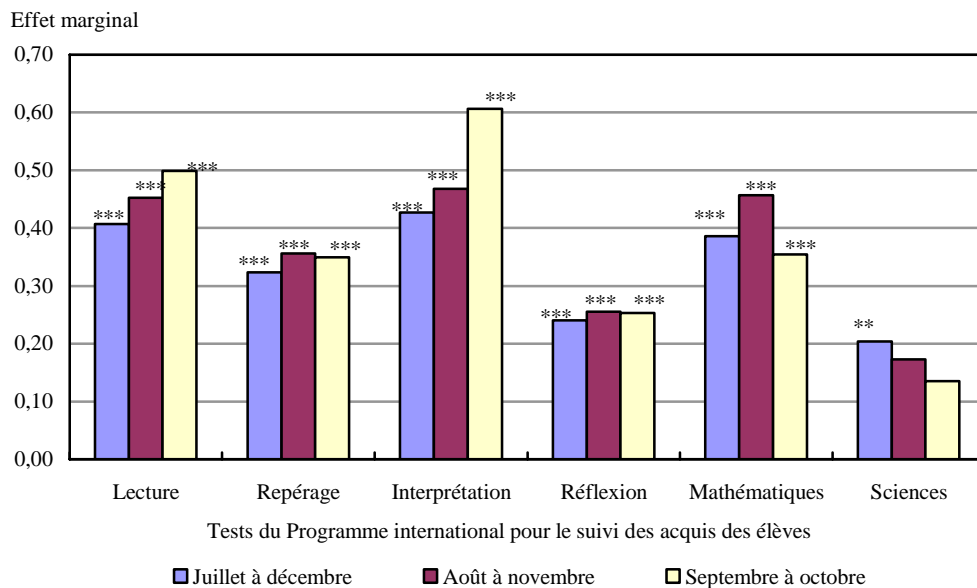
J'effectue maintenant des vérifications de la robustesse des résultats de référence exposés à la section précédente. Il s'agit notamment de neutraliser plus directement les effets de l'âge en réduisant la fenêtre autour de la date limite, en élargissant l'échantillon pour y inclure les doubleurs et les nouveaux élèves dont l'inscription est retardée, et en appliquant des tests de falsification.

4.2.2.1 Réduction de la fenêtre

La première vérification de la robustesse consiste à réduire la fenêtre autour de la date limite. Cet exercice se rapproche théoriquement d'un pur plan expérimental de discontinuité de la régression. Il s'agit en fait de la façon idéale de contrôler l'effet de l'âge sur le rendement scolaire. Le coût de l'exercice dépend tout simplement de l'importance de l'enquête. Idéalement, on devrait pouvoir rétrécir la fenêtre à +/-1 jour de la date limite. Compte tenu de l'importance de l'enquête utilisée dans la présente étude, trois mesures sont appliquées : +/-3 mois, +/-2 mois et +/-1 mois.

À la figure 5, je montre l'effet marginal d'un niveau scolaire supplémentaire sur le rendement scolaire chez les élèves de la Nouvelle-Écosse et du Québec. À l'exception des notes en sciences, la signification de l'effet marginal demeure intacte et la taille de l'effet est aussi maintenue, ce qui va encore dans le sens des résultats de référence indiqués au tableau 2. En sciences, la signification est perdue et la taille de l'effet est réduite.

Figure 5
Effets des écarts types attribuables à la naissance avant octobre, selon le mois de naissance, Nouvelle-Écosse et Québec



*** significatif à 1 %

** significatif à 5 %

* significatif à 10 %

Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

4.2.2.2 Prise en compte des doubleurs et des nouveaux élèves dont l'inscription est retardée

La deuxième vérification de la robustesse consiste à tenir compte des élèves qui ont redoublé une année et des élèves dont l'inscription est retardée. La méthode d'estimation est celle de la régression de la variable instrumentale (doubles moindres carrés), où le niveau assigné initialement (en fonction de la date de naissance) est choisi comme variable instrumentale pour le niveau actuel. Au tableau 3, les estimations principales sont indiquées pour les échantillons avec et sans les doubleurs, les élèves qui sautent un niveau et les nouveaux élèves dont l'inscription est retardée. Les estimations sont plus petites lorsque l'échantillon est élargi, mais non radicalement. En outre, les

estimations de l'échantillon élargi sont toujours significatives à 5 % (souvent à 1 %). Il faut se rappeler que l'interprétation de ces résultats est différente de celle des résultats de référence : maintenant, j'inclue des élèves qui ne sont ni dans la 9^e ni dans la 10^e année. Alors, les résultats sont une combinaison de l'incidence de la dixième année, ainsi que de ceux d'autres années scolaires.

Tableau 3
Effets des écarts types d'une année supplémentaire de scolarité, Nouvelle-Écosse et Québec, doubleurs et nouveaux élèves dont l'inscription est retardée compris

	Lecture	Repérage	Interprétation	Réflexion	Mathématiques	Sciences
Sans les doubleurs et les nouveaux élèves dont l'inscription est retardée	0,465 (0,099)	0,350 (0,100)	0,503 (0,112)	0,230 (0,084)	0,410 (0,127)	0,327 (0,133)
Avec les doubleurs et les nouveaux élèves dont l'inscription est retardée	0,340 (0,093)	0,243 (0,099)	0,400 (0,106)	0,166 (0,081)	0,291 (0,129)	0,307 (0,127)

Nota : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. Les régressions comprennent toutes les variables de contrôle indiquées au tableau 2. La spécification concernant les doubleurs et les nouveaux élèves dont l'inscription est retardée est estimée au moyen d'une régression de la variable instrumentale, en utilisant le niveau assigné initialement comme variable instrumentale. Les statistiques F de premier niveau sont toujours supérieures à 281.

Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

4.2.2.3 Tests de falsification

Les résultats indiqués au tableau 2 laissent croire qu'une année de scolarité supplémentaire au niveau secondaire entraîne une importante amélioration du rendement scolaire. Pour obtenir ce résultat, il faut absolument supposer qu'il n'y a aucune discontinuité naturelle sur le plan des notes entre les anniversaires de septembre et d'octobre. J'ai mis cette hypothèse à l'épreuve au tableau 4 en cherchant une telle discontinuité dans les provinces où les lois régissant l'inscription à l'école ne font pas de distinction entre les élèves nés en septembre et ceux nés en octobre. Les résultats laissent entendre qu'il n'y a effectivement pas de discontinuité naturelle entre septembre et octobre. Dans toutes les disciplines visées par les tests, les coefficients sont très près de zéro et ne sont pas statistiquement significatifs. Dans tous les cas, les coefficients sont plus petits que ceux de la Nouvelle-Écosse et du Québec, quoique l'écart de la composante de la réflexion du test de lecture ne soit significatif qu'à 10 %.

Tableau 4
Effets des écarts types attribuables à la naissance avant octobre, Nouvelle-Écosse et Québec
par rapport au reste du Canada

	Lecture	Repérage	Interprétation	Réflexion	Mathématiques	Sciences
Nouvelle-Écosse et Québec	0,465	0,350	0,503	0,230	0,410	0,327
	(0,099)	(0,100)	(0,112)	(0,084)	(0,127)	(0,133)
Reste du Canada	0,026	0,069	-0,008	0,054	-0,054	-0,001
	(0,064)	(0,066)	(0,065)	(0,065)	(0,086)	(0,077)
Nouvelle-Écosse et Québec	0,439	0,281	0,510	0,177	0,464	0,327
moins le reste du Canada	(0,118)	(0,120)	(0,130)	(0,106)	(0,153)	(0,154)

Nota : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. Les régressions comprennent toutes les variables de contrôle indiquées au tableau 2.

Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

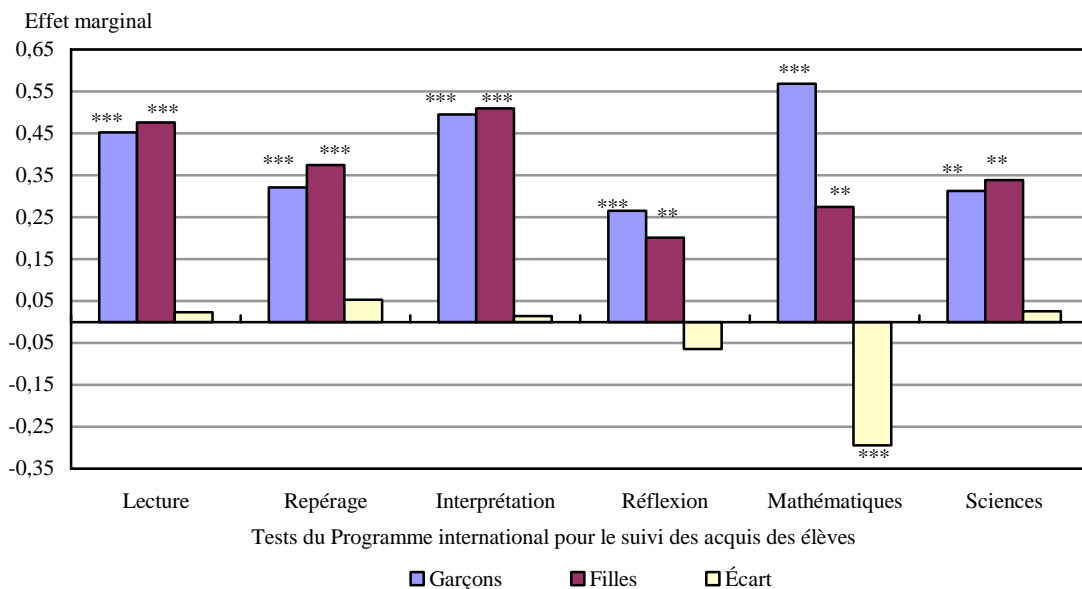
4.2.3 Résultats par sous-groupe

Le rendement scolaire de quel groupe s'améliore le plus grâce à une année supplémentaire de scolarité? J'examine cette question en tenant compte de deux importantes dimensions : le sexe et le revenu des parents. C'est un fait bien étayé que les filles obtiennent de meilleurs résultats que les garçons aux tests normalisés de lecture (Frenette et Zeman, 2007) et que le rendement en lecture, en mathématiques et en sciences s'améliore avec le revenu des parents (Frenette, 2007). Toutefois, nous ne savons pas exactement pourquoi ces écarts existent. Est-ce parce que les filles et les jeunes issus de familles à revenu élevé profitent davantage du système scolaire? Ou bien est-ce vrai que les filles et les jeunes issus de familles à revenu élevé ont accès à de meilleures ressources parentales? Dans la présente section, je jette un peu de lumière sur les écarts observés en examinant le rôle d'une année supplémentaire de scolarité sur le rendement en lecture, en mathématiques et en sciences sous l'angle du sexe et du revenu des parents.

4.2.3.1 Résultats selon le sexe

La figure 6 montre l'effet marginal d'un niveau scolaire supplémentaire sur les notes aux tests du PISA selon le sexe, encore une fois pour les élèves de la Nouvelle-Écosse et du Québec. Le modèle utilisé pour obtenir ces résultats est semblable à celui décrit à l'équation (1), à cette exception près : la variable *10^e ANNÉE* est placée en interaction avec une variable nominale sur le sexe féminin. Les résultats indiquent que les garçons et les filles profitent également d'une année supplémentaire d'études secondaires en ce qui concerne la lecture — et ses composantes — et les sciences. Cependant, le rendement des garçons en mathématiques a tendance à s'améliorer davantage avec une année supplémentaire de scolarité, et la différence est statistiquement significative à 1 %.

Figure 6
Effets des écarts types attribuables à la naissance avant octobre, selon le sexe,
Nouvelle-Écosse et Québec



*** significatif à 1 %

** significatif à 5 %

* significatif à 10 %.

Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

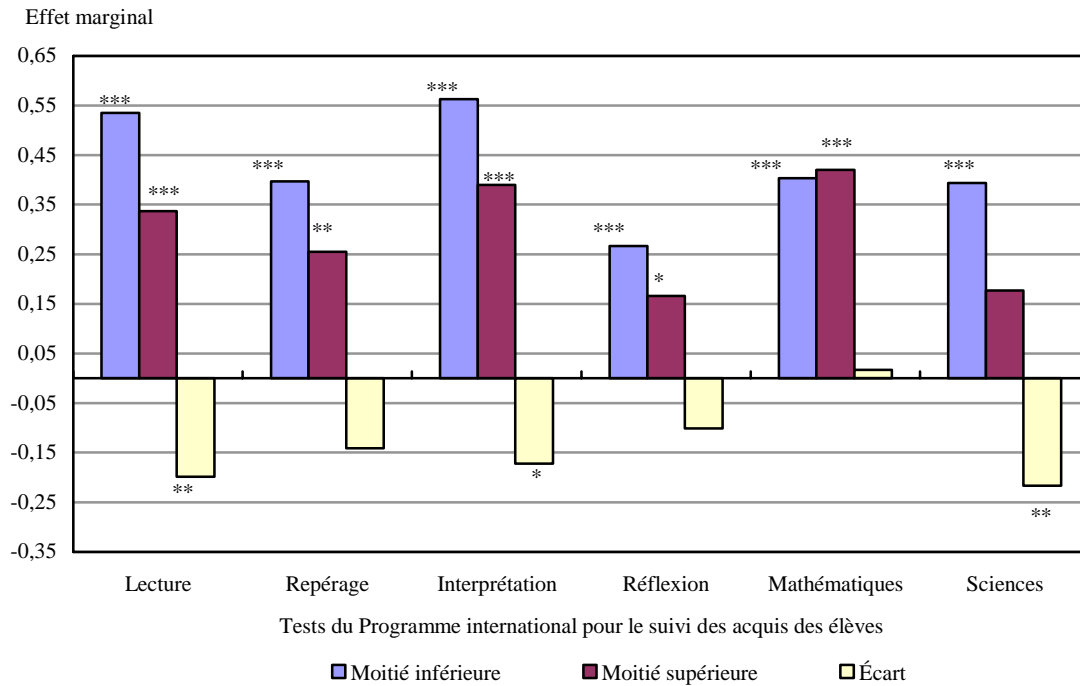
Si la possibilité de faire une 10^e année n'est pas un facteur à prendre en considération dans l'écart entre les sexes pour ce qui est de la lecture, quel est donc ce facteur? Une explication possible serait que les différences entre les sexes prennent naissance plus tôt dans le système scolaire. Or, cette explication pourrait tenir du fait qu'à l'école primaire, 83 % des enseignants sont de sexe féminin (Recensement de 2001). Or, il a été démontré que les élèves bénéficient du fait d'avoir un enseignant du même sexe qu'eux (Dee, 2007). Au secondaire, seulement 54 % des enseignants sont des femmes (Recensement de 2001), ce qui pourrait expliquer pourquoi les filles ne bénéficient pas davantage de la 10^e année en lecture. Les autres raisons possibles pour lesquelles les filles ont un meilleur rendement que les garçons en lecture comprennent les expériences différentes à la maison (traitement différent des garçons et des filles par les parents, par exemple) ou les différences présentes à la naissance. Frenette et Zeman (2007) dressent une liste de plusieurs raisons d'ordre physique et comportemental ainsi que d'autres raisons concernant le développement qui constituent des défis pour les garçons dans la petite enfance, mais non pour les filles. Par exemple, les taux de mortalité infantile et d'hospitalisation des garçons sont plus élevés. En outre, les garçons ont un rendement plus faible en ce qui concerne la copie de figures et l'utilisation de symboles, ils sont moins indépendants concernant l'habillement, leur champ d'attention est plus faible et ils ont un comportement plus agressif.

4.2.3.2 Résultats selon le revenu des parents

L'exercice est repris à la figure 7 sous l'angle du revenu des parents. Les élèves sont répartis entre la moitié supérieure et la moitié inférieure de l'échelle du revenu. Rien n'indique que les jeunes issus de familles à revenu élevé profitent davantage d'une année supplémentaire de scolarité. En fait, les jeunes issus de familles à faible revenu profitent davantage de cette année supplémentaire dans

plusieurs disciplines, notamment dans l'exercice global de lecture, en interprétation des renseignements et en sciences. Les effets estimés concernant le repérage d'information et la réflexion sont également plus élevés chez les jeunes issus de familles à faible revenu, mais les différences ne sont pas significatives sur le plan statistique. Enfin, il n'y a aucune différence en mathématiques.

Figure 7
Effets des écarts types attribuables à la naissance avant octobre, selon le revenu des parents, Nouvelle-Écosse et Québec



*** significatif à 1 %

** significatif à 5 %

* significatif à 10 %

Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Pour quelles raisons certaines données indiquent-elles une incidence plus marquée chez les jeunes issus de familles à faible revenu? Il est possible que ces jeunes doivent affronter des problèmes considérables à l'extérieur du système scolaire et que la scolarité fasse office d'agent stabilisateur. Il se peut aussi qu'il y ait un effet de plafonnement, c'est-à-dire qu'il est plus difficile pour les jeunes issus de familles à revenu élevé d'améliorer leur rendement de la 9^e à la 10^e année puisqu'il est déjà très élevé au départ. Peu importe la raison, les résultats laissent fortement entendre que l'examen d'autres facteurs (premières années de scolarité, influence des parents ou facteurs présents à la naissance) pourra se révéler nécessaire pour comprendre l'écart de revenu sur le plan du rendement scolaire.

5 Conclusion

Dans la présente étude, j'estime l'effet d'une année supplémentaire de scolarité (10^e année) sur le rendement scolaire, dans le dessein précis de comprendre le rôle de la scolarité dans la détermination de l'écart entre les sexes et de l'écart de revenu sous l'angle du rendement scolaire. Pour y arriver, j'ai tiré parti d'un contexte où un grand échantillon d'élèves ayant presque le même âge ont subi les mêmes tests normalisés. Ces élèves étaient toutefois à des niveaux scolaires différents en raison des lois sur l'inscription à l'école, ce qui a créé une nette discontinuité dans les niveaux scolaires. Des élèves qui n'avaient qu'une journée de différence sur le plan de l'âge se retrouvaient parfois dans des niveaux scolaires adjacents. Néanmoins, ils avaient subi les mêmes tests.

Les résultats de l'étude laissent croire que l'ajout d'une année scolaire au niveau secondaire (10^e année) est associé à une importante amélioration du rendement global en lecture et en mathématiques ainsi qu'à une plus petite amélioration du rendement en sciences. Cependant, les améliorations ne sont pas réparties également. D'une part, le rendement en mathématiques se redresse davantage chez les garçons que chez les filles et, d'autre part, le rendement en lecture et en sciences s'améliore davantage chez les jeunes issus de familles à faible revenu que chez ceux provenant de familles à revenu élevé. Plus important encore, je n'ai relevé aucune preuve montrant que les filles ou les jeunes issus de familles à revenu élevé profitent davantage d'une année supplémentaire d'études secondaires dans l'une ou l'autre des disciplines visées par les tests.

Quelle est donc la raison sous-jacente de l'écart entre les sexes pour ce qui est de la lecture et du plus important écart de revenu pour ce qui est du rendement scolaire? Les résultats indiquent que les facteurs liés à l'école secondaire ne nous éclairent probablement pas beaucoup. Les explications possibles ne pouvant être écartées sont liées aux premières expériences scolaires, aux influences exercées à la maison ou même aux facteurs présents à la naissance. Il s'ensuit que des recherches supplémentaires s'imposent. Par exemple, il serait utile d'étudier le rôle des premières années scolaires sur l'apprentissage, particulièrement dans le dessein de comprendre les différences entre les sexes sur le plan du rendement scolaire. Davantage de données détaillées sur les stratégies d'enseignement pourraient être utiles ici. De plus, le sexe de l'enseignant peut être important, comme le laisse entendre une récente étude menée aux États-Unis (Dee, 2007). Il serait également utile d'estimer le rôle des ressources parentales dans l'importance de l'écart de revenu sur le plan du rendement scolaire, particulièrement dans les premières années.

Annexe

Tableau A.1

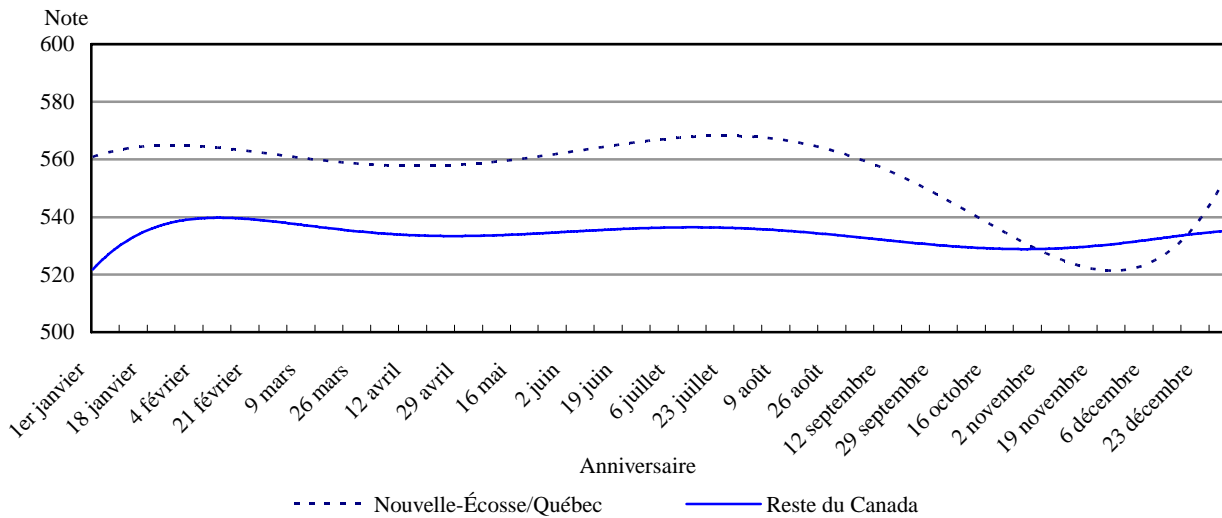
Moyennes des notes obtenues au Programme international pour le suivi des acquis des élèves, par sphère de compétence et anniversaire

	Nouvelle-Écosse et Québec			Reste du Canada		
	Naissance avant octobre	Naissance plus tard	Différence en pourcentage	Naissance avant octobre	Naissance plus tard	Différence en pourcentage
Tous les tests						
Lecture	569,2	535,3	6,3	540,7	537,6	0,6
Repérage	563,4	530,2	6,2	535,8	530,3	1,1
Interprétation	570,8	534,8	6,7	536,2	534,2	0,4
Réflexion	568,7	540,2	5,3	548,7	545,8	0,5
Mathématiques	575,7	541,6	6,3	529,7	532,1	-0,5
Sciences	564,5	541,8	4,2	530,7	519,6	2,1
Garçons						
Lecture	558,1	527,6	5,8	527,3	524,3	0,6
Repérage	557,9	528,9	5,5	526,1	523,4	0,5
Interprétation	560,7	528,3	6,1	524,6	520,2	0,9
Réflexion	553,3	524,7	5,5	529,9	528,4	0,3
Mathématiques	587,0	544,2	7,9	536,2	537,1	-0,2
Sciences	568,3	549,0	3,5	530,5	524,3	1,2
Filles						
Lecture	579,3	543,8	6,5	553,0	549,6	0,6
Repérage	568,3	531,7	6,9	544,8	536,4	1,6
Interprétation	580,1	541,9	7,0	546,9	546,9	0,0
Réflexion	582,7	557,1	4,6	566,1	561,4	0,8
Mathématiques	565,4	538,8	4,9	523,7	527,6	-0,7
Sciences	560,9	532,8	5,3	531,0	515,5	3,0
Moitié inférieure de l'échelle de répartition du revenu des parents						
Lecture	562,8	523,2	7,6	526,2	523,1	0,6
Repérage	557,4	518,5	7,5	522,5	517,7	0,9
Interprétation	564,1	522,3	8,0	521,8	520,0	0,4
Réflexion	562,6	531,4	5,9	534,7	530,0	0,9
Mathématiques	570,4	534,7	6,7	519,8	524,0	-0,8
Sciences	558,4	529,0	5,5	518,1	502,4	3,1
Moitié supérieure de l'échelle de répartition du revenu des parents						
Lecture	576,7	554,1	4,1	553,8	552,1	0,3
Repérage	570,4	548,5	4,0	548,0	542,6	1,0
Interprétation	578,8	554,2	4,4	549,3	548,4	0,2
Réflexion	576,0	553,8	4,0	561,4	561,5	0,0
Mathématiques	581,9	553,1	5,2	538,6	540,2	-0,3
Sciences	571,6	560,8	1,9	542,2	537,1	0,9

Nota : L'échantillon de lecture est utilisé pour tout le tableau, sauf pour les notes en mathématiques et en sciences (pour lesquels les échantillons en mathématiques et en sciences sont respectivement utilisés). Les anniversaires en octobre et en décembre sont utilisés dans les calculs de base des différences en pourcentage.

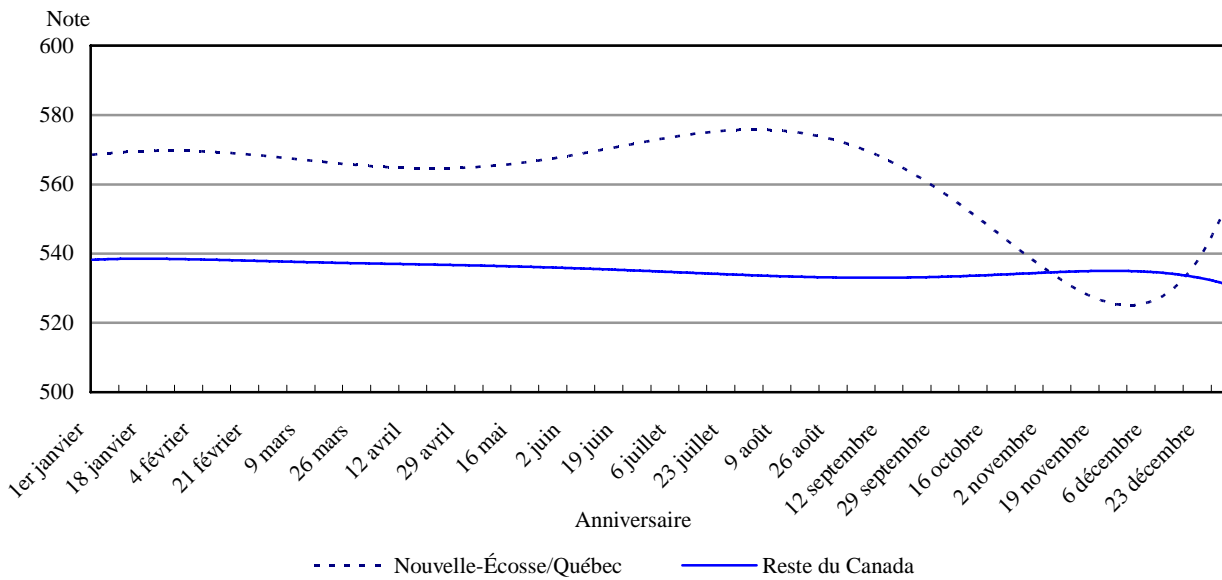
Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Figure A.1
Note moyenne lissée en repérage de l'information, par anniversaire



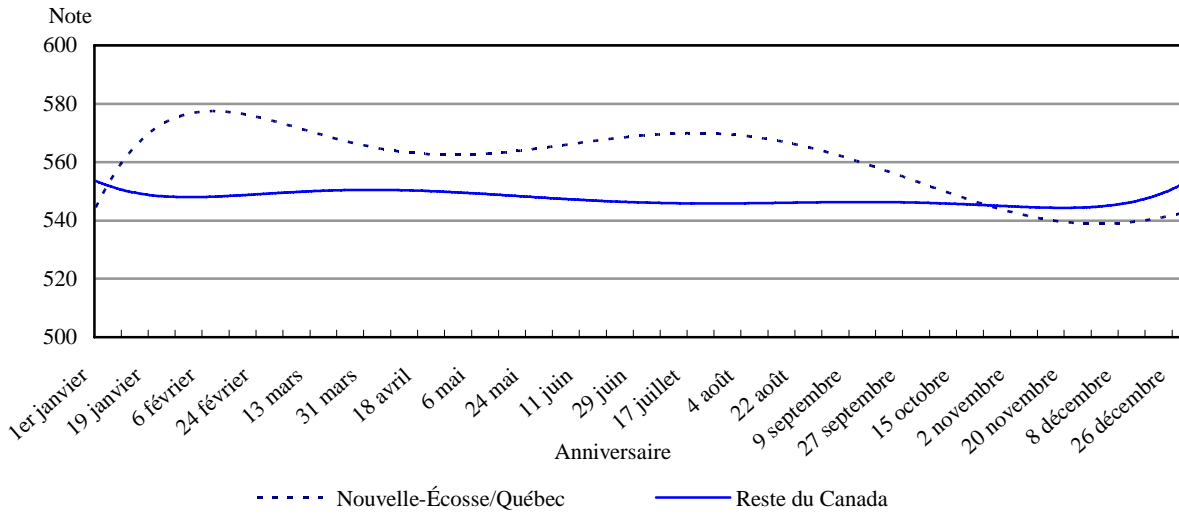
Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Figure A.2
Note moyenne lissée en interprétation de l'information, par anniversaire



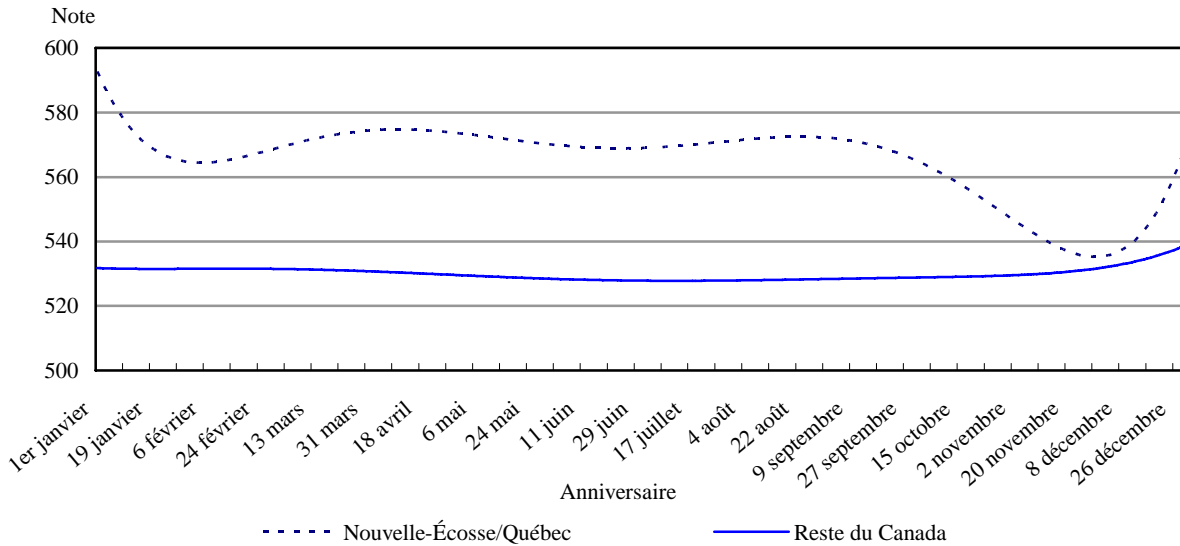
Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Figure A.3
Note moyenne lissée en réflexion sur l'information, par anniversaire



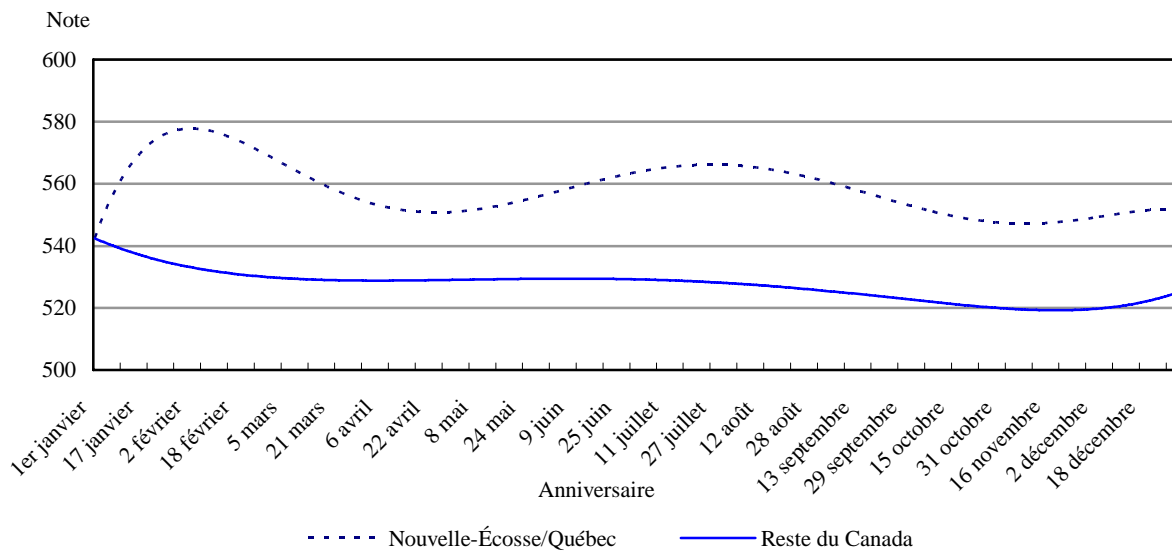
Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Figure A.4
Note moyenne lissée en mathématiques, par anniversaire



Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Figure A.5
Note moyenne lissée en sciences, par anniversaire



Sources : Statistique Canada et Ressources humaines et développement social Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1.

Bibliographie

- Bedard, Kelly, et Elizabeth Dhuey. 2006. « The persistence of early childhood maturity: International evidence of long-run age effects ». *The Quarterly Journal of Economics*. 121, 4 : 1437–1472.
- Bennett, Holly. 2004. « Pregnancy & Birth ». Today's Parent. Spring Issue.
- Card, David. 1999. « The causal effect of education on earnings ». Dans *Handbook of Labor Economics*, Volume 3. Orley Ashenfelter et David E. Card (rév.). Amsterdam : North-Holland.
- Cascio, Elizabeth U., et Ethan G. Lewis. 2006. « Schooling and the armed forces qualifying test: Evidence from school-entry laws ». *Journal of Human Resources*. 41, 2 : 294–318.
- Ceci, Stephen J. 1991. « How much does schooling influence general intelligence and its cognitive components? A reassessment of the evidence ». *Developmental Psychology*. 27, 5 : 703–723.
- Coulombe, Serge, et Jean-François Tremblay. 2006. *Le capital humain et les niveaux de vie dans les provinces canadiennes*. Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes [collection]. N° 89-552-MIF2006014. Ottawa : Statistique Canada.
- Dee, Thomas S. 2007. « Teachers and the gender gaps in student achievement. » *Journal of Human Resources*. 42, 3 : 528–554.
- Frenette, Marc. 2007. *Pourquoi les jeunes provenant de familles à plus faible revenu sont-ils moins susceptibles de fréquenter l'université? Analyse fondée sur les aptitudes aux études, l'influence des parents et les contraintes financières*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2007295. Ottawa : Statistique Canada.
- Frenette, Marc, et Klarka Zeman. 2007. *Pourquoi la plupart des étudiants universitaires sont-ils des femmes? Analyse fondée sur le rendement scolaire, les méthodes de travail et l'influence des parents*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2007303. Ottawa : Statistique Canada.
- Hahn, Jinyong, Petro Todd et Wilbert Van der Klaauw. 2001. « Identification and estimation of treatment effects with a regression discontinuity design ». *Econometrica*. 69, 1 : 201–209.
- Hansen, Kartsten T., James J. Heckman et Kathleen J. Mullen. 2004. « The effect of schooling and ability on achievement test scores ». *Journal of Econometrics*. 121, 1–2 : 39–98.
- Herrnstein, Richard J., et Charles Murray. 1994. *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*. New York : Free Press.
- Kantarevic, Jasmin, et Stéphan Mechoulan. 2006. « Birth order, educational attainment, and earnings: An investigation using the PSID ». *Journal of Human Resources*. 41, 4 : 755–777.
- Lee, David S. 2008. « Randomized experiments from non-random selection in U.S. house elections ». *Journal of Econometrics*. 142, 2 : 675–697.

- Lemieux, Thomas, et Kevin Milligan. 2008. « Incentive effects of social assistance: A regression discontinuity approach ». *Journal of Econometrics*. 142, 2 : 807–828.
- Lipps, Garth. 2005. *Faire la transition : les répercussions du passage de l'école primaire à l'école secondaire sur le rendement scolaire et l'adaptation psychologique des adolescents*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2005242. Ottawa : Statistique Canada.
- Neal, Derek A., et William R. Johnson. 1996. « The role of premarket factors in Black-White wage differences ». *Journal of Political Economy*. 104, 5 : 869–895.
- Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). 2001. *Knowledge and Skills for Life: First Results from the OECD Programme for International Student Assessment (PISA) 2000*. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Smith, Justin. 2007. *Can Regression Discontinuity Help Answer an Age-old Question in Education? The Effect of Age on Elementary and Secondary School Achievement*. Polycopié. Hamilton : McMaster University.
- Todd, Petra E., et Kenneth I. Wolpin. 2003. « On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement ». *The Economic Journal*. 113, 485 : F3–F33.
- Weiss, Andrew. 1995. « Human capital vs. signalling explanation of wages ». *Journal of Economic Perspectives*. 9, 4 : 133–154.
- Willms, J. Douglas. 2004. *Variation des niveaux de compréhension de l'écrit entre les provinces canadiennes : Constatations tirées du PISA de l'OCDE*. Culture, Tourisme et Centre de la statistique de l'éducation : documents de recherche. N° 81-595-MIF2004012. Ottawa : Statistique Canada.
- Winship, Christopher, et Sanders D. Korenman. 1997. « Does staying in school make you smarter? The effect of education on IQ in *The Bell Curve* ». Dans *Intelligence, Genes, and Success: Scientists Respond to The Bell Curve*. Bernie Devlin, Stephen E. Fienberg, Daniel P. Resnick et Kathryn Roeder (rév.). New York : Springer-Verlag.
- Worswick, Christopher. 2004. « Adaptation and inequality: Children of immigrants in Canadian schools ». *Canadian Journal of Economics*. 37, 1 : 53–77.