



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 270

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-70725-7

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Différences entre les distributions du rendement scolaire au secondaire : le rôle de la taille de la classe et du temps d'enseignement

par Miles Corak et Darren Lauzon

Division des études sur la famille et le travail
24-F, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Différences entre les distributions du rendement scolaire au secondaire : le rôle de la taille de la classe et du temps d'enseignement

par Miles Corak* et Darren Lauzon**

11F0019 N° 270
ISSN : 1205-9161
ISBN: 0-662-70725-7

*Division des études sur la famille et le travail
Statistique Canada
Ottawa K1A 0T6

**Division des études sur la famille et le travail
Statistique Canada
Vancouver V6B 6C7

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Ce document est disponible sur Internet : (www.statcan.ca)

Novembre 2005

Des versions antérieures de ce document ont été présentées au Symposium 2002 : Modélisation des données d'enquête pour la recherche économique et sociale (Ottawa) et à la séance ayant pour thème la formation, l'éducation et le marché du travail du Forum canadien de recherche sur l'emploi tenu durant l'assemblée annuelle de l'Association canadienne d'économique les 29 et 30 mai 2003 à l'Université Carleton, à Ottawa. Les auteurs remercient les participants à ces événements de leurs suggestions et commentaires constructifs.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2005

Tous droits réservés. L'utilisation de ce produit est limitée au détenteur de licence et à ses employés. Le produit ne peut être reproduit et transmis à des personnes ou organisations à l'extérieur de l'organisme du détenteur de licence.

Des droits raisonnables d'utilisation du contenu de ce produit sont accordés seulement à des fins de recherche personnelle, organisationnelle ou de politique gouvernementale ou à des fins éducatives. Cette permission comprend l'utilisation du contenu dans des analyses et dans la communication des résultats et conclusions de ces analyses, y compris la citation dans ces documents de quantités limitées de renseignements complémentaires extraits du produit de données. Cette documentation doit servir à des fins non commerciales seulement. Le cas échéant, la source des données doit être citée comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, les utilisateurs doivent d'abord demander la permission écrite aux Services d'octroi de licences, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

This publication is available in English. 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.

Table des matières

I.	Introduction	5
II.	Taille de la classe et temps d'enseignement.....	8
III.	Décomposition DFL	10
IV.	Données	13
V.	Résultats	15
	V.1 Contribution des différences entre les rapports élèves-enseignants et entre les temps d'enseignement.....	16
	V.2 Contribution des différences concernant les autres caractéristiques de l'école	18
	V.3 Contribution des différences de caractéristiques du milieu familial de l'élève	18
	V.4 Décomposition de certaines statistiques : distribution du rendement en lecture	18
	V.5 Effet du double système linguistique en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick	21
	V.6 Ordre de décomposition.....	22
	V. 7 Autres provinces	23
VI.	Sommaire et conclusion	23
	Figures.....	25
	Tableaux.....	33
	Bibliographie.....	44

Résumé

Dans le présent document nous avons recours à l'application de la méthode de décomposition de DiNardo, Fortin et Lemieux (DFL, 1996) pour ventiler les différences entre les distributions provinciales des notes au test du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et pour évaluer la contribution relative de la distribution de la « taille de la classe » et du temps d'enseignement, des autres caractéristiques de l'école et des caractéristiques du milieu familial des élèves aux différences interprovinciales de rendement. La taille de la classe et le temps d'enseignement étant deux variables qui ont une influence importante sur le choix de l'école, nous examinons comment les différences interprovinciales de rendement scolaire évolueraient si la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement observée en Alberta était celle en vigueur dans les autres provinces. Les résultats varient selon la province et, pour celles où les écarts moyens de rendement s'amenuiseraient, les nouvelles conditions n'avantageraient pas tous les élèves.

Mots-clés : économie de l'éducation, capital humain, analyse des entrées-sorties

JEL : I22

I. Introduction

La variation des résultats scolaires d'une province à l'autre soulève d'importantes questions quant à l'égalité d'accès à une bonne éducation et à l'efficacité des diverses options stratégiques. Les variations interprovinciales ont été l'un des aspects systématiques des évaluations récentes des rendements des élèves du secondaire au Canada au cours des années 1990¹. Même si ces évaluations ne sont pas directement comparables, le profil général qui s'en dégage indique que les résultats sont meilleurs dans les provinces du Centre et de l'Ouest que dans celles de l'Est, si l'on s'en tient à des mesures sommaires comme les notes moyennes aux tests. Les élèves du Québec et de l'Alberta obtiennent systématiquement de bonnes notes aux tests de mathématiques et de sciences. Les résultats du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) de 2000 confirment ce profil.

Il est naturel de se demander dans quelle mesure les variations interprovinciales des caractéristiques de l'école et de la composition de la population d'élèves contribuent à ces différences. Les revues très fréquemment mentionnées de Hanushek (1986, 1996) portent nombre de chercheurs à conclure que « l'école n'importe pas » pour expliquer la variation des résultats aux tests. Ils veulent dire, plus précisément, que la variation des notes aux tests expliquée par les caractéristiques de l'école, comme le financement par élève, la taille de la classe et les titres de compétence des enseignants est faible comparativement à celle imputée aux caractéristiques familiales (habituellement le revenu familial) et à d'autres variables du « milieu familial ». Les effets de l'école ont tendance à être faibles, statistiquement non significatifs et, souvent, du mauvais signe². La variation des caractéristiques du milieu familial des élèves selon la province expliquerait une plus grande part des écarts observés entre les provinces. Hanushek et Taylor (1990) font cette constatation dans le cadre d'une étude de la variation des résultats scolaires en fonction de l'État réalisée aux États-Unis.

La conclusion selon laquelle l'école n'a pas d'importance peut être, et a été, contestée à de nombreux égards. Dans le présent document, nous nous concentrons sur deux d'entre eux³. En premier lieu, les caractéristiques de l'école sont des variables de choix dont les niveaux observés reflètent par conséquent partiellement les caractéristiques de la population d'élèves. Les études du rendement des élèves ne tiennent pas souvent compte de ce fait, et introduire simplement des variables pour les caractéristiques des élèves et de l'école dans un modèle de régression linéaire peut poser des problèmes. Lazear (1999) montre que l'on peut expliquer certains résultats curieux présentés dans la littérature traitant de la taille de la classe en considérant un modèle simple où l'apprentissage en classe est assimilé à un bien public et ses incidences sur la taille

1. Voir Corak et Lauzon, 2002.

2. Ceci est évidemment en contraste avec les études qui indiquent que les caractéristiques de l'école jouent un rôle dans l'explication des résultats sur le marché du travail, comme les gains et l'emploi (voir Card et Krueger, 1992).

3. Card et Krueger (1992) soutiennent que le nombre de résultats positifs est trop élevé pour être dû simplement au hasard et citent des méta-analyses, comme celles de Hedges, Laine et Greenwald (1994), qui aboutissent à des conclusions différentes en passant en revue les mêmes études que Hanushek. Loeb et Bound (1996) dégagent des preuves que les cohortes et l'agrégation des données expliquent la divergence entre les deux écoles de pensée; « les études révélant des effets positifs des caractéristiques de l'école sont habituellement réalisées au moyen de données agrégées sur des cohortes ayant reçu leur éducation avant 1960, tandis que celles n'indiquant aucun effet ont tendance à utiliser des microdonnées sur des cohortes plus récentes ».

optimale de la classe. En deuxième lieu, la grande majorité des études publiées reposent sur diverses variantes d'un modèle de régression linéaire paramétrique d'une fonction de production d'éducation. Les problèmes de spécification que soulève ce genre de modèle ont été bien décrits (Hanushek, 1979, 1986). Aux États-Unis, des données de panel récentes ont facilité la production de meilleures estimations, particulièrement en permettant d'estimer des modèles à valeur ajoutée tenant mieux compte de l'effet des « habiletés innées », mais les variables omises et les erreurs de mesure demeurent importantes. Ces dernières importent particulièrement dans le contexte des effets aléatoires et des modèles à composantes d'erreur d'ordre plus élevé, comme le modèle linéaire hiérarchique (MLH), qui nécessite des hypothèses fortes concernant la corrélation entre les variables omises et les variables explicatives incluses afin d'obtenir les propriétés statistiques désirables⁴.

Malgré ces réserves, un nombre étonnamment faible d'études traitent de l'utilisation du cadre de régression paramétrique linéaire et de l'accent qu'il met sur les résultats moyens. L'effet des systèmes scolaires sur les élèves n'est pas uniforme. Si le rôle des écoles est d'amener tous les élèves à une norme minimale de rendement, indépendamment de leur capacité cognitive initiale, on devrait s'attendre à ce que l'effet des caractéristiques de l'école soit plus important pour les élèves les moins doués (ou les plus à risque). Ainsi, là où la réduction de la taille des classes a eu un effet positif, celui-ci était généralement plus important pour les élèves défavorisés (Lazear, 1999). Inversement, il se pourrait que l'utilisation des ressources scolaires soit plus productive si elle est axée sur les élèves ayant le plus grand potentiel d'apprentissage. Les élèves vulnérables pourraient passer à travers les mailles du filet, de sorte que des modifications aux caractéristiques de l'école auraient un effet plus important sur ceux dont le rendement est élevé. Certaines études portent sur la distribution des résultats scolaires (Levin, 2001; Bedard, Brown et Helland, 1999; Eide et Showalter, 1998), mais continuent de faire appel à des modèles de forme paramétrique (régression quantile dans le cas de Eide et Showalter, ainsi que de Levin, et régression probit ordonnée dans le cas de Bedard et coll.).

Enfin, nombre d'études visent à évaluer les effets marginaux des caractéristiques de l'école sur une variable de rendement scolaire. Bien que l'effet marginal d'une faible variation de la taille de la classe puisse être petit, une variation importante de la distribution de la taille de la classe selon le domaine de compétence pourrait être à l'origine d'une grande part des différences de rendement observées. Cette contribution pourrait même être plus importante que celle de la variation des caractéristiques du milieu familial si ces dernières ne diffèrent pas considérablement d'une région à l'autre, même si leurs effets marginaux sont plus importants. Il en est de même des variations du rendement au cours du temps. Selon Cook et Evans (2000), les caractéristiques familiales des élèves et les caractéristiques de l'école contribuent légèrement à l'explication de la convergence du rendement des Noirs et des Blancs aux États-Unis. Dans de tels cas, la décomposition des différences représente une autre source de preuves de l'importance relative des caractéristiques de l'école et de l'élève.

Dans le présent document, nous adoptons l'approche semiparamétrique établie par DiNardo, Fortin et Lemieux (DFL, 1996) pour décomposer les différences entre les distributions provinciales du rendement des élèves en composantes imputables au milieu familial de l'élève et

4. Pour des exemples de MLH en recherche sur l'éducation, consulter Raudenbush et Bryk (1986), Willms et Raudenbush (1989), ainsi que Raudenbush et Willms (1995).

aux caractéristiques de l'école. Cette étude prolonge des travaux antérieurs (Corak et Lauzon, 2002) sur le rôle relatif des caractéristiques de l'école et du milieu familial de l'élève dans l'explication des variations interprovinciales de la distribution du rendement réalisés au moyen des données du PISA 1999 pour le Canada. Ici, nous nous concentrons sur le rôle de la « taille de la classe » et du temps d'enseignement, cette dernière variable faisant référence au temps d'enseignement total et à la façon dont il est réparti durant l'année. Ces deux variables de contrôle sont importantes pour les administrateurs scolaires. La question de la taille de la classe a fait couler beaucoup d'encre et le débat public se poursuit quant aux avantages de sa réduction. La formation de classes plus petites est coûteuse, mais (soutient-on) accroît le rendement des élèves. Une réallocation du temps d'enseignement devient aussi une option stratégique importante qui fait l'objet de discussions dans la presse à grande diffusion. Certains districts scolaires des États-Unis et du Canada (le district de Grand Forks en Colombie-Britannique), qui ont adopté récemment la semaine scolaire de quatre jours, font part d'économies importantes et d'un accroissement du rendement des élèves.

Nous examinons les différences entre l'Alberta, province dont les élèves ont obtenu les notes les plus élevées aux évaluations du PISA, et les provinces de l'Atlantique en ce qui concerne les distributions des résultats en lecture, en mathématiques et en sciences. Les provinces de l'Atlantique sont les seules pour lesquelles les notes moyennes sont, de façon statistiquement significative, inférieures à celles des élèves de l'Alberta dans les trois domaines. Deux provinces, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick, sont également dotées d'un double système scolaire linguistique. Par conséquent, pour ces provinces, nous faisons une analyse distincte du secteur anglophone (qui est le secteur majoritaire dans les deux cas) et nous nous basons sur les résultats pour inférer la contribution des différences intraprovinciales entre les secteurs linguistiques à l'écart avec l'Alberta. Nous obtenons des résultats assez différents selon la différence interprovinciale analysée, la partie de la distribution considérée et la matière étudiée. Dans certains cas, les différences de taille de la classe ou de temps d'enseignement n'expliquent pas les différences de rendement moyen ou médian, à cause de variations qui s'annulent dans les parties supérieure et inférieure de la distribution du rendement. Dans la plupart des cas, il est évident que les différences quant à la taille de la classe et au temps d'enseignement rendent compte des différences de rendement moyen ou médian, mais que ces résultats peuvent masquer le fait que ces différences pourraient effectivement *réduire* les écarts interprovinciaux pour des parties particulières de la distribution. Par exemple, nous constatons que les différences entre les distributions de la taille de la classe et du temps d'enseignement observées en Alberta et au Nouveau-Brunswick expliquent en grande partie la différence de rendement moyen en lecture entre ces deux provinces, mais que ces différences réduisent effectivement les écarts entre les proportions d'élèves dont les résultats sont inférieurs à la norme de compétence la plus faible en lecture. Cette observation est importante. Les décideurs influencés par une analyse des écarts moyens pourraient vouloir mettre en place des politiques qui désavantageraient les élèves les plus vulnérables.

La présentation du rapport est la suivante. À la section II, nous discutons de certains travaux publiés récemment sur la réduction de la taille de la classe et sur le temps d'enseignement. À la section III, nous expliquons en détail la façon dont nous utilisons l'approche de décomposition DFL. À la section IV, nous décrivons les données canadiennes du PISA et les variables que nous

prenons en compte. Enfin, à la section V, nous présentons les résultats et à la section VI, nos conclusions.

II. Taille de la classe et temps d'enseignement

Malgré les nombreuses publications traitant de la question de la taille de la classe, le débat public à ce sujet se poursuit. Il porte sur la mesure dans laquelle la diminution de la taille de la classe améliore le rendement des élèves et celle dans laquelle les avantages (si tant est qu'il y en ait) sont rentables. Les opinions sont fort variées. Hanushek (1998) affirme que les preuves que la création de classes plus petites améliore le rendement des élèves sont « minces et peu convaincantes ». Faisant référence à l'expérience STAR menée au Tennessee, il soutient aussi que « des données expérimentales fréquemment citées offrent peu d'appui pour la réduction de la taille des classes ». Après avoir examiné, lui aussi, les données de cette expérience, Krueger (1997) tire des conclusions opposées⁵. Ehrenberg et coll. (2001) constatent que, dans d'autres études, les résultats « quasi expérimentaux » ont tendance à corroborer les résultats enregistrés au Tennessee. Le débat reste ouvert. Même les chercheurs qui dégagent soigneusement des variations réellement exogènes de la taille de la classe aboutissent à des résultats différents; Hoxby (2000) tire des conclusions négatives, tandis qu'Angrist et Lavy (1999) aboutissent à des conclusions positives.

Selon Lazear (1999), bon nombre de ces résultats « curieux » trouvés dans la littérature peuvent être expliqués au moyen d'un simple modèle de production d'éducation qui traite l'apprentissage en classe comme un bien public. La consommation du bien public est perturbée si l'enseignant doit concentrer son attention sur un élève particulier. Il peut en être ainsi non seulement si un élève est indiscipliné, mais aussi si un élève pose une question dont tous ses condisciples connaissent les réponse. Si p représente la probabilité qu'un élève ne perturbe pas la classe à un moment donné, alors le bien public est consommé avec la probabilité p^n dans une classe de taille n . Cette probabilité est le paramètre principal du modèle de Lazear et la statistique comparative de ce simple modèle révèle que la taille optimale de la classe varie de façon directement proportionnelle à ce paramètre (une valeur plus faible de p implique un niveau optimal plus élevé d'enseignants qui, à son tour, implique une taille de classe plus petite). Les résultats non concluants concernant les notes aux évaluations relevées dans la littérature peuvent avoir deux origines. Premièrement, toute amélioration de l'apprentissage en classe global due à une réduction de la taille de la classe peut être assez faible selon les valeurs de p , les coûts de rémunération de l'enseignant, la productivité d'un moment du temps de l'enseignant, le rendement d'un moment du temps de l'enseignant et la taille courante de la classe. Deuxièmement, comme p est reliée négativement au choix optimal d'intrants d'enseignement, les classes plus petites comprennent des élèves dont la valeur de p est plus faible (c.-à-d. comptent un plus grand nombre d'élèves « perturbateurs »). Lazear montre que l'effet positif de la réduction de la taille de la classe ne suffit pas à compenser cette déficience. Par conséquent, les effets positifs de la taille de la classe dans les études transversales ne sont pas surprenants. Par-dessus tout, ces résultats non concluants ne signifient pas qu'il n'existe aucun effet de taille

5. Hanushek n'a pas eu accès aux données, et a limité ses remarques à celles figurant dans les rapports publiés au sujet de l'expérience STAR.

de la classe *potentiellement important*. Si tout groupe d'élèves caractérisé par une valeur de p donnée était placé dans une plus grande classe, la production d'éducation diminuerait. C'est pour cette raison que les expériences dans lesquelles p est maintenue constante donnent des résultats attendus (à titre d'exemple, Lazear cite Krueger, 1997, ainsi que Angrist et Lavy, 1999)⁶. Toutefois, Hoxby (2000) ne dégage aucun avantage significatif de la réduction de la taille de la classe dans son étude d'une expérience naturelle au Connecticut.

Le modèle de Lazear introduit aussi la notion importante selon laquelle l'apprentissage en classe est un bien public. Cette notion relie conceptuellement celle de taille de la classe à celle de temps d'enseignement. Dans le cadre des biens publics, la taille de la classe s'entend du nombre de « consommateurs » du bien. Le temps d'enseignement s'entend de la quantité totale du bien qui est offerte pour la consommation⁷. Habituellement, les études ne portent pas sur le temps d'enseignement, parce que celui-ci varie peu dans la plupart des ensembles de données disponibles. Les écoles ont commencé à tenir compte à la fois du temps total d'enseignement et de la façon dont celui-ci est réparti. En Arizona, plusieurs districts scolaires ont adopté une semaine scolaire de quatre jours, comme l'a fait aussi le district de Grand Forks en Colombie-Britannique. Dans le contexte du modèle de Lazear, les variables de taille de la classe et de temps d'enseignement sont toutes deux reliées directement au choix des intrants d'enseignement. Il est logique de traiter ces intrants comme étant étroitement liés.

Une dernière remarque sur la signification et la définition de la taille de la classe s'impose. De nombreux chercheurs utilisent le ratio du nombre d'élèves au nombre d'enseignants plutôt qu'un dénombrement réel des élèves dans une classe particulière, méthode qui est souvent critiquée comme ne reflétant pas l'expérience particulière des élèves dont le rendement est le sujet de l'étude. La taille des classes varie dans une école donnée pour plusieurs raisons. L'une des principales est que les élèves du secondaire choisissent habituellement des sujets de cours différents et que ceux-ci sont parfois enseignés dans des classes multiples par des enseignants différents. Donc, la taille de la classe déclarée par les élèves qui suivent un cours particulier résulte non seulement des intrants optimaux d'enseignement déterminés par les administrateurs scolaires, mais aussi du choix de cours des élèves. Dans ces conditions, la taille de la classe qu'il convient de relier à un rendement scolaire particulier n'est pas toujours évidente et il faut tenir compte des choix faits par les élèves. Les rapports du nombre d'élèves au nombre d'enseignants représentent une mesure utile de la quantité globale de ressources d'enseignement par élève dans l'école. Le genre de variables le plus approprié dépend des objectifs de l'analyse. Dans le cadre de la présente étude, nous considérons les variations de la taille de la classe comme étant le reflet des variations du niveau optimal d'une variable intrant, de sorte que le ratio élèves-enseignants est la mesure souhaitée. Il s'avère, en fait, que la variation interprovinciale de cette variable est plus importante que celle de la taille de la classe déclarée par les élèves.

6. Selon Hoxby (2000), les effets de Hawthorne et d'autres « comportements réactionnels » pourraient expliquer pourquoi ses résultats diffèrent d'expériences portant sur les politiques, comme le projet STAR; les administrateurs d'écoles « font bon usage des classes de taille plus petite parce que l'adoption complète de la politique dépend d'une évaluation satisfaisante ». Dans ses données, le personnel scolaire n'était pas au courant de l'expérience naturelle.

7. D'une autre façon, si des années scolaires plus longues sont consacrées à une plus grande gamme de sujets, plutôt qu'à un examen plus détaillé des sujets enseignés durant des années scolaires plus courtes, la gamme connexe de biens publics à consommer est plus grande.

III. Décomposition DFL

La présente section décrit l'approche DFL dans le contexte des différences interprovinciales de rendement scolaire. Soit (y, p, z) un vecteur aléatoire suivant une loi conjointe de notes au test, de provinces et de covariables d'école et de milieu familial, respectivement. L'objectif est de décomposer la différence entre les densités marginales des notes au test $f_1(y) - f_0(y)$ en diverses parties attribuables aux différences interprovinciales de distribution des diverses composantes de z . Par conséquent, nous avons besoin de fonctions de densité contrefactuelles représentant la distribution qu'auraient les notes au test dans une province donnée (province 1) si les caractéristiques de l'école ou du milieu familial de l'élève étaient distribuées comme elles le sont dans la province de référence (province 0) et que l'enseignement était par ailleurs prodigué aux élèves comme il le serait dans la province 1. Il s'agit d'une généralisation de la décomposition bien connue d'Oaxaca (Oaxaca, 1973) aux différences entre distributions. L'idée centrale de la décomposition DFL est que les densités contrefactuelles s'obtiennent par simple repondération des densités réelles.

Pour faciliter la notation, nous écrivons les étapes de calcul des poids comme si l'on ne tenait compte que de deux facteurs (disons les caractéristiques « de l'école » x et les caractéristiques « de l'élève » w). Pour $z = (x, w)$, la note au test marginale réelle pour la province i peut s'écrire

$$\begin{aligned}
 f_i(y) &= \int_{z \in \Omega} dF(y, z \mid p_y = p_z = i) \\
 &= \int_{z \in \Omega} f(y \mid z, p_y = i) dF(z \mid p_z = i) \\
 &= f(y; p_y = p_z = i) \\
 &i = 1, 0
 \end{aligned} \tag{1}$$

où Ω est l'ensemble de covariables⁸. Ceci nous donne la convention de notation permettant d'exprimer pour quelle province la distribution des notes au test et des covariables est étudiée, et de séparer la distribution des covariables.

Cette densité marginale peut être estimée au moyen de l'estimateur à noyau de la densité :

$$\hat{f}_1(y) = \sum_{i \in p_y=1} \frac{\theta_i}{h} K\left(\frac{y_0 - y_i}{h}\right) \equiv \kappa(K, h, \theta_i) \tag{2}.$$

L'estimateur à noyau de la densité a fait l'objet de discussions dans plusieurs articles (DiNardo, Fortin et Lemieux, 1996; Blundell et Duncan, 1998; Yatchew, 1998; DiNardo et Tobias, 2001.

8. Si Y était une variable discrète dont les valeurs y figurent sur les lignes d'un tableau et que Z était une variable discrète unique dont les valeurs z figurent dans les colonnes d'un tableau, la première égalité serait simplement la somme des proportions de cellules sur l'ensemble des colonnes dans chaque ligne. La deuxième serait simplement la somme, sur l'ensemble des colonnes, du produit de la proportion de colonne par la proportion avec $Z=z$ (c.-à-d. la proportion marginale de colonne).

Ici, θ_i est le poids d'échantillonnage, normalisé de façon que la somme soit égale à un. La fonction K est le noyau qui donne une pondération décroissante aux points de la distribution à mesure que la distance par rapport à y_0 augmente. L'estimateur à noyau est une généralisation de l'histogramme bien connu que l'on peut obtenir à partir de (2) en choisissant le noyau de façon appropriée. En général, les estimations sont robustes au choix de K , mais non à celui de h^9 . Le compromis a lieu entre la variance et le biais. Si h est trop grand, la densité sera lissée excessivement comparativement à la densité réelle et si h est trop faible, la forme réelle de la fonction de densité sera estimée de façon imprécise. Le choix de h demeure un sujet de recherche ouvert. La décomposition DFL s'appuie sur la méthode de l'« extension modulaire » de Sheather et Jones (1991), car on a montré qu'il s'agit d'un meilleur choix en cas de densités complexes, multimodales (Park et Turloch, 1992). Puisque les estimations sous-jacentes des valeurs plausibles utilisées dans le présent article sont tirées de lois de probabilité symétriques, la question est moins préoccupante ici. Dans la présente étude, nous utilisons l'estimateur « empirique » proposé par Silverman (1986), $h = 0,9(\min\{\hat{\sigma}, IQR/1,34\})n^{-1/5}$, où $\hat{\sigma}$ est l'écart-type d'échantillon, IQR est l'intervalle interquartile (la différence entre les 75^e et 25^e centiles) et n est l'effectif de l'échantillon.

Les poids que nous utilisons pour obtenir les densités contrefactuelles découlent directement de l'expression de la densité réelle. En tenant compte pour commencer de l'effet des différences entre les caractéristiques de l'école, nous pouvons ajuster la densité réelle comme suit :

$$\begin{aligned}
 f_1(y; p_y = 1, p_x = 0, p_w = 1) \\
 &= \int \int_x f(y | x, w) dF(x | w, p_x = 0) dF(w | p_z = 1) \\
 &= \int \int_x f(y | x, w) \psi_{x|w}(x, w) dF(x | w, p_x = 1) dF(w | p_z = 1)
 \end{aligned} \tag{3}$$

où

$$\begin{aligned}
 \psi_{x|w}(x, w) &\equiv \frac{dF(x | w, p_x = 0)}{dF(x | w, p_x = 1)} \\
 &= \left(\frac{pr(p_x = 0 | x, w)}{pr(p_x = 1 | x, w)} \right) \left(\frac{pr(p_x = 1 | w)}{pr(p_x = 0 | w)} \right)
 \end{aligned} \tag{3')$$

La dernière équation découle de la règle de Bayes, et les ratios peuvent être estimés facilement au moyen d'un modèle logit¹⁰. En disposant d'une estimation de $\widehat{\psi}_{x|w}(x, w)$, nous pouvons estimer la densité contrefactuelle sous la forme $\kappa(K, h, \theta'_i)$ où $\theta'_i = \theta_i \widehat{\psi}_{x|w}^j(x, w)$.

9. Ce qui restreint K à une certaine classe de fonctions.

10. Autrement dit, les ratios sont simplement des rapports de cotes exprimant la possibilité d'être dans la province 1 ou 0 sachant x et w . Bien que DiNardo, Fortin et Lemieux aient utilisé le probit, nous utilisons le logit pour faciliter les calculs et parce que la moyenne des probabilités prévues de réussite est égale à la proportion moyenne d'échantillon si le modèle contient un terme constant.

La densité contrefactuelle pour les différences de caractéristiques du milieu familial de l'élève s'obtient de façon similaire.

$$\begin{aligned}
 f_1(y; p_y = 1, p_x = 0, p_w = 1) \\
 &= \int \int_{x \ z} f(y | x, w) dF(x | w, p_x = 0) dF(w | p_z = 0) \\
 &= \int \int_{x \ z} f(y | x, w) \psi_{x|w}(x, w) dF(x | w, p_x = 1) \psi_w(w) dF(w | p_z = 1)
 \end{aligned} \tag{4}$$

où $\psi_{x|w}(x, w)$ est définie comme auparavant et

$$\psi_w(w) = \frac{dF(w | p_w = 0)}{dF(w | p_w = 1)} = \left(\frac{pr(p_w = 0 | w)}{pr(p_w = 1 | w)} \right) \left(\frac{pr(p_w = 1)}{pr(p_w = 0)} \right). \tag{4'}$$

De nouveau, la dernière égalité découle de la règle de Bayes et les ratios peuvent être estimés au moyen de modèles logit. En disposant d'une estimation de $\widehat{\psi}_w(w)$, nous estimons la densité contrefactuelle pour les différences de caractéristiques de l'école et de milieu familial sous la forme $\kappa(K, h, \theta_i^n)$ où $\theta_i^n = \theta_i^i \widehat{\psi}_w^i(w)$.

Dans la présente étude, nous distinguons la contribution du rapport élèves-enseignants de celle du temps d'enseignement. Donc, selon le même processus, nous isolons à partir du vecteur de caractéristiques de l'école x , un sous-ensemble s représentant la distribution des rapports élèves-enseignants, des variables de temps d'enseignement et de leurs interactions (en gardant les autres caractéristiques de l'école dans x). En suivant les mêmes étapes que précédemment, nous obtenons la fonction de pondération (si s était pris en considération pour commencer)

$$\begin{aligned}
 \psi_{s|x,w}(s, x, w) &\equiv \frac{dF(s | x, w, p_s = 0)}{dF(s | x, w, p_s = 1)} \\
 &= \left(\frac{pr(p_s = 0 | s, x, w)}{pr(p_s = 1 | s, x, w)} \right) \left(\frac{pr(p_s = 1)}{pr(p_s = 0)} \right)
 \end{aligned} \tag{5}$$

Enfin, en simplifiant la notation $\widehat{f}(y; p_y = i, p_s = i, p_x = i, p_w = i)$ sous la forme \widehat{f}_{iii} , nous décomposons les différences entre les densités comme suit :

$$\widehat{f}_{1111} - \widehat{f}_{0000} = \widehat{f}_{1111} - \widehat{f}_{1011} + \widehat{f}_{1011} - \widehat{f}_{1001} + \widehat{f}_{1001} - \widehat{f}_{1000} + \widehat{f}_{1000} - \widehat{f}_{0000} \tag{6}$$

Les différences qui figurent dans le deuxième membre de l'équation représentent, dans l'ordre, la contribution des différences de rapport élèves-enseignants et de temps d'enseignement, la contribution des autres caractéristiques de l'école, la contribution du milieu familial des élèves et un résidu. Comme les résultats pourraient être sensibles à l'ordre de décomposition, nous décomposons également la différence entre les densités en ordre inverse aux fins de comparaison.

La mise en grappes des données ne présente aucun des problèmes directs d'estimation qui se poseraient dans le contexte de la régression linéaire. La mise en grappes laisse entendre que les résultats sont corrélés à l'intérieur des écoles, ce qui, dans le contexte de la régression, viole l'une des hypothèses qui sous-tendent le modèle de régression linéaire classique. Il s'agit de l'une des raisons mentionnées très fréquemment de l'utilisation d'approches d'estimation telles que le modèle linéaire hiérarchique pour estimer les paramètres de régression. Les estimations de Kernel de la fonction de densité par la méthode du noyau ne requièrent pas d'hypothèse au sujet de l'indépendance des observations. Cependant, la corrélation a une incidence sur l'inférence. Comme nous l'avons mentionné plus haut, l'estimation de la variance des estimations par la régression non paramétrique et des estimations de la densité est un sujet qui continue d'être débattu dans la littérature. Les méthodes de rééchantillonnage, comme le bootstrap ou le jackknife sont souvent recommandées¹¹. Les méthodes de rééchantillonnage sont avantageuses si l'on utilise des données d'enquête complexes (comme les données canadiennes de l'EJET/PISA) si les processus de sélection de l'échantillon sont appliqués pour produire les échantillons répétés et que les poids de sondage sont recalculés en conséquence. Dans le cas du PISA, la méthode des répliques répétées équilibrées (méthode BRR) a été utilisée pour obtenir 80 échantillons répétés pour l'estimation de la variance. Chaque échantillon est représenté par un poids unique et les poids peuvent être utilisés pour calculer la variation d'échantillonnage d'une statistique estimée d'après les données.

IV. Données

Nous utilisons les résultats canadiens du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) réalisé par les pays de l'OCDE en avril et mai 2000. Le PISA est basé sur un plan de sondage à deux degrés, où environ 1 200 écoles sont échantillonnées au premier degré et un échantillon aléatoire d'élèves de 15 ans est sélectionné dans les écoles au deuxième degré¹². Les élèves ont subi un test écrit de deux heures contenant des questions visant à évaluer leurs compétences en lecture, en mathématiques et en sciences. Le principal domaine d'évaluation du PISA 2000 était la lecture, ce qui signifie qu'environ les deux tiers des items du test avaient trait aux capacités en lecture. En outre, les élèves qui ont subi le test et les directeurs de leurs écoles ont répondu à un questionnaire d'enquête. Au Canada, le PISA a été intégré à l'Enquête longitudinale sur les jeunes en transition (EJET), si bien que les élèves participant au PISA ont également répondu au questionnaire de cette enquête. L'échantillon canadien résultant comptait environ 30 000 élèves, effectif beaucoup plus important que celui d'autres pays, ce qui a permis une analyse au niveau provincial.

Les données contiennent deux mesures de la taille de la classe. La première, autodéclarée par les élèves, correspond à leur estimation du nombre moyen d'élèves dans leurs cours de langue, de

11. Donald, Green et Paarsch (2000) fournissent un estimateur non paramétrique de rechange de la fonction de distribution cumulative (FDC) qui est basé sur les calculs utilisés pour obtenir les taux de risque. Leur approche permet de spécifier les erreurs-types et de calculer les effets marginaux.

12. L'ensemble de données finales comportait 1 117 écoles pour l'évaluation des compétences en lecture et en sciences, et 1 116 écoles pour l'évaluation des compétences en mathématiques. Le nombre d'élèves était de 29 687 pour l'évaluation des compétences en lecture et de 16 489 pour celle des compétences en mathématiques et en sciences.

mathématiques et de sciences (autrement dit, il existe une variable pour chaque type de cours). La valeur de ces variables varie à l'intérieur des écoles, ce qui reflète les divers choix de cours des élèves. La deuxième mesure est le rapport élèves-enseignants, c'est-à-dire le rapport du nombre d'élèves au nombre d'enseignants. Ces deux variables ont chacune des avantages, mais, comme nous l'avons mentionné plus haut, nous nous concentrons sur le rapport élèves-enseignants.

Les données sur le temps d'enseignement proviennent du questionnaire de l'école. Ces données, fournies par les directeurs d'école, donnent le nombre de semaines dans une année scolaire, le nombre habituel de cours par semaine et le nombre habituel de minutes par cours. Le nombre de jours par semaine n'est pas recueilli. Néanmoins, les données permettent de se faire une idée de la répartition du temps d'enseignement par les administrateurs scolaires.

Dans les décompositions, le premier facteur est la distribution de la taille de la classe, des trois variables de temps d'enseignement, du nombre total d'heures d'enseignement par année et de l'interaction de ces variables avec le rapport élèves-enseignants¹³. Ces variables brossent le tableau le plus complet pouvant être produit d'après les données utilisées de la variation interprovinciale de la répartition des ressources d'enseignants.

Il convient de souligner que le questionnaire de l'école fournit des renseignements sur la proportion d'enseignants titulaires de divers diplômes avec spécialisation en lecture, en sciences, en mathématiques et en pédagogie. Comme le nombre de valeurs manquantes pour ces variables était important et réduisait significativement la taille de l'échantillon disponible pour l'estimation, nous ne les avons pas utilisées. Contrairement à la Troisième enquête internationale sur les mathématiques et les sciences (TEIMS), le PISA ne prévoyait pas l'échantillonnage de classes entières, si bien qu'aucun sondage n'a été réalisé auprès des enseignants.

Les variables ayant trait aux élèves ont été choisies de façon à refléter les caractéristiques considérées comme étant les plus extérieures au système scolaire. Pour cette raison, nous nous concentrons sur des indicateurs du lieu de naissance (des élèves et des parents), la situation de famille monoparentale, le niveau de scolarité et la profession des parents, la situation d'activité des parents au moment de l'enquête et la mesure dans laquelle l'élève parle la langue du test à la maison¹⁴. Lors du choix des variables relatives à l'école, nous avons cherché à saisir les variations interprovinciales des caractéristiques auxquelles il est accordé beaucoup d'attention dans la littérature didactique et dans les débats publics. Les données sur les autres caractéristiques de l'école proviennent du questionnaire de l'école. Les variables comprennent des variables nominales pour la collectivité dans laquelle se situe l'établissement, des variables nominales reflétant la mesure dans laquelle l'établissement utilise des tests normalisés et la façon dont les évaluations des élèves sont utilisées par les administrateurs scolaires, ainsi que des mesures du moral des enseignants fournies par les directeurs d'école.

13. Le nombre total d'heures d'enseignement par année équivaut à l'interaction des variables du nombre de semaines par année, nombre de cours par semaine et nombre de minutes par cours.

14. Au moment de la réalisation de la présente analyse, les données sur les variables du questionnaire de l'EJET à l'intention des parents n'étaient pas disponibles.

Dans la présente étude, la variable dépendante correspond aux résultats de l'évaluation des compétences en lecture. Il existe, en fait, cinq variables par élève qui reflètent les résultats au test. Ces « valeurs plausibles » offrent un moyen d'estimer des statistiques de population agrégées (comme le rendement moyen) ne souffrant pas des biais inhérents à d'autres méthodes d'estimation, particulièrement dans le cas de tests comptant un assez petit nombre d'items¹⁵. Des statistiques agrégées peuvent être estimées au moyen de n'importe quel ensemble de valeurs plausibles. Toutefois, il est recommandé de se servir des cinq valeurs. Dans le cas des estimations de densité utilisées ici, cela signifie que la densité présentée (en utilisant la notation de l'équation (7)) est

$$\hat{f}_{iii} = \frac{1}{J} \sum_j \hat{f}_{iii,j} \quad (7)$$

où l'indice j indique les valeurs plausibles J . L'utilisation de valeurs plausibles introduit une autre source de variation liée au processus utilisé pour les estimer. Si v_j est la variation d'échantillonnage de $\hat{f}_{iii,j}$, alors

$$v = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J v_j + \left(1 + \frac{1}{J}\right) \left(\frac{1}{J-1}\right) \sum_{j=1}^J (\hat{f}_{iii,j} - \hat{f}_{iii})^2. \quad (8)$$

Comme nous l'avons mentionné plus haut, nous obtenons les variances d'échantillonnage v_j en nous servant des poids obtenus par la méthode des répliques répétées équilibrées (méthode BRR) fournis avec les données du PISA.

Des valeurs seuils de niveau compétence ont été fournies avec les données pour rendre plus concrètes l'échelle de notation utilisée pour les résultats du test. Ces niveaux de compétence (1 à 5) reflètent les capacités particulières acquises par un élève ayant atteint le niveau en question. Pour des précisions, consulter (OCDE, 2002).

V. Résultats

Le tableau 1 donne le rapport moyen élèves-enseignants, le nombre total annuel d'heures d'enseignement, le nombre de semaines par année, le nombre de cours par semaine et le nombre de minutes d'enseignement par cours par province. Nous présentons les données pondérées en fonction des élèves, ainsi qu'en fonction des écoles. Nous constatons qu'en moyenne, en Alberta, les classes sont plus grandes (taille mesurée par le rapport élèves-enseignants) et que le nombre annuel d'heures d'enseignement est plus élevé que dans les autres provinces. Cependant, les chiffres moyens masquent certaines caractéristiques importantes de la distribution de la taille de la classe et de la répartition du temps d'enseignement. Le tableau 2 donne la distribution de la taille de la classe par catégorie de taille selon la province. L'examen de cette distribution montre que très peu d'écoles ont des classes très petites (moins de 10 élèves) et que la proportion de

15. Pour une discussion des valeurs plausibles, voir Mislvey (1991). Pour une discussion plus générale dans le contexte des données du PISA sur le rendement des élèves, voir OCDE (2002).

cette catégorie de classes est la même en Alberta que dans les autres provinces. Comparativement aux autres provinces, l'Alberta a une part beaucoup plus petite d'écoles dans la catégorie des classes de 10 à 19 élèves et une part beaucoup plus grande dans la catégorie des classes de 20 à 29 élèves. Cette province compte aussi une part importante d'écoles dans la catégorie des classes de 30 élèves et plus, mais cette part est comparable à celle enregistrée pour d'autres provinces, comme la Nouvelle-Écosse, le Manitoba et le Québec. Le tableau 3 donne le nombre modal de semaines par année, de cours par semaine et de minutes par cours, ainsi que le pourcentage d'écoles se situant sous la valeur modale. L'année scolaire de la plupart des écoles du Canada compte 40 semaines ou moins, mais l'Alberta possède une plus forte proportion d'écoles correspondant à la valeur modale de 40 que les autres provinces. Les différences les plus importantes en ce qui concerne la répartition du temps d'enseignement sont le nombre et la durée des cours. Le nombre de cours par semaine est plus faible pour le reste du Canada, 84 % d'écoles offrant 30 cours ou moins par semaine, qu'en Alberta, où le nombre modal de cours par semaine est de 40. Par conséquent, la durée typique d'un cours est de 75 minutes pour le reste du Canada, tandis que la variation est beaucoup plus importante en Alberta, où 17 % d'écoles offrent des cours de 40 minutes et environ les deux tiers, des cours de moins d'une heure. Brièvement, bien qu'en moyenne, le rapport élèves-enseignants soit plus élevé en Alberta que pour d'autres provinces, les élèves reçoivent un plus grand nombre total d'heures d'enseignement, ventilé en un nombre plus grand de cours de plus courte durée par semaine.

Les figures 1 à 3 illustrent les différences entre l'Alberta et chacune des autres provinces en ce qui concerne les distributions du rendement en lecture, en mathématiques et en sciences, respectivement. Les barres verticales représentent une fonction indicatrice qui prend une valeur non nulle aux points où l'écart entre les deux densités est statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %. Les deux densités sont significativement différentes en un point donné si leurs intervalles de confiance en ce point ne se chevauchent pas. Nous avons calculé les intervalles de confiance en utilisant les poids calculés par la méthode des répliques répétées équilibrées (méthode BRR) fournis avec les données. Les profils concordent avec ceux obtenus lorsqu'on examine uniquement le rendement moyen. Les provinces de l'Est sont celles qui diffèrent le plus de l'Alberta, comme l'indique la plus grande zone de notes au test pour lesquelles les densités sont significativement différentes.

Un avantage de l'estimateur à noyau de la densité et de la décomposition DFL est qu'ils permettent une représentation graphique aisée de l'effet de divers facteurs sur les écarts observés entre les notes au test. Nous commençons par présenter et discuter les résultats graphiques. Tout au long de la présente section, l'expression « taille de la classe » fait référence au rapport élèves-enseignants.

V.1 Contribution des différences entre les rapports élèves-enseignants et entre les temps d'enseignement

La figure 4 montre l'effet de l'ajustement de la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement de sorte qu'elle coïncide avec celle relevée pour l'Alberta sur la distribution du rendement en lecture dans les provinces de l'Atlantique. Les graphiques révèlent une amélioration appréciable de la distribution pour Terre-Neuve-et-Labrador et pour le

Nouveau-Brunswick. À Terre-Neuve-et-Labrador, un beaucoup plus grand nombre d'élèves atteindraient ou s'approcheraient du niveau 4 de compétence. Au Nouveau-Brunswick, un plus grand nombre d'élèves dépasseraient le niveau 5 de compétence. À l'Île-du-Prince-Édouard, une plus forte proportion d'élèves se situeraient entre les niveaux 1 et 2 et entre les niveaux 3 et 4 de compétence. En Nouvelle-Écosse, la situation ne changerait pour ainsi dire pas.

En examinant de plus près la proportion d'élèves n'atteignant pas le niveau 1 de compétence, nous constatons que l'amélioration serait faible au Nouveau-Brunswick, mais plus importante en Nouvelle-Écosse. Donc, l'effet des différences entre les rapports élèves-enseignants et entre les temps d'enseignement n'est pas uniforme tout au long de la distribution du rendement. L'adoption de la distribution du rapport élèves-enseignants et du temps d'enseignement de l'Alberta désavantagerait les élèves les plus faibles en lecture de ces provinces.

Des résultats semblables s'observent pour l'évaluation des compétences en mathématiques. L'OCDE n'a fourni aucun intervalle de niveau de compétence pour les résultats de l'évaluation des compétences en mathématiques ou en sciences, contrairement à celle des compétences en lecture. La figure 5 donne la distribution du rendement des élèves que l'on observerait dans les provinces de l'Atlantique si le rapport élèves-enseignants et le temps d'enseignement durant l'année avaient la même distribution qu'en Alberta. Les droites verticales indiquent la note au test moyenne internationale (500). À Terre-Neuve-et-Labrador, la plupart des élèves atteindraient un niveau supérieur à la moyenne internationale. À l'Île-du-Prince-Édouard, c'est l'inverse que l'on observerait. En Nouvelle-Écosse, il n'y aurait pratiquement aucune modification de la distribution du rendement des élèves et au Nouveau-Brunswick, la courbe de distribution du rendement serait décalée vers la droite, sauf en ce qui concerne la queue inférieure, où la proportion d'élèves atteignant ce niveau ne changerait pas.

La figure 6 donne les résultats pour l'évaluation des compétences en sciences. À Terre-Neuve-et-Labrador, un plus grand nombre d'élèves atteindraient un niveau inférieur à la moyenne internationale. À l'Île-du-Prince-Édouard, un plus grand nombre d'élèves se situeraient au niveau international moyen ou un peu au-dessous de ce niveau, mais au détriment de la proportion d'élèves ayant les notes élevées et non de ceux ayant les notes faibles. La Nouvelle-Écosse verrait croître légèrement le nombre d'élèves ayant un résultat supérieur à la moyenne internationale, aux dépens de ceux ayant les notes plus faibles. Enfin, au Nouveau-Brunswick, l'avantage serait évident, la distribution étant décalée presque entièrement vers la droite.

Les résultats graphiques donnent à penser que, si la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement observée en Alberta était en vigueur dans les provinces de l'Atlantique, la distribution résultante des notes au test dépendrait de la province et de la matière évaluée. Dans la plupart des cas, certains élèves seraient avantagés, tandis que d'autres pas. C'est probablement au Nouveau-Brunswick, où les élèves atteignant le niveau le plus faible de compétence en lecture ne bénéficieraient pas des nouvelles conditions, que ce résultat est le plus évident.

V.2 Contribution des différences concernant les autres caractéristiques de l'école

Le rapport élèves-enseignants et le temps d'enseignement ne sont que deux des caractéristiques de l'école prises en considération dans notre étude. Si nous ajustons en outre la distribution d'autres caractéristiques de l'école afin qu'elle corresponde à celle observée en Alberta, nous ne constatons que de faibles différences dans les distributions contrefactuelles pour Terre-Neuve-et-Labrador et l'Île-du-Prince-Édouard, une légère réduction de la proportion d'élèves se situant entre les niveaux 1 et 3 de compétence en Nouvelle-Écosse et une très légère augmentation de la proportion d'élèves se situant sous le niveau 1 de compétence au Nouveau-Brunswick.

Si nous considérons l'évaluation des compétences en mathématiques, nous observons peu de changement pour le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Écosse et des notes au test distribuées plus uniformément à Terre-Neuve-et-Labrador. Ici, un beaucoup plus grand nombre d'élèves atteindraient un niveau inférieur à la moyenne internationale. Enfin, la figure 9 montre l'effet qu'aurait l'ajustement d'autres caractéristiques que la distribution du rapport élèves-enseignants et du temps d'enseignement sur les résultats de l'évaluation des compétences en sciences. Ici, nous observons un accroissement de la proportion d'élèves atteignant un niveau de compétence supérieur à la moyenne internationale pour Terre-Neuve-et-Labrador et une diminution de la proportion d'élèves situés dans la queue inférieure de la distribution pour la Nouvelle-Écosse.

V.3 Contribution des différences de caractéristiques du milieu familial de l'élève

Les différences de distribution des caractéristiques de la population d'élèves semblent avoir leur effet sur la queue inférieure de la distribution. La figure 10 montre l'effet de l'ajustement de la distribution des caractéristiques du milieu familial de l'élève de sorte qu'elle corresponde avec celle observée en Alberta sur les différences de rendement en lecture. Nous constatons que ces différences de caractéristiques ont tendance à contribuer à l'écart de rendement observé par rapport à l'Alberta. À Terre-Neuve-et-Labrador, une plus grande proportion d'élèves atteindraient le niveau 4 de compétence et à l'Île-du-Prince-Édouard, le niveau 3 de compétence. En Nouvelle-Écosse, l'effet serait faible. Au Nouveau-Brunswick, une plus grande proportion d'élèves s'approcheraient du niveau 5 de compétence et, fait encore plus important, une proportion plus faible se situerait sous le niveau 1 de compétence. Des profils semblables s'observent pour l'évaluation des compétences en mathématiques (figure 11). Enfin, nous faisons les mêmes observations pour l'évaluation des compétences en sciences. Ajuster la distribution des caractéristiques du milieu familial de l'élève de sorte qu'elle coïncide avec celle observée pour les élèves de l'Alberta pourrait signifier qu'une plus grande proportion d'élèves atteindraient le niveau moyen international à Terre-Neuve-et-Labrador et à l'Île-du-Prince-Édouard. Une plus faible proportion d'élèves se situeraient sous la moyenne internationale en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick.

V.4 Décomposition de certaines statistiques : distribution du rendement en lecture

Nous pouvons utiliser les densités estimées pour calculer diverses statistiques, y compris le rendement moyen. Dans les tableaux 4 à 6, nous présentons les décompositions de certaines

statistiques de rendement pour les provinces de l'Atlantique. Comme aucune différence entre les mesures provinciales d'inégalité du rendement (comme le ratio du 80^e au 20^e centile ou du 90^e au 10^e centile) n'était significative, contrairement à DFL, nous ne présentons pas les décompositions des mesures d'inégalité. Nous décomposons les différences entre les moyennes et les écarts-types des distributions du rendement pour toutes les matières évaluées. Dans le cas de l'évaluation des compétences en lecture, nous décomposons aussi les différences entre les proportions d'élèves dont la note est comprise dans les divers intervalles de niveau de compétence. Les intervalles correspondants ne sont pas disponibles pour les évaluations des compétences en mathématiques et en sciences. Pour ces matières, nous décomposons les différences entre les déciles.

Pour chaque province, la ligne intitulée « Réelle » contient la valeur de la statistique provenant de la densité estimée réelle pour la province en question. Les lignes suivantes ont trait aux trois fonctions de densité contrefactuelles. La première est l'effet de l'ajustement du ratio élèves-enseignants et du temps d'enseignement de façon à ce que leur distribution concorde avec celle observée pour l'Alberta, la ligne suivante correspond à l'ajustement des autres caractéristiques de l'école de façon à ce que leur distribution concorde avec celle observée pour l'Alberta et la dernière correspond au cas où les caractéristiques du milieu familial de l'élève sont fixées pour que leur distribution concorde avec celle observée pour l'Alberta.

Si la distribution du ratio élèves-enseignants et du temps d'enseignement correspondait à celle de l'Alberta, la note moyenne des élèves du Nouveau-Brunswick augmenterait pour égaler celle des élèves de l'Alberta, soit 550. Nous voyons que ce changement est dû principalement à une réduction de la proportion d'élèves se situant entre les niveaux 1 et 3 de compétence et à une augmentation de la proportion de ceux ayant un rendement supérieur au niveau 5 de compétence. Faire coïncider la distribution des autres caractéristiques de l'école avec celle observée pour l'Alberta produit un accroissement de la proportion d'élèves se situant aux niveaux inférieurs de compétence et une diminution de la proportion d'élèves se situant au-dessus du niveau 4. Ces changements résultent en une moyenne dont la valeur est inférieure à celle obtenue en ajustant la distribution de la taille de la classe uniquement, mais supérieure à la moyenne originale. Le rendement des élèves du Nouveau-Brunswick serait meilleur, en moyenne, si la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement dans cette province correspondait à celle de l'Alberta, et ces différences semblent être celles qui contribuent le plus aux écarts entre le rendement moyen au Nouveau-Brunswick et en Alberta. Cependant, la contribution relative des caractéristiques du milieu familial de l'élève et des caractéristiques de l'école à la différence totale de rendement varie selon la région de la distribution des rendements. Alors que la taille de la classe et le temps d'enseignement importe plus dans la partie supérieure de la distribution, les différences de caractéristiques des élèves importent davantage à l'extrémité inférieure de cette distribution.

Néanmoins, ces profils ne s'observent pas pour toutes les provinces de l'Atlantique, comme le laisse entendre les résultats graphiques. En Nouvelle-Écosse, les différences entre les distributions de la taille de la classe et du temps d'enseignement contribuent, en fait, aux écarts observés dans la queue inférieure de la distribution. En l'absence de ces différences, une plus faible proportion d'élèves se situeraient sous le niveau 2 de compétence. Il en résulterait une légère augmentation du rendement moyen, donnant à penser que les différences en ce qui

concerne la taille de la classe et le temps d'enseignement contribuent moins à l'écart de rendement observé entre la Nouvelle-Écosse et l'Alberta qu'à celui constaté entre cette dernière et le Nouveau-Brunswick. Pour Terre-Neuve-et-Labrador, les différences entre les distributions de la taille de la classe et du temps d'enseignement contribuent également aux écarts entre les rendements moyens, mais dans une moindre mesure que pour le Nouveau-Brunswick; en l'absence de ces différences, le rendement moyen à Terre-Neuve-et-Labrador serait plus élevé. Ce changement serait dû à une plus forte proportion d'élèves se situant dans l'intervalle de niveau de performance de 3 à 4. Donc, ces différences contribuent davantage à l'écart dans ce cas-ci. Elles *réduisent* l'écart entre le nombre d'élèves se situant aux niveaux inférieurs de compétence à Terre-Neuve-et-Labrador. En leur absence, une plus grande proportion d'élèves se trouveraient aux niveaux 1 et 2 de compétence. Curieusement, pour Terre-Neuve-et-Labrador, les caractéristiques du milieu familial de l'élève agissent dans la même partie de la distribution du rendement.

Le tableau 5 donne les statistiques pour l'évaluation des compétences en mathématiques. Comme nous l'avons déjà mentionné, aucun intervalle de niveau de compétence n'a été défini pour les mathématiques ni pour les sciences. Nous décomposons les différences entre les 10^e, 25^e, 50^e, 75^e et 90^e centiles des distributions du rendement. De nouveau, nous ne calculons aucune mesure d'inégalité, parce que nous n'avons pas décelé de différence interprovinciale significative concernant ce type de mesure. Pour Terre-Neuve-et-Labrador, faire coïncider la distribution de rapport élèves-enseignants et du temps d'enseignement avec celle observée pour l'Alberta produit des valeurs moyenne et médiane plus élevées du rendement qui semblent être sous-tendues par de meilleurs résultats à l'extrémité inférieure de la distribution. Lorsqu'on fait également correspondre la distribution des autres caractéristiques de l'école avec celles observées pour l'Alberta, ces améliorations semblent disparaître. Enfin, les différences de caractéristiques des élèves paraissent sous-tendre l'écart de rendement en mathématiques entre Terre-Neuve-et-Labrador et l'Alberta. Si elles sont éliminées, le rendement moyen et, particulièrement, le rendement médian augmentent, mais cette amélioration semble être due à des progrès à l'extrémité supérieure de la distribution du rendement.

Pour l'Île-du-Prince-Édouard, le rendement moyen ou médian varie peu quand on élimine les différences entre les distributions de la taille de la classe et du temps d'enseignement. Nous constatons toutefois des améliorations dans la moitié inférieure de la distribution qui sont masquées par une réduction du rendement à l'extrémité supérieure. Lorsque la distribution des autres caractéristiques de l'école coïncide avec celle observée pour l'Alberta, des améliorations appréciables persistent dans la moitié inférieure de la distribution, mais les rendements moyen et médian sont plus faibles. Par contre, le Nouveau-Brunswick enregistrerait un accroissement important des rendements moyen et médian, sous-tendu principalement par des améliorations dans la queue supérieure de la distribution. Si toutes les caractéristiques de l'école coïncident avec celles relevées en Alberta, les rendements moyen et médian varient peu, mais ce résultat est dû à une amélioration dans la moitié supérieure de la distribution, qui est compensée par une diminution à l'extrémité inférieure de la distribution. Pour la Nouvelle-Écosse, faire coïncider la distribution des variables de taille de classe et de temps d'enseignement avec celle observée pour l'Alberta a peu d'effet. L'ajustement de la distribution des autres caractéristiques de l'école améliore généralement la situation tout au long de la distribution. Les différences de

caractéristiques du milieu familial de l'élève semblent sous-tendre les écarts de rendement observés dans la moitié inférieure de la distribution.

Le tableau 6 donne les résultats pour le test de sciences. Nous voyons que le rendement des élèves du Nouveau-Brunswick s'améliorerait considérablement si la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement correspondait à celle observée pour l'Alberta. Ces améliorations seraient légèrement compensées si l'on faisait concorder la distribution des autres caractéristiques de l'école avec celles existant en Alberta. Pour la Nouvelle-Écosse, faire coïncider la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement avec celles existant en Alberta donnerait lieu à de légères améliorations des rendements moyen et médian qui seraient dues en grande partie à des changements dans la moitié inférieure de la distribution.

Aussi bien pour l'évaluation des compétences en mathématiques que des compétences en sciences, nous avons tendance à observer des résultats variables selon la province. Faire coïncider la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement avec celle de l'Alberta avantage certaines provinces en ce qui concerne le rendement moyen et médian, mais l'accroissement est sous-tendu par des améliorations soit dans la moitié supérieure soit dans la moitié inférieure de la distribution (selon la province et la matière évaluée). Dans certains cas, comme celui de l'évaluation des compétences en mathématiques en Nouvelle-Écosse, les rendements moyen et médian ne changent pas, mais cet effet masque des effets compensatoires appréciables dans les moitiés supérieure et inférieure de la distribution qui s'annulent.

V.5 Effet du double système linguistique en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick

Notre analyse des différences entre la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick et l'Alberta se complique du fait que les deux premières provinces comptent deux systèmes scolaires (anglophone et francophone), tandis que l'Alberta n'en compte qu'un seul. Dans les deux provinces, pour l'évaluation des compétences en lecture et des compétences en sciences, les rendements moyen et médian étaient plus élevés pour le secteur anglophone que pour le secteur francophone. Par contre, en ce qui concerne les compétences en mathématiques, le secteur anglophone enregistrait un rendement un peu meilleur au Nouveau-Brunswick et un rendement moyen moins bon en Nouvelle-Écosse. À la présente section, nous nous concentrons sur les secteurs anglophones de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick. Nous comparons les statistiques choisies estimées d'après les distributions contrefactuelles à celles des sections précédentes pour déterminer la contribution du secteur francophone aux résultats observés ici. Les tableaux 7, 8 et 9 donnent les résultats de ces provinces pour le rendement en lecture, en mathématiques et en sciences, respectivement.

En ce qui concerne la lecture, pour le Nouveau-Brunswick, nous constatons que faire coïncider la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement avec celle de l'Alberta a un effet presque opposé lorsqu'on considère uniquement le secteur anglophone. En examinant les deux secteurs regroupés (tableau 1), nous avons noté une augmentation importante du rendement moyen sous-tendue par une amélioration considérable dans tous les intervalles de niveau de compétence de la distribution du rendement, sauf un intervalle inférieur. Au tableau 7, le rendement moyen est nettement plus faible si l'on applique la distribution de la taille de la classe

et du temps d'enseignement de l'Alberta, et nous notons des proportions importantes d'élèves se situant dans les trois intervalles de niveau de compétence inférieur. Nous observons également un effet inverse pour les autres caractéristiques de l'école et les caractéristiques du milieu familial de l'élève. Donc, pour le Nouveau-Brunswick, il est important de faire la distinction entre les secteurs francophone et anglophone, car les résultats dans ces deux secteurs diffèrent en ce qui concerne le genre d'« expériences » réalisées ici. Nous obtenons des résultats comparables pour la Nouvelle-Écosse.

Par contre, pour l'évaluation des compétences en mathématiques au Nouveau-Brunswick, nous observons la même évolution si nous limitons l'application de la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement de l'Alberta au secteur anglophone, c'est-à-dire un accroissement du rendement moyen sous-tendu par d'importantes améliorations pour les 90^e et 80^e centiles à la partie supérieure de la distribution. Les effets des autres facteurs sont semblables. Il en est de même pour la Nouvelle-Écosse. En ce qui concerne les compétences en sciences, les résultats pour le secteur anglophone uniquement et pour l'ensemble de la population d'élèves semblent les mêmes, tant en Nouvelle-Écosse qu'au Nouveau-Brunswick.

V.6 Ordre de décomposition

Nous avons mentionné plus haut que l'ordre dans lequel nous considérons les facteurs dans la décomposition a un effet sur la contribution estimée de ces facteurs. Jusqu'à présent, dans nos décompositions, nous avons évalué l'effet des différences de caractéristiques de l'école avant de tenir compte de l'effet des différences de caractéristiques des élèves. Nous procédons ainsi parce que l'expérimentation de politique qui nous intéresse consiste à déterminer ce qui se passerait si les caractéristiques (en apparence) favorables des écoles de l'Alberta étaient adoptées par d'autres provinces *étant donné leur population particulière*. L'une de nos hypothèses principales est que les systèmes scolaires adoptent une organisation optimale sachant la population d'élèves qu'ils doivent servir. Bien qu'on puisse être tenté de soutenir qu'il serait avantageux pour d'autres provinces d'adopter certaines caractéristiques du système scolaire de l'Alberta, nous montrons que cette solution risque de ne pas être optimale pour tous les élèves dans l'autre province. En effet, nous avons vu que les caractéristiques des écoles de l'Alberta seraient avantageuses pour les élèves ayant un rendement élevé au Nouveau-Brunswick, mais pourraient nuire aux élèves moins doués. Ce genre d'observation devrait être pesée minutieusement par les décideurs et par ceux qui comparent les systèmes scolaires dans le cadre des politiques, sans tenir compte du fait que ces systèmes sont conçus pour répondre aux caractéristiques des populations locales.

Néanmoins, afin de vérifier la sensibilité de l'analyse, nous inversons l'ordre d'introduction des facteurs. Nous évaluons l'effet des différences entre les rapports élèves-enseignants et entre les temps d'enseignement après avoir appliqué les distributions des autres caractéristiques de l'école et des caractéristiques du milieu familial de l'élève observées en Alberta. Nous nous limitons ici à l'évaluation des compétences en lecture, comme il s'agissait du domaine d'évaluation principal du PISA de 1999. Le tableau 10 donne la décomposition en ordre inverse des statistiques de rendement en lecture mentionnées plus haut.

Dans le cas du Nouveau-Brunswick (différence interprovinciale de rendement la plus importante), nous constatons que faire coïncider la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement avec celle observée en Alberta fait augmenter le rendement moyen en réduisant la proportion d'élèves dans les trois niveaux de compétence inférieurs après qu'on ait déjà appliqué les distributions des caractéristiques des élèves et des caractéristiques de l'école observées en Alberta. Les autres caractéristiques de l'école réduisent le rendement moyen dans l'analyse en ordre inverse, ainsi qu'au tableau 4. Ce résultat est dû principalement au fait qu'un grand nombre d'élèves se situent aux niveaux les plus faibles de compétence. Pour la Nouvelle-Écosse et Terre-Neuve-et-Labrador, les résultats de l'analyse en ordre inverse pour la taille de la classe et le temps d'enseignement sont semblables à ceux obtenus lors de la première analyse présentée au tableau 4.

V. 7 Autres provinces

Enfin, nous considérons brièvement les résultats de la décomposition appliquée aux autres provinces et les différences par rapport à l'Alberta en ce qui concerne le rendement en lecture. Appliquer la distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement de l'Alberta réduit la proportion d'élèves se situant aux deux niveaux inférieurs de compétence pour le Québec, l'Ontario et le Manitoba, mais ne fait augmenter le rendement moyen que pour le Québec et le Manitoba. Pour la Saskatchewan et la Colombie-Britannique, le rendement moyen serait pire et cette détérioration serait sous-tendue par des changements dans l'extrémité inférieure de la distribution du rendement, où une proportion nettement plus grande d'élèves se trouveraient dans la fourchette des niveaux 1 à 2 de compétence. Si l'on faisait coïncider la distribution des autres caractéristiques de l'école avec celle observée en Alberta, une proportion plus faible d'élèves se situeraient aux deux niveaux inférieurs de compétence dans toutes les provinces sauf la Colombie-Britannique.

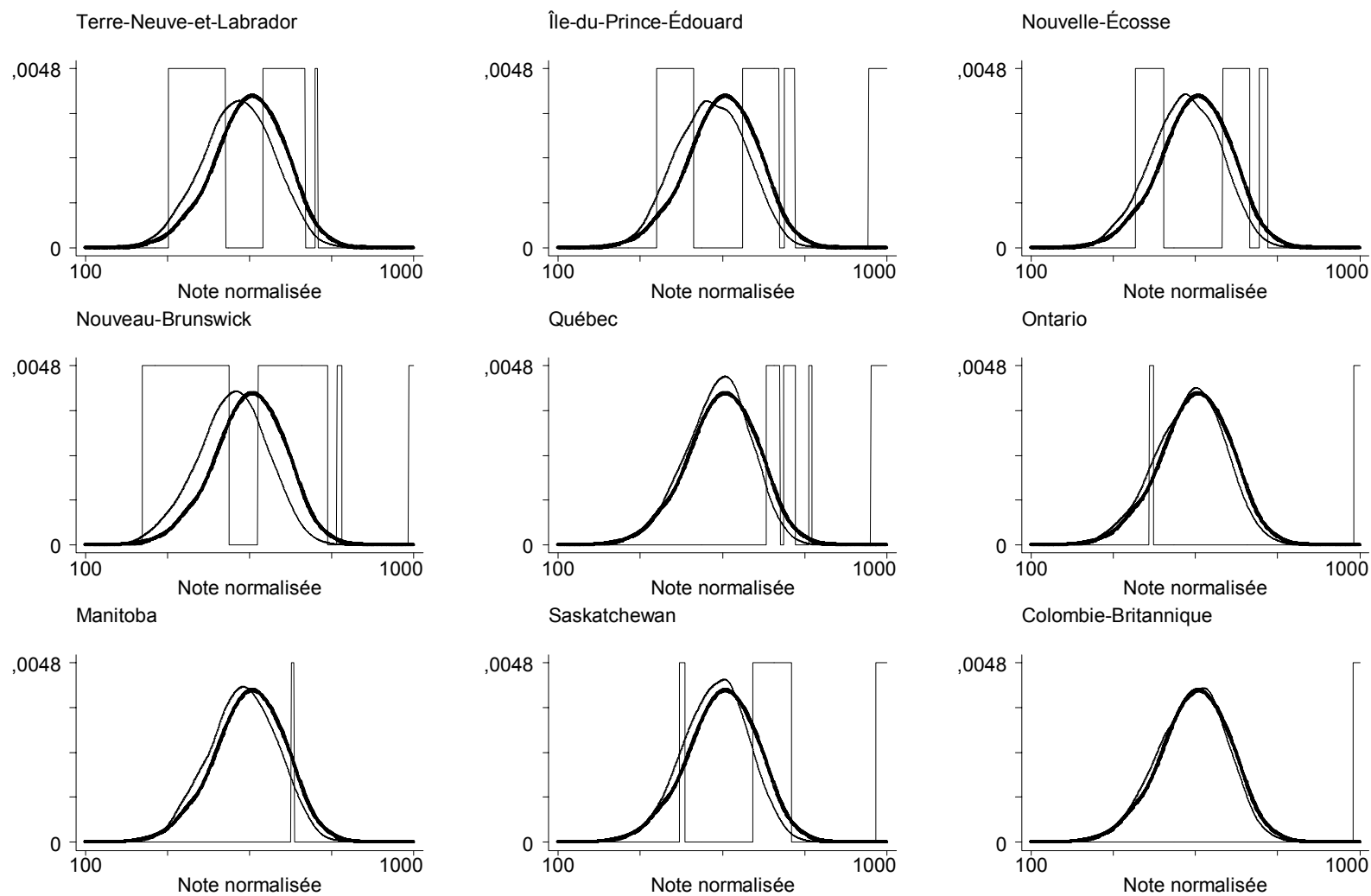
VI. Sommaire et conclusion

La présente étude porte sur la contribution des diverses caractéristiques des écoles et des élèves aux différences entre les distributions du rendement scolaire des élèves de 15 ans du secondaire au Canada. Elle est axée sur les différences entre l'Alberta et les provinces de l'Atlantique, car ces différences sont les plus importantes observées dans les données du PISA 2000. Notre approche consiste à examiner la distribution complète des notes au test plutôt que la moyenne uniquement. Nous nous intéressons à l'effet des différences de distribution du rapport élèves-enseignants et du temps d'enseignement, défini comme étant la répartition du nombre de minutes par cours, du nombre de cours par semaine et du nombre de semaines par année scolaire.

Nous dégageons des preuves que les caractéristiques de l'école sous-tendent les écarts observés entre les distributions du rendement en Alberta et dans les provinces de l'Atlantique. Par-dessus tout, nous constatons que la suppression des différences de distribution de la taille de la classe et du temps d'enseignement a plusieurs effets selon la province, la matière évaluée et la partie de la distribution du rendement prise en compte. Dans certains cas, la différence de rendement moyen ou médian n'est pas attribuable à des différences de taille de la classe et de temps

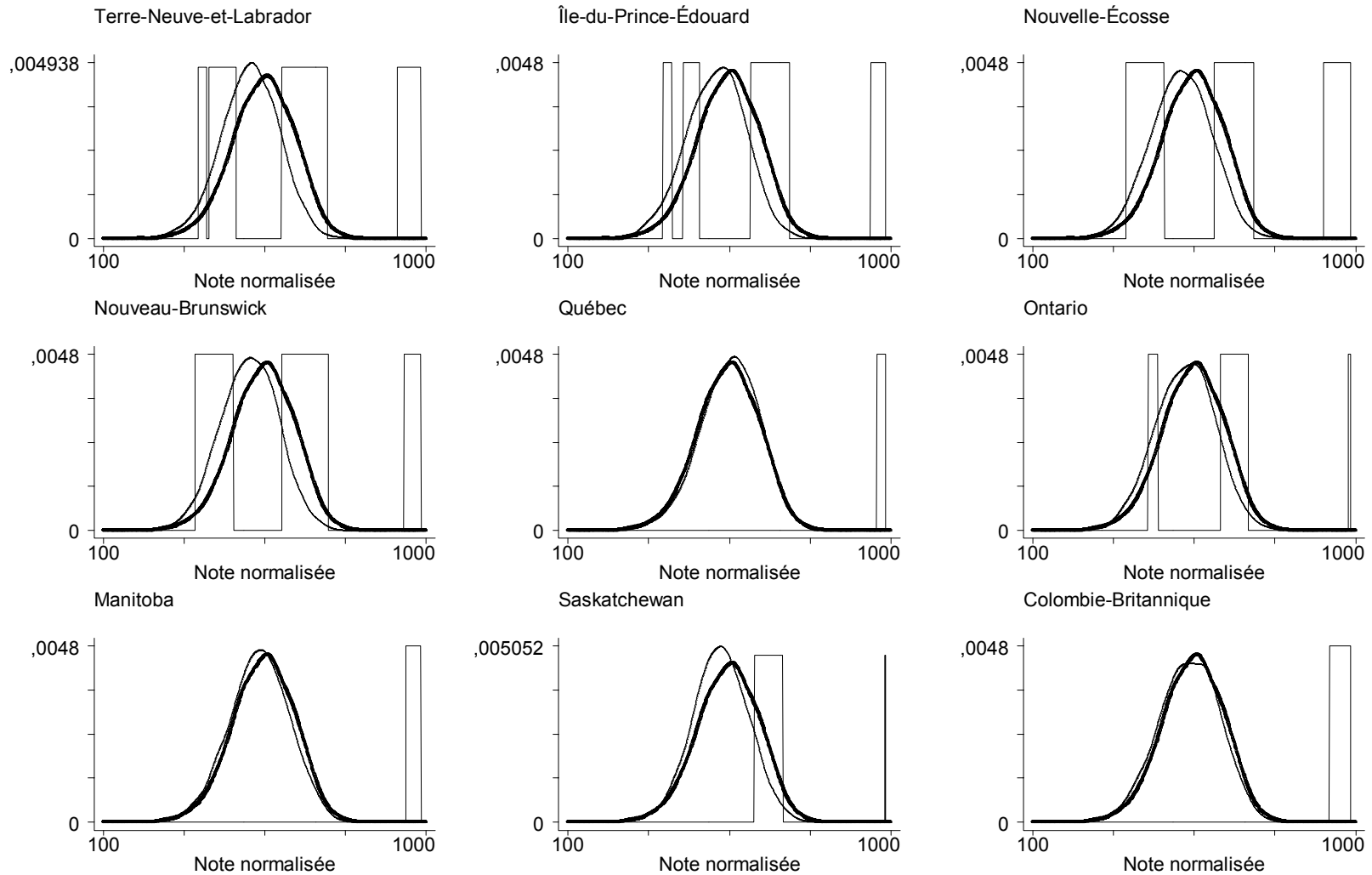
d'enseignement, mais cette absence apparente d'effet masque certains changements appréciables dans les diverses parties de la distribution du rendement. Dans les cas où les différences de taille de la classe et de temps d'enseignement contribuent aux différences de rendement moyen ou médian, l'effet n'est pas toujours dû à un décalage complet de la distribution contrefactuelle vers la droite. Très souvent, les différences de taille de la classe et de temps d'enseignement *réduisent* l'écart par rapport à l'Alberta dans une partie particulière de la distribution du rendement, un exemple étant le rendement en lecture au Nouveau-Brunswick. Dans ce cas, notre analyse donne à penser que l'élimination des différences de taille de la classe et de temps d'enseignement expliqueraient l'écart de rendement moyen, mais que la proportion d'élèves se situant au niveau de compétence le plus faible en lecture augmenterait. Cette observation pourrait tenir à la façon dont les écoles du Nouveau-Brunswick optimisent leur structure afin de répondre aux besoins de la population locale. Elle souligne aussi les compromis importants que doivent envisager les décideurs qui cherchent à introduire des réformes visant à améliorer le rendement aux évaluations. Ce genre de réforme pourrait ne pas avantager tous les élèves de la même façon, voire même être nuisible aux élèves moins doués.

Figure 1
Différences interprovinciales de distribution du rendement comparativement à l'Alberta (trait épais), lecture



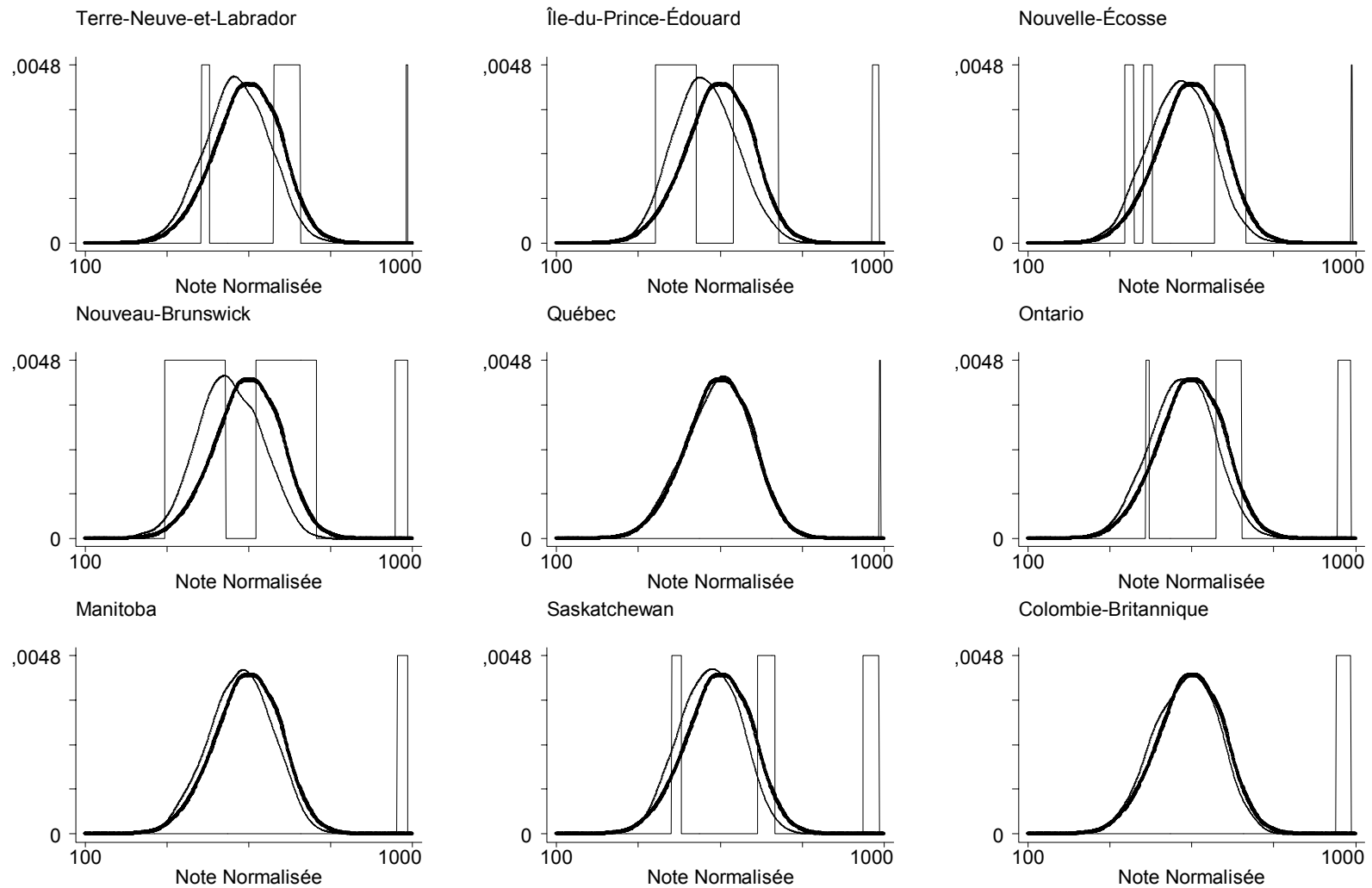
Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 2
Différences interprovinciales de distribution du rendement comparativement à l'Alberta (trait épais), mathématiques



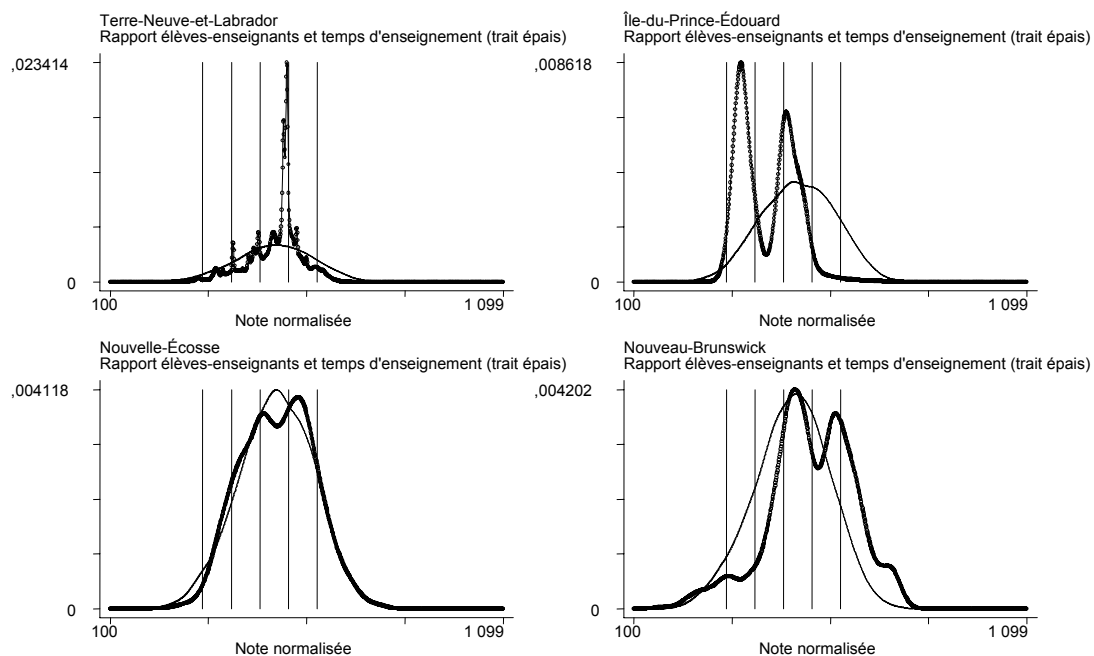
Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 3
Différences interprovinciales de distribution du rendement comparativement à l'Alberta (trait épais), sciences



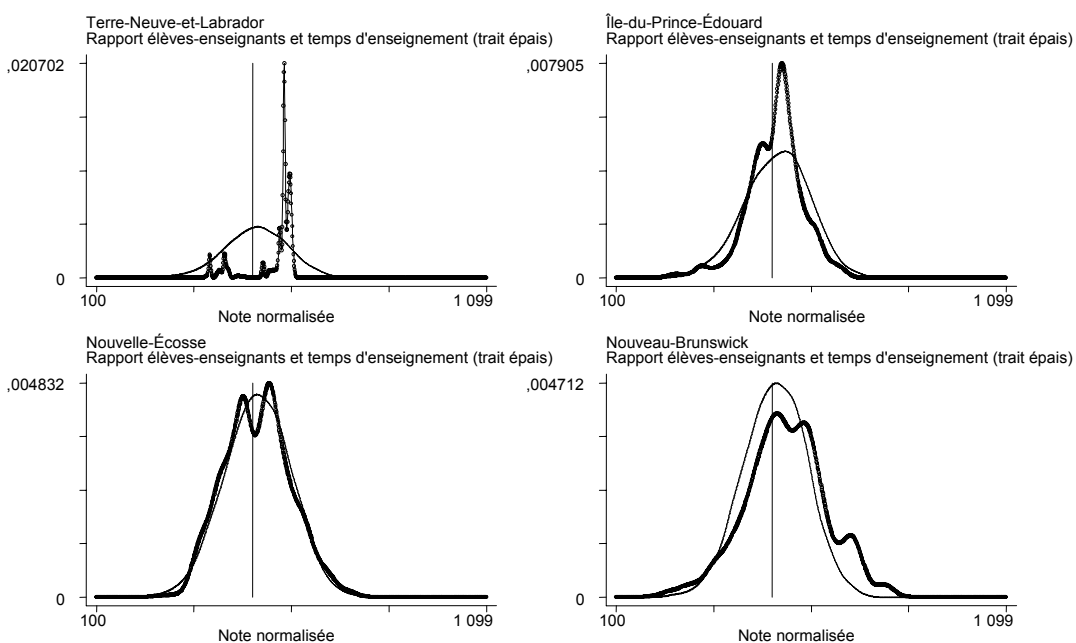
Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 4
Contribution du rapport élèves-enseignants et du temps d'enseignement : évaluation des compétences en lecture, provinces de l'Atlantique^a



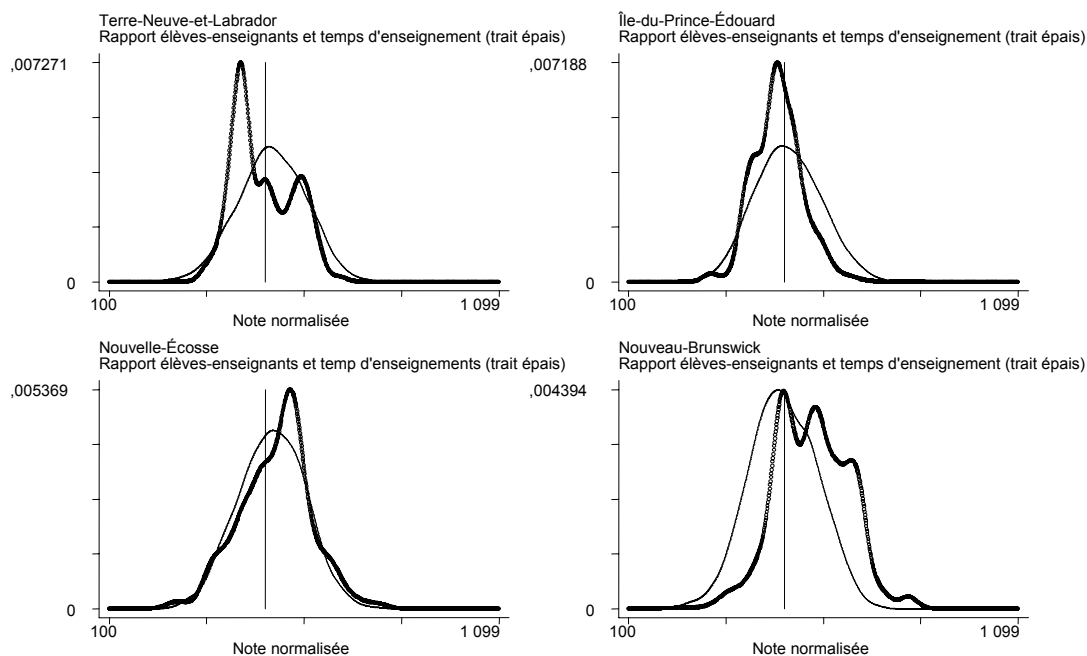
^a Les droites verticales représentent les seuils de niveau de compétence.
 Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 5
Contribution du rapport élèves-enseignants et du temps d'enseignement : évaluation des compétences en mathématiques, provinces de l'Atlantique^a



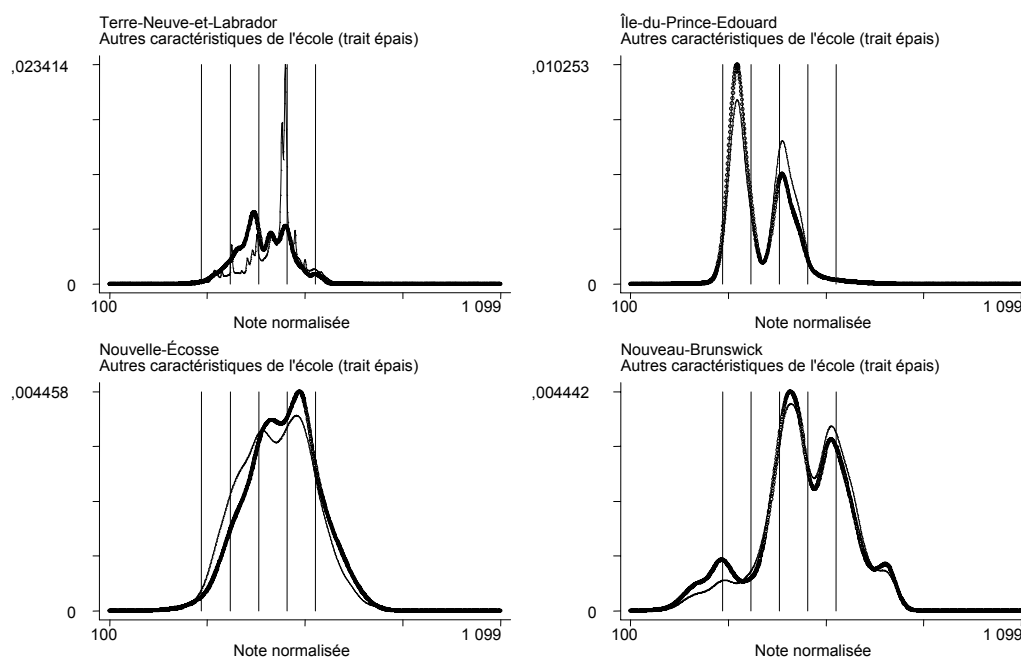
^a Les droites verticales représentent le résultat moyen du PISA pour la province concernée.
 Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 6
Contribution du rapport élèves-enseignants et du temps d'enseignement : évaluation des compétences en sciences, provinces de l'Atlantique^a



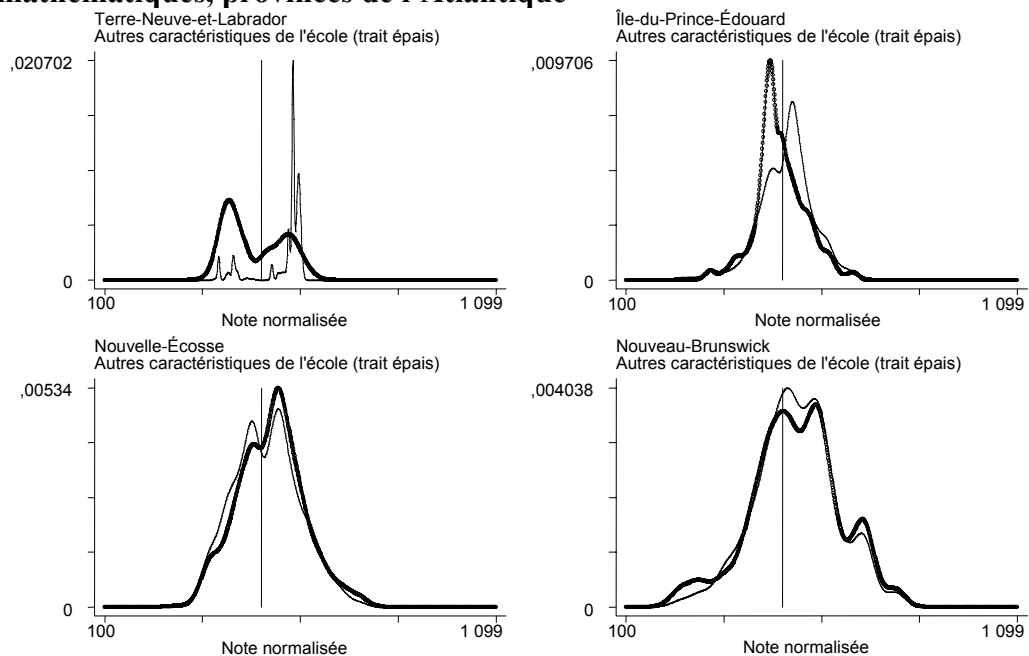
^a Les droites verticales représentent le résultat moyen du PISA pour la province concernée.
 Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 7
Contribution des autres caractéristiques de l'école : évaluation des compétences en lecture, provinces de l'Atlantique^a



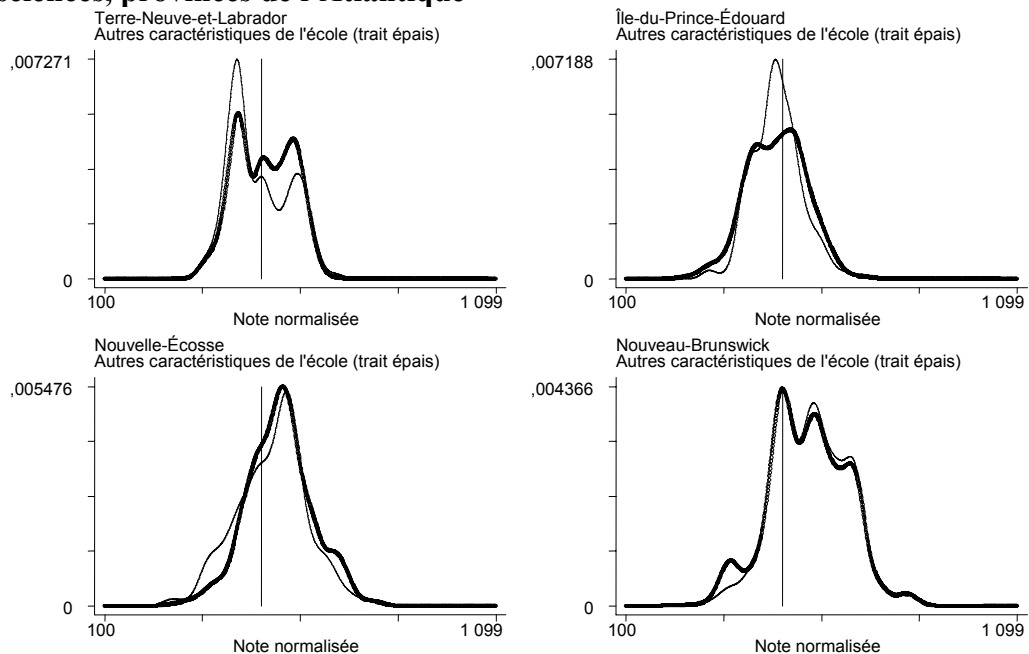
^a Les droites verticales représentent les seuils de niveau de compétence.
 Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 8
Contribution des autres caractéristiques de l'école : évaluation des compétences en mathématiques, provinces de l'Atlantique^a



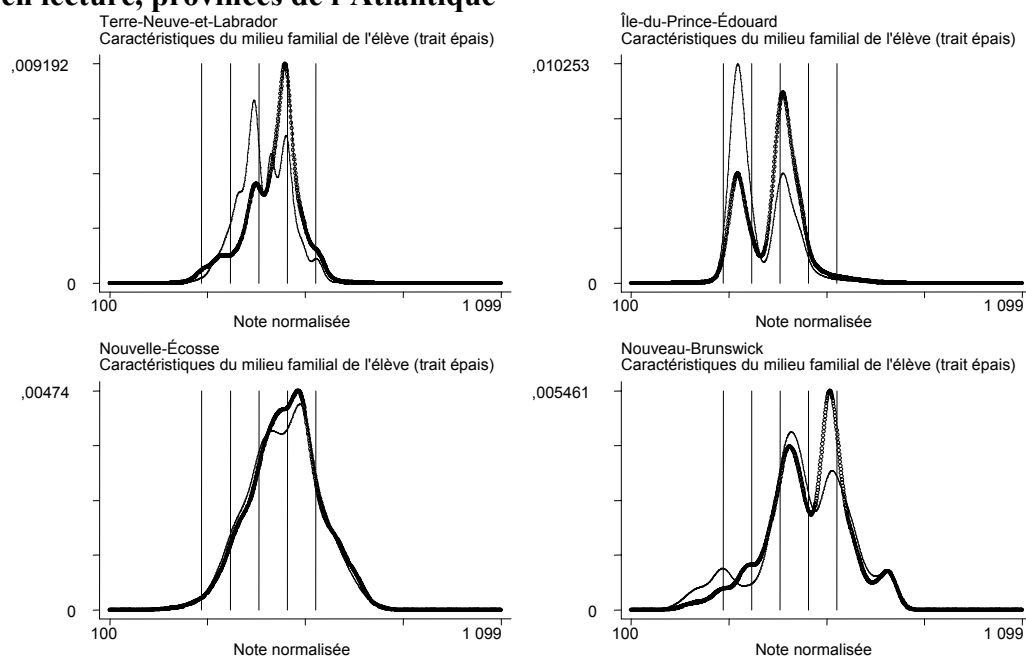
^a Les droites verticales représentent le résultat moyen du PISA pour la province concernée.
 Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 9
Contribution des autres caractéristiques de l'école : évaluation des compétences en sciences, provinces de l'Atlantique^a



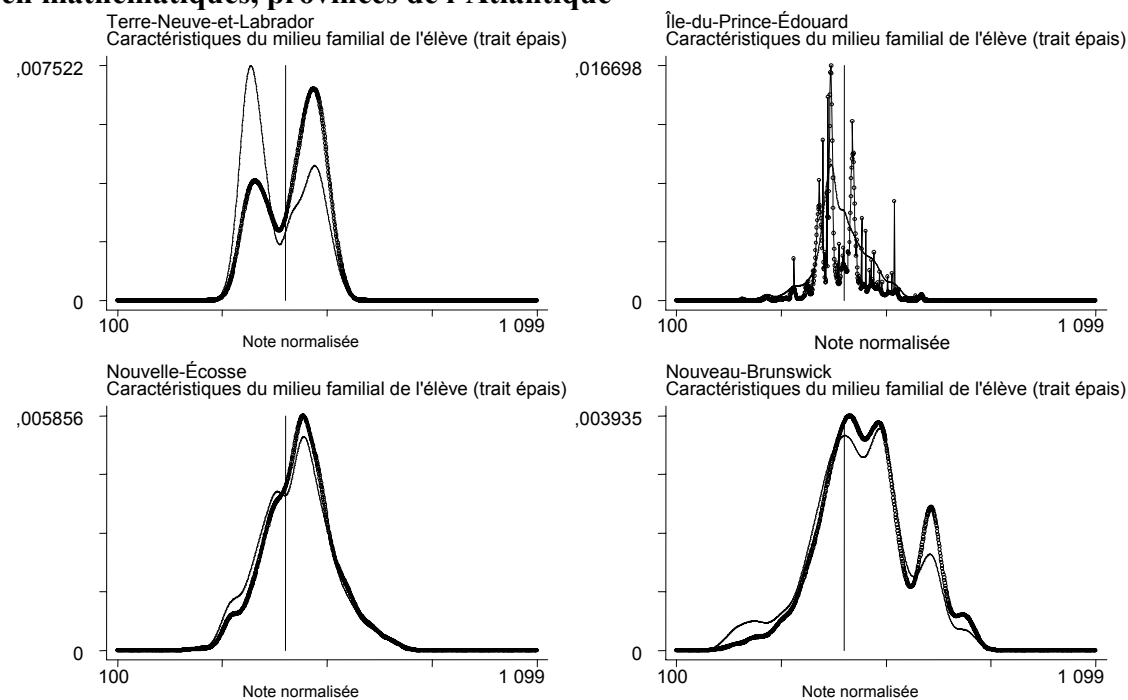
^a Les droites verticales représentent le résultat moyen du PISA pour la province concernée.
 Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 10
Contribution des caractéristiques du milieu familial de l'élève : évaluation des compétences en lecture, provinces de l'Atlantique^a



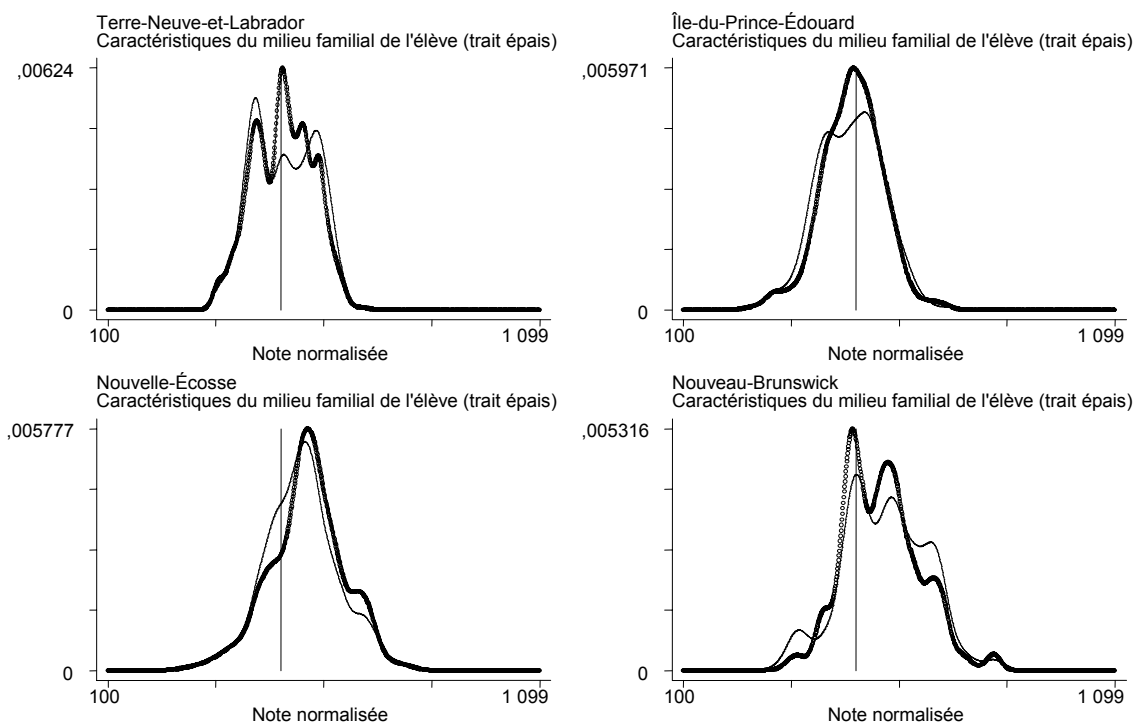
^a Les droites verticales représentent les seuils de niveau de compétence.
 Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 11
Contribution des caractéristiques du milieu familial de l'élève : évaluation des compétences en mathématiques, provinces de l'Atlantique^a



^a Les droites verticales représentent le résultat moyen du PISA pour la province concernée.
 Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Figure 12
Contribution des caractéristiques du milieu familial de l'élève : évaluation des compétences en sciences, provinces de l'Atlantique^a



^a Les droites verticales représentent le résultat moyen du PISA pour la province concernée.

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 1

Rapport élèves-enseignants moyen, nombre total d'heures d'enseignement par année scolaire, nombre de semaines par année, nombre de cours par semaine et nombre de minutes par cours, selon la province

	Rapport élèves- enseignants	Nombre total d'heures d'enseignement par année scolaire	Nombre de semaines par année scolaire	Nombre de cours par semaine	Nombre de minutes par cours
<i>Pondération d'après la population d'élèves¹</i>					
Terre-Neuve-et-Labrador	15,9	893,9	36,8	26,0	58,7
Île-du-Prince-Édouard	18,4	986,1	39,3	21,9	71,9
Nouvelle-Écosse	16,6	950,5	38,3	28,1	58,4
Nouveau-Brunswick	17,7	955,8	38,8	22,7	66,3
Québec	17,3	970,3	37,2	24,0	68,1
Ontario	16,1	937,1	38,9	19,9	74,4
Manitoba	16,6	1027,1	38,9	26,8	64,7
Saskatchewan	17,6	941,7	38,2	26,7	57,5
Alberta	19,3	1054,0	39,5	25,2	68,8
Colombie-Britannique	17,4	975,3	39,5	20,3	76,3
<i>Pondération d'après la population d'écoles</i>					
Terre-Neuve-et-Labrador	14,8	917,9	37,3	27,8	57,7
Île-du-Prince-Édouard	17,1	975,4	39,6	27,0	59,3
Nouvelle-Écosse	15,5	941,9	38,3	30,9	51,6
Nouveau-Brunswick	16,8	954,3	38,9	23,5	64,1
Québec	17,1	976,5	37,1	25,2	65,5
Ontario	14,9	939,9	38,8	20,2	73,7
Manitoba	15,8	1025,4	39,3	30,7	58,5
Saskatchewan	16,1	955,7	38,3	29,5	53,1
Alberta	18,7	1039,7	39,4	31,0	55,1
Colombie-Britannique	17,3	951,9	39,4	21,4	71,0
1. Caractéristiques moyennes des écoles pour la population d'élèves.					

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 2
Proportion d'écoles dans certaines catégories de taille de classe, selon la province

	Moins de 10 élèves	De 10 à 19 élèves	De 20 à 29 élèves	30 élèves et plus
Terre-Neuve-et-Labrador	0,051	0,753	0,000	0,135
Île-du-Prince-Édouard	0,000	0,593	0,000	0,259
Nouvelle-Écosse	0,026	0,734	0,018	0,174
Nouveau-Brunswick	0,000	0,738	0,052	0,131
Québec	0,014	0,621	0,116	0,189
Ontario	0,047	0,777	0,013	0,137
Manitoba	0,000	0,750	0,019	0,197
Saskatchewan	0,000	0,829	0,045	0,093
Alberta	0,032	0,410	0,197	0,240
Colombie-Britannique	0,000	0,659	0,079	0,116

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 3
Mode et certaines autres valeurs pour la répartition du temps d'enseignement en Alberta et dans le reste du Canada

		Alberta	Reste du Canada
Nombre de semaines par année	Mode	40	40
	Proportion au mode	0,506	0,383
	Proportion sous le mode	0,367	0,523
Nombre de cours par semaine	Mode	40	20
	Proportion au mode	0,307	0,406
	Proportion sous le mode	0,658	0,065
	Proportion à 30 ou au-dessous	0,47	0,84
Nombre de minutes par cours	Mode	40	75
	Proportion au mode	0,172	0,322
	Proportion sous le mode	0	0,555
	Proportion à moins de 60	0,667	0,284

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 4
Décomposition de certaines statistiques sur le rendement en lecture : provinces de l'Atlantique

Province/Distribution	Moyenne	Écart-type	Niveaux de compétence						
			Inférieur à 1	1 à 2	2 à 3	3 à 4	4 à 5	5 et supérieur	
Alberta									
Réelle	550,40	98,10	0,019	0,062	0,15	0,262	0,278	0,229	
Terre-Neuve-et-Labrador									
Réelle	516,77	99,66	0,040	0,10	0,21	0,28	0,23	0,14	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	522,83	64,82	0,01	0,06	0,17	0,49	0,23	0,04	
Autres caractéristiques de l'école	494,86	64,68	0	0,08	0,36	0,35	0,17	0,02	
Milieu familial de l'élève	517,89	68,61	0,01	0,07	0,18	0,42	0,28	0,04	
Île-du-Prince-Édouard									
Réelle	517,46	95,95	0,03	0,11	0,22	0,28	0,24	0,14	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	439,64	71,73	0,02	0,43	0,19	0,32	0,03	0,01	
Autres caractéristiques de l'école	427,23	72,38	0,03	0,52	0,17	0,24	0,03	0,01	
Milieu familial de l'élève	463,60	72,36	0,02	0,27	0,24	0,41	0,05	0,02	
Nouvelle-Écosse (les deux secteurs linguistiques)									
Réelle	521,17	95,74	0,03	0,09	0,21	0,29	0,24	0,14	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	526,02	93,59	0,01	0,10	0,22	0,26	0,27	0,15	
Autres caractéristiques de l'école	543,59	91,59	0,01	0,06	0,18	0,27	0,29	0,18	
Milieu familial de l'élève	548,92	90,64	0,01	0,05	0,16	0,28	0,31	0,19	
Nouveau-Brunswick (les deux secteurs linguistiques)									
Réelle	501,15	97,49	0,05	0,12	0,23	0,29	0,21	0,10	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	549,99	110,35	0,05	0,05	0,14	0,28	0,23	0,26	
Autres caractéristiques de l'école	539,70	118,81	0,07	0,05	0,13	0,29	0,22	0,24	
Milieu familial de l'élève	553,08	104,27	0,03	0,06	0,14	0,25	0,29	0,23	

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 5
Décomposition de certaines statistiques sur le rendement en mathématiques :
provinces de l'Atlantique

Province/Distribution	Moyenne	Écart-type	Centiles choisis					
			10 ^e	25 ^e	50 ^e (médiane)	75 ^e	90 ^e	
Alberta								
Réelle	546,97	86,94	433,96	488,45	549,04	607,69	657,08	
Terre-Neuve-et-Labrador								
Réelle	509,16	81,99	403,27	454,49	510,20	565,00	612,07	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	559,08	81,99	430,02	568,31	580,66	591,78	598,06	
Autres caractéristiques de l'école	482,85	81,99	394,91	417,05	460,37	552,73	589,19	
Milieu familial de l'élève	517,72	81,99	412,65	453,55	534,16	573,90	600,13	
Île-du-Prince-Édouard								
Réelle	511,77	83,90	401,56	454,6	514,37	569,69	616,73	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	508,04	83,90	423,49	466,07	513,76	549,07	593,76	
Autres caractéristiques de l'école	494,17	83,90	424,85	457,24	486,25	531,62	578,32	
Milieu familial de l'élève	489,45	83,90	434,77	454,1	472,42	520,33	561,43	
Nouvelle-Écosse (les deux secteurs linguistiques)								
Réelle	512,60	85,40	400,61	454,34	513,19	571,27	621,82	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	512,67	85,40	400,61	450,92	512,03	569,06	625,50	
Autres caractéristiques de l'école	524,75	85,40	412,78	465,42	526,82	577,74	632,00	
Milieu familial de l'élève	534,91	85,40	431,11	480,96	535,76	583,23	637,60	
Nouveau-Brunswick (les deux secteurs linguistiques)								
Réelle	506,20	82,38	398,97	450,23	507,60	563,00	609,03	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	534,67	82,38	401,55	468,21	533,93	600,84	673,61	
Autres caractéristiques de l'école	533,75	82,38	391,88	462,19	534,42	606,45	690,30	
Milieu familial de l'élève	554,91	82,38	422,91	481,37	548,06	620,32	710,63	

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 6
Décomposition de certaines statistiques sur le rendement en sciences : provinces de l'Atlantique

Province/Distribution	Moyenne	Écart-type	Centiles choisis					
			10 ^e	25 ^e	50 ^e (médiane)	75 ^e	90 ^e	
Alberta								
Réelle	546,32	90,49	426,77	485,81	548,68	609,81	659,19	
Terre-Neuve-et-Labrador								
Réelle	516,46	89,97	399,21	456,32	516,47	578,02	631,07	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	493,49	89,97	403,57	430,78	474,45	561,74	608,05	
Autres caractéristiques de l'école	507,24	89,97	412,74	444,26	506,22	570,40	604,68	
Milieu familial de l'élève	505,57	89,97	415,12	450,58	506,43	557,18	595,32	
Île-du-Prince-Édouard								
Réelle	508,07	87,24	396,62	446,59	505,27	567,15	622,09	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	484,26	87,24	403,3	440,23	482,52	522,52	565,96	
Autres caractéristiques de l'école	485,29	87,24	388,19	429,32	486,56	539,15	583,18	
Milieu familial de l'élève	491,55	87,24	403,71	445,22	492,96	538,02	578,56	
Nouvelle-Écosse (les deux secteurs linguistiques)								
Réelle	515,95	88,11	399,41	455,14	517,28	577,08	626,18	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	527,14	88,11	400,58	465,76	535,16	584,89	639,50	
Autres caractéristiques de l'école	547,62	88,11	443,31	491,67	546,70	598,07	660,64	
Milieu familial de l'élève	560,51	88,11	447,51	507,66	562,21	613,72	675,85	
Nouveau-Brunswick (les deux secteurs linguistiques)								
Réelle	496,73	88,41	383,79	435,28	494,52	558,89	612,42	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	569,65	88,41	457,85	500,02	567,84	638,66	690,23	
Autres caractéristiques de l'école	564,74	88,41	443,19	495,61	563,63	637,48	691,92	
Milieu familial de l'élève	559,05	88,41	456,61	493,01	553,76	613,91	680,83	

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 7
Décomposition de certaines statistiques sur le rendement en lecture : secteurs scolaires anglophones de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick

Province/Distribution	Moyenne	Écart-type	Niveaux de compétence						
			Inférieur à 1	1 à 2	2 à 3	3 à 4	4 à 5	5 et supérieur	
Alberta									
Réelle	550,40	98,10	0,02	0,06	0,15	0,26	0,28	0,23	
Nouvelle-Écosse									
Réelle	529,16	91,53	0,02	0,07	0,20	0,29	0,27	0,14	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	486,16	88,11	0,05	0,16	0,26	0,28	0,20	0,05	
Autres caractéristiques de l'école	501,35	95,45	0,04	0,14	0,24	0,28	0,20	0,10	
Milieu familial de l'élève	510,34	91,61	0,03	0,13	0,20	0,32	0,23	0,10	
Nouveau-Brunswick									
Réelle	538,04	97,42	0,02	0,07	0,17	0,26	0,28	0,19	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	448,40	108,06	0,08	0,41	0,19	0,11	0,12	0,09	
Autres caractéristiques de l'école	485,62	121,37	0,07	0,30	0,16	0,14	0,18	0,16	
Milieu familial de l'élève	475,99	120,4	0,07	0,33	0,16	0,12	0,16	0,15	

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 8
Décomposition de certaines statistiques sur le rendement en mathématiques :
secteurs scolaires anglophones de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick

Province/Distribution	Moyenne	Écart-type	Centiles choisis					
			103	25 ^e	50 ^e (médiane)	75 ^e	90 ^e	
Alberta								
Réelle	546,97	86,94	433,96	488,45	549,04	607,69	657,08	
Nouvelle-Écosse								
Réelle	512,70	85,68	400,33	454,19	513,23	571,69	622,31	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	510,82	85,68	398,91	448,81	509,91	567,20	623,51	
Autres caractéristiques de l'école	523,32	85,68	410,51	463,50	525,59	576,78	630,43	
Milieu familial de l'élève	534,76	85,68	431,26	481,92	535,91	582,39	635,87	
Nouveau-Brunswick								
Réelle	504,84	83,37	397,29	447,51	505,91	562,37	609,64	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	526,17	83,37	397,26	476,59	538,74	587,55	627,10	
Autres caractéristiques de l'école	523,71	83,37	379,99	475,92	541,26	588,69	627,60	
Milieu familial de l'élève	532,36	83,37	416,44	482,33	541,87	586,53	625,18	

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 9
Décomposition de certaines statistiques sur le rendement en sciences : secteurs scolaires anglophones de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick

Province/ Distribution	Moyenne	Écart-type	Centiles choisis					
			10 ^e	25 ^e	50 ^e (médiane)	75 ^e	90 ^e	
Alberta								
Réelle	546,32	90,49	426,77	485,81	548,68	609,81	659,19	
Nouvelle-Écosse								
Réelle	517,04	87,85	400,88	456,40	518,40	577,90	626,93	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	526,60	87,85	401,14	465,59	534,23	584,40	638,31	
Autres caractéristiques de l'école	546,29	87,85	442,72	490,42	545,09	596,83	658,91	
Milieu familial de l'élève	559,06	87,85	445,35	504,76	561,16	613,13	674,97	
Nouveau-Brunswick								
Réelle	502,75	86,13	394,72	442,31	498,77	563,05	616,83	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	552,49	86,13	436,40	485,32	545,29	625,69	677,35	
Autres caractéristiques de l'école	545,72	86,13	414,51	478,58	536,95	623,61	679,49	
Milieu familial de l'élève	554,12	86,13	446,47	490,46	550,39	618,82	672,88	

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 10
Décomposition de certaines statistiques sur le rendement en lecture : provinces de l'Atlantique (ordre inverse)

Province/Distribution	Moyenne	Écart-type	Niveaux de compétence						
			Inférieur à 1	1 à 2	2 à 3	3 à 4	4 à 5	5 et supérieur	
Alberta									
Réelle	550,40	98,10	0,019	0,062	0,15	0,262	0,278	0,229	
Terre-Neuve-et-Labrador									
Réelle	516,77	99,66	0,04	0,10	0,21	0,28	0,23	0,14	
Milieu familial de l'élève	522,83	64,43	0,01	0,06	0,17	0,49	0,23	0,04	
Autres caractéristiques de l'école	494,86	64,25	0	0,08	0,37	0,35	0,17	0,02	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	517,89	68,12	0,01	0,07	0,19	0,42	0,27	0,04	
Île-du-Prince-Édouard									
Réelle	517,46	95,95	0,03	0,11	0,22	0,28	0,24	0,14	
Milieu familial de l'élève	515,92	95,30	0,02	0,10	0,26	0,27	0,20	0,15	
Autres caractéristiques de l'école	463,16	71,77	0,02	0,27	0,23	0,42	0,05	0,02	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	463,60	72,36	0,02	0,27	0,24	0,41	0,05	0,02	
Nouvelle-Écosse (les deux secteurs linguistiques)									
Réelle	521,17	95,74	0,03	0,09	0,21	0,29	0,24	0,14	
Milieu familial de l'élève	533,50	100,58	0,03	0,08	0,18	0,26	0,26	0,19	
Autres caractéristiques de l'école	535,88	105,32	0,04	0,08	0,16	0,25	0,26	0,20	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	548,92	90,64	0,01	0,05	0,16	0,28	0,31	0,19	
Nouveau-Brunswick (les deux secteurs linguistiques)									
Réelle	501,15	97,49	0,05	0,12	0,23	0,29	0,21	0,10	
Milieu familial de l'élève	489,17	86,65	0,01	0,13	0,41	0,23	0,12	0,10	
Autres caractéristiques de l'école	485,50	102,11	0,05	0,19	0,3	0,19	0,16	0,11	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	553,08	104,27	0,03	0,06	0,14	0,25	0,29	0,23	

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Tableau 11
Décomposition de certaines statistiques sur le rendement en lecture : provinces du
Centre et de l'Ouest

Province/Distribution	Moyenne	Écart-type	Niveaux de compétence						
			Inférieur à 1	1 à 2	2 à 3	3 à 4	4 à 5	5 et supérieur	
Alberta									
Réelle	550,40	98,10	0,019	0,062	0,15	0,262	0,278	0,229	
Québec									
Réelle	535,78	91,27	0,02	0,07	0,17	0,29	0,29	0,16	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	540,05	79,40	0	0,03	0,22	0,27	0,33	0,14	
Autres caractéristiques de l'école	533,12	82,68	0	0,06	0,24	0,25	0,31	0,14	
Milieu familial de l'élève	475,39	85,26	0,01	0,17	0,46	0,14	0,16	0,06	
Ontario									
Réelle	533,24	96,88	0,03	0,08	0,18	0,27	0,27	0,17	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	523,64	85,34	0	0,05	0,28	0,39	0,15	0,13	
Autres caractéristiques de l'école	527,14	86,67	0	0,05	0,26	0,38	0,17	0,14	
Milieu familial de l'élève	525,60	71,23	0	0,03	0,21	0,50	0,17	0,09	
Manitoba									
Réelle	529,37	95,74	0,02	0,09	0,19	0,29	0,25	0,16	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	534,21	89,42	0,01	0,06	0,20	0,35	0,21	0,17	
Autres caractéristiques de l'école	532,48	89,94	0,01	0,06	0,21	0,35	0,20	0,17	
Milieu familial de l'élève	535,37	89,99	0,01	0,06	0,20	0,35	0,21	0,17	
Saskatchewan									
Réelle	529,16	91,53	0,02	0,07	0,20	0,29	0,27	0,14	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	486,16	88,11	0,05	0,16	0,26	0,28	0,20	0,05	
Autres caractéristiques de l'école	501,35	95,45	0,04	0,14	0,24	0,28	0,20	0,10	
Milieu familial de l'élève	510,34	91,61	0,03	0,13	0,20	0,32	0,23	0,10	
Colombie-Britannique									
Réelle	538,04	97,42	0,02	0,07	0,17	0,26	0,28	0,19	
Rapport élèves-enseignants et temps d'enseignement	448,40	108,06	0,08	0,41	0,19	0,11	0,12	0,09	
Autres caractéristiques de l'école	485,62	121,37	0,07	0,30	0,16	0,14	0,18	0,16	
Milieu familial de l'élève	475,99	120,40	0,07	0,33	0,16	0,12	0,16	0,15	

Source: Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) et l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET).

Bibliographie

- Angrist, Joshua et Victor Lavy. 1999. « Using Maimonides Rule to Estimate the Effect of Class Size On Scholastic Achievement. » *Quarterly Journal of Economics*. 114, 2 : 533–575.
- Bedard, K., W.O. Brown Jr., et E. Helland. 1999. « School Size and the Distribution of Test Scores. » Claremont College working papers in Economics, n° 1999–11.
- Blundell, R. et A. Duncan. 1998. « Kernel Regression in Empirical Microeconomics. » *The Journal of Human Resources*. 33, 1 : 62–87.
- Card, D. et A. B. Krueger. 1992. « Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States. » *The Journal of Political Economy*. 100, 1 : 1–40.
- Conseil économique du Canada. 1992. *Les chemins de la compétence : Éducation et formation professionnelle au Canada*. Ottawa.
- Cook, Michael D. et William Evans. 2000. « Families or Schools? Explaining the Convergence in White and Black Academic Performance. » *Journal of Labour Economics*. 18, 4 : 729–754.
- Corak, M. et D. Lauzon. 2002. « Différence interprovinciale de rendement scolaire au secondaire : l'école importe-t-elle? » Communication présentée au 9^e Symposium 2002 : Modélisation des données d'enquête pour la recherche économique et sociale. Ottawa. Novembre.
- Denham, C., et A. Leiberman, (rév.). 1980. *Time to Learn*. (California Commission on Teacher Preparation and Licensing).
- DiNardo, J. et J.L. Tobias. 2001. « Nonparametric Density and Regression Estimation. » *Journal of Economic Perspectives*. 15, 4 : 11–28.
- DiNardo, J., N.M. Fortin, et T. Lemieux. 1996. « Labour Market Institutions and the Distribution of Wages 1973–1992: A Semiparametric Approach. » *Econometrica*. 64, 5 : 1001–1044.
- Donald, S.G., D.A. Green et H. J. Paarsch. 2000. « Differences in Wage Distributions between Canada and the United States: An Application of a Flexible Estimator of Distribution Functions in the Presence of Covariates. » *Review of Economic Studies*. 67, 4 : 609–633.
- Ehrenberg, R.G., D.J. Brewer, A. Gamoran et J.D. Willms. 2001. « Class Size and Student Achievement. » *Psychological Science in the Public Interest*. 2, 1 : 1–30.
- Eide, E. et M.H. Showalter. 1998. « The Effect of School Quality on Student Performance: A Quantile Regression Approach. » *Economic Letters*. 58, 3 : 345–350.
- Hanushek, E. 1979. « Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions. » *Journal of Human Resources*. 14, 3 : 351–388.
- Hanushek, E. 1986. « The Economics of Schooling: Production and Efficiency in the Public Schools. » *Journal of Economic Literature*. 24, 3 : 1141–1178.

Hanushek, E. 1996. « School Resources and Student Performance. » Dans *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*. G. Burtless. (rév.). Brookings Institute. Washington D.C. 43–73.

Hanushek, E. 1998. « The Evidence on Class Size. » Document occasionel 98–1. W. Allen Wallis Institute of Political Economy. University of Rochester.

Hanushek, E. et L. Taylor. 1990. « Alternative Assessments of the Performance of Schools: Measurement of State Variation in Achievement. » *Journal of Human Resources*. 25, 2 : 179–201.

Hedges, Larry V., Richard Laine et Rob Greenwald. 1994. « Does Money Matter? A Meta-analysis of Studies of the Effects of Differential School Inputs on Student Outcomes. » *Educational Researcher*. 23, 23 : 5–14.

Hoxby, C.M 2000. « The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation. » *The Quarterly Journal of Economics*. 115, 4 : 1239–1285.

Krueger, A. 1997. « Experimental Estimates of Education Production Function. » NBER document de travail 6051.

Lazear, E. 1999. « Educational Production. » NBER document de travail 7349.

Levin, J. 2001. « For Whom the Reductions Count: A Quantile Regression Analysis of Class Size and Peer Effects on Scholastic Achievement. » *Empirical Economics*. 26, 1 : 221–246.

Loeb, Suzanna et John Bound. 1996. « The Effect of Measured School Inputs on Academic Achievement: Evidence from the 1920s, 1930s and 1940s Birth Cohorts. » *The Review of Economics and Statistics*. 78, 4 : 653–664.

Mislevy, R.J. 1991. « Randomization-based Inferences about Latent Variables from Complex Samples. » *Psychometrika*. 56 : 177–196.

Oaxaca, R. 1973. « Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets. » *International Economic Review*. 14, 3 : 693–709.

OCDE. 2002. PISA Technical Report. Publications de l'OCDE. Paris.

Park, B.U. et B.A. Turloch. 1992. « Practical Performance of Several Data Driven Bandwidth Selectors. » *Computational Statistics*. 7 : 251–270.

Raudenbush, S.W. et A.S. Bryk. 1986. « A Hierarchical Model for Studying School Effects. » *Sociology of Education*. 59, 1 : 1–17.

Raudenbush, S.W. et J.D. Willms. 1995. « The Estimation of School Effects. » *Journal of Educational and Behavioral Statistics*. 20, 4 : 307–335.

Sheather, S. et M. Jones. 1991. « A Reliable Data-based Bandwidth Selection Method for Kernel Density Estimation. » *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 53,3 : 683–690.

Silverman, B.W. 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Londres, Chapman and Hall.

Willms, J.D. et S. Raudenbush. 1989. « A Longitudinal Hierarchical Linear Model for Estimating School Effects and Their Stability. » *Journal of Educational Measurement*. 26, 3 : 209–232.

Yatchew, A. 1998. « Nonparametric Regression Techniques in Economics. » *Journal of Economic Literature*. 36, 2 : 669–721.