

# Accès à l'éducation postsecondaire : Comparaison entre l'Ontario et d'autres régions

Rapport préparé par Ross Finnie, Stephen Childs et Andrew Wismer  
pour le Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur



An agency of the Government of Ontario

## **Avertissement :**

Les opinions exprimées dans ce rapport de recherche sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue ou les politiques officielles du Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur ou d'autres agences ou organismes qui ont offert leur soutien, financier ou autre, à ce projet.

### **Se référer au présent document comme suit :**

Finnie, R., S. Childs et A. Wismer. 2011. *Accès à l'éducation postsecondaire : Comparaison entre l'Ontario et d'autres régions*, Toronto, Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur.

Publié par :

## **Le Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur**

1, rue Yonge, bureau 2402

Toronto ON Canada

M5E 1E5

Téléphone : 416 212-3893

Télécopieur : 416 212-3899

Site Web : [www.heqco.ca](http://www.heqco.ca)

Courriel: [info@heqco.ca](mailto:info@heqco.ca)

© Imprimeur de la Reine pour l'Ontario, 2011

## Résumé

Le présent rapport compare la participation aux études postsecondaires en Ontario et dans d'autres régions du Canada en se fondant sur la cohorte lecture de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET-A). Nous présentons d'abord les taux d'accès par région, qui révèlent d'importantes différences. En Ontario, les taux de participation se situent à peu près au milieu du groupe pour ce qui est des études universitaires tandis que pour les études collégiales, ils sont relativement élevés. Nous faisons ensuite une analyse économétrique, qui révèle que les effets du revenu familial sont très importants dans les provinces de l'Atlantique mais beaucoup plus faibles ailleurs, notamment en Ontario. Nous constatons également que les liens entre les notes obtenues au secondaire et les scores au Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) (qui mesure le rendement et la compétence scolaires) diffèrent selon la région et sont généralement plus solides en Ontario. De ce point de vue, l'Ontario semble avoir un système « méritocratique » dans lequel les élèves plus qualifiés sont plus susceptibles d'aller à l'université et le revenu familial influe moins sur les taux de fréquentation. Il est intéressant de constater que les effets de la scolarité des parents, qui sont généralement plus importants que ceux du revenu familial, sont semblables dans toutes les régions. Une étude supplémentaire pourrait être nécessaire pour comprendre les raisons de ces tendances.

Le Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur (COQES) a financé cette recherche et donné de précieux conseils pendant tout le projet, mais les auteurs sont les seuls responsables du rapport et des opinions qui y sont exprimées. Ce projet repose sur une recherche antérieure menée pour la Fondation canadienne des bourses d'études du millénaire par l'entremise du projet MEAFE. Les auteurs remercient l'Université d'Ottawa pour le soutien continu qu'elle a fourni pour le projet MEAFE. Ils remercient également Kathryn Dean, Sarah Vanderwolf et Ainsley Matthews pour la révision et le formatage du document.

## Table des matières

I. Introduction	3
II. Méthodologie et données	4
Le modèle économétrique	4
Données de l'EJET, échantillons et définition d' « accès aux études postsecondaires »	5
III. Analyse descriptive des itinéraires postsecondaires	6
IV. Analyse économétrique des différences dans l'accès aux études postsecondaires	11
Effets du revenu	13
Effets des notes obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA	15
Modèles séparés par région	26
Analyse des valeurs ajustées	31
Différences dans le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA par région	36
V. Sommaire et analyse	46
VI. Bibliographie	49

## I. Introduction

La recherche sur l'accès aux études postsecondaires a beaucoup progressé au cours des dernières années. Nous savons maintenant, par exemple, que l'accès semble beaucoup plus étroitement lié à la scolarité des parents et à d'autres facteurs « socioculturels » qu'au revenu familial et à d'autres facteurs financiers. Nous avons aussi appris que la préparation scolaire aux études postsecondaires, représentée par les notes obtenues au secondaire et les scores au Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) (qui mesure les capacités des élèves de 15 ans en mathématiques, sciences et lecture/écriture), permet également de prévoir qui ira et n'ira pas au collège ou à l'université. Ces diverses influences ont probablement des liens entre elles, des racines familiales, et s'exercent dès le jeune âge, bien avant les dernières années d'études secondaires, lorsque les élèves choisissent leur destination postsecondaire. Tout cela contribue de façon importante à façonner notre compréhension de l'éducation postsecondaire, y compris du point de vue des politiques<sup>1</sup>.

Une question importante, et typiquement canadienne, demeure toutefois sans réponse : comment l'accès varie-t-il par région? Compte tenu des variations majeures entre les provinces canadiennes pour ce qui est du financement provincial de l'éducation postsecondaire, des droits de scolarité, de l'aide financière aux étudiantes et aux étudiants, des politiques de transfert des crédits et d'autres aspects importants des systèmes d'éducation postsecondaire, ainsi que de l'importance de l'éducation postsecondaire pour la prospérité future de chaque province et les chances d'épanouissement offertes à ses citoyens, cette question est à la fois intéressante et fort pertinente.

Le présent document vise à exploiter les précieux renseignements que contient l'Enquête auprès des jeunes en transition – cohorte A (EJET-A) afin de présenter de nouvelles preuves empiriques sur cette question du point de vue de l'Ontario. Nous présentons d'abord une analyse descriptive sommaire de l'accès par région, puis nous faisons une analyse économétrique, portant sur les différences entre les différentes régions du Canada pour ce qui est des facteurs déterminants de l'accès, en particulier aux études universitaires où les modèles démontrent généralement une plus grande capacité d'explication, notamment en ce qui a trait aux variables clés que sont les antécédents familiaux, les notes scolaires et les scores au PISA.

Nos constatations sont intéressantes et parfois véritablement surprenantes. Nous révélons d'abord que les effets du revenu des parents sur l'accès sont faibles à l'échelle nationale (c.-à-d. estimés pour toutes les régions regroupées) et demeurent faibles lorsqu'on les examine séparément pour l'Ontario mais deviennent beaucoup plus importants au Canada atlantique. Les effets du revenu sont également faibles au Québec et dans l'Ouest canadien. Nous constatons ensuite que les effets des notes obtenues au secondaire et des scores aux tests du PISA (que l'on peut interpréter en gros comme des indicateurs du rendement et de la

---

<sup>1</sup> Voir Finnie, Sweetman et Usher (2009) pour un examen récent ainsi que différents autres documents dans Finnie, Mueller, Sweetman et Usher (2009). Voir également Mueller (2008 et 2009) pour une analyse documentaire générale des études sur l'accès.

compétence) sur l'accès aux études postsecondaires sont beaucoup plus importants en Ontario que dans les autres régions du Canada.

Ensemble, ces résultats présentent les différences importantes par région pour ce qui est des facteurs permettant de déterminer qui va et ne va pas à l'université (en particulier), une première à notre avis. Ainsi, en Ontario, le revenu familial importe moins tandis que les notes obtenues au secondaire et les scores au PISA ont plus d'importance, tandis que dans d'autres régions, c'est l'inverse. Il est également intéressant de constater que les effets de la scolarité des parents, peut-être le facteur le plus important et le plus uniforme pour déterminer qui va à l'université, ne varie pas considérablement d'une région à une autre. Ces corrélats sont intéressants, et importants, pour comprendre les défis auxquels doivent faire face les personnes qui s'intéressent aux études postsecondaires en Ontario et au Canada.

La présente étude ne relève pas spécifiquement les effets exacts des forces en présence du côté de la demande (c.-à-d. qui veut entreprendre des études postsecondaires), de l'offre (c.-à-d. le nombre de places disponibles dans le système d'EPS) et les mécanismes de contingentement connexes (qui est admissible à une des places disponibles dans le système d'EPS) qui déterminent qui entreprend des études postsecondaires, à l'université plus particulièrement, mais notre recherche tend à démontrer l'existence de différences importantes et la valeur possible d'études ultérieures pour répondre à ces questions.

## II. Méthodologie et données

### Le modèle économétrique

Nous utilisons un modèle logistique multinomial pour évaluer l'accès aux études postsecondaires, en établissant une différence entre l'accès au collège, l'accès à l'université et les autres destinations postsecondaires. Le modèle peut être exprimé comme suit :

$$Y = f(\text{Région}, X_1, X_2)$$

« Y » représente l'établissement d'intérêt (c.-à-d. le collège ou l'université) ou une autre destination postsecondaire. La « Région » représente l'ensemble d'indicateurs évident (0-1 variables nominales), qui saisit les différences globales par région. « X<sub>1</sub> » représente un premier ensemble de variables de contrôle – dont genre de famille, indicateur de résidence rurale, etc. – qui n'ont pas de liens avec la région dans notre analyse sauf lorsque des modèles entièrement séparés par région sont estimés pour vérifier les principales constatations. « X<sub>2</sub> » représente les covariables clés qui influent sur Y et qui, dans différentes combinaisons et pour différentes caractéristiques, interagissent avec la région pour permettre à leurs effets de varier le long de cette dimension. Il s'agit notamment du revenu familial, des notes globales obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA.

Le modèle logistique multinomial a déjà été utilisé dans Finnie et Mueller (2008, 2009) et dans d'autres études et traite le niveau particulier d'études postsecondaires comme un processus conjointement déterminé avec la décision de faire des études postsecondaires. Nous croyons que ce modèle représente un traitement approprié aussi bien du point de vue conceptuel que

du point de vue économétrique (ce que différents tests ont par la suite confirmé)<sup>2</sup>. En outre, après les transformations appropriées, ce modèle donne des estimations qu'il est facile d'interpréter et qui donnent un aperçu complet des effets des variables explicatives sur l'accès au collège, l'accès à l'université et les effets nets sur ces deux résultats par rapport à la décision de ne pas poursuivre d'études postsecondaires.

### Données de l'EJET, échantillons et définition d'« accès aux études postsecondaires »

Les données utilisées dans l'analyse qui suit proviennent de l'Enquête auprès des jeunes en transition – cohorte A, généralement appelée l'EJET-A. Cette enquête est idéale pour ce projet car elle suit tous les jeunes nés en 1984 (et donc âgés de 15 ans au 31 décembre 1999) pendant leurs années d'études secondaires et après, et elle contient de précieux renseignements de base et données sur d'autres déterminants importants de l'accès aux études postsecondaires. L'EJET-A contient, en fait, les meilleures données de ce genre dans le monde, ce qui place les Canadiens dans une position de choix pour étudier l'accès aux études postsecondaires. L'échantillonnage provincial de l'EJET-A fournit en outre des échantillons représentatifs à ce niveau et assez grands pour permettre de mener une analyse par province (ou région).

Les données de l'EJET-A utilisées aux fins de la présente étude consistent en cinq cycles (qui correspondent aux entrevues et aux sondages menés jusqu'à maintenant et à un autre cycle prévu pour 2010). Le premier cycle comprend non seulement les questionnaires que les élèves de 15 ans ont remplis, mais également les entrevues qui ont été faites auprès de leurs parents et des représentants des écoles secondaires. Il contient également les scores des élèves au PISA (Programme international pour le suivi des acquis des élèves, test international normalisé auquel le Canada a participé) en lecture, en mathématiques et en sciences. Des suivis téléphoniques ont été faits auprès des répondants (mais non des parents ou des représentants des écoles) en 2002, 2004 et 2006.

Nous avons choisi d'utiliser le statut des répondants en 2006 (cycle 4) par rapport aux études postsecondaires. Ce choix représente le compromis optimal entre la capacité de déterminer la participation aux études postsecondaires (qui augmente avec l'âge) et la taille de l'échantillon (qui diminue avec le temps)<sup>3</sup>. Dans cette vague de l'enquête, les jeunes avaient 21 ans, un âge auquel la plupart avaient fait leur choix initial quant aux études postsecondaires, qui constitue la base de notre analyse<sup>4</sup>.

La variable dépendante de notre étude représente la question de savoir si la personne avait été inscrite au collège ou à l'université à n'importe quel moment au cours des quatre premiers cycles de l'EJET-A, qu'elle ait ou non poursuivi ses études. Il s'agit là de la définition normalisée

---

<sup>2</sup> Par exemple, nous avons testé notre modèle en regard d'un probit ordonné et conclu que le modèle logistique multinomial est de fait approprié.

<sup>3</sup> À noter qu'une analyse menée dans le cadre du projet MEAFE indique que l'érosion de l'EJET-A ne semble pas poser problème, du moins pour l'analyse de l'accès aux études postsecondaires, puisque la pondération de l'échantillon semble parvenir à compenser l'érosion.

<sup>4</sup> Les tests indiquent que même si les taux d'accès aux études postsecondaires augmentent avec le temps, la structure d'accès en ce qui concerne les variables de base change peu.

d'« accès aux études postsecondaires » que l'on retrouve dans la documentation; la poursuite des études jusqu'à l'obtention du diplôme et d'autres aspects de la « persévérance » sont habituellement considérés comme un processus distinct. Nous établissons une différence entre accès au collège et accès à l'université, et comptons ce dernier (accès à l'université) si la personne a fréquenté les deux établissements.

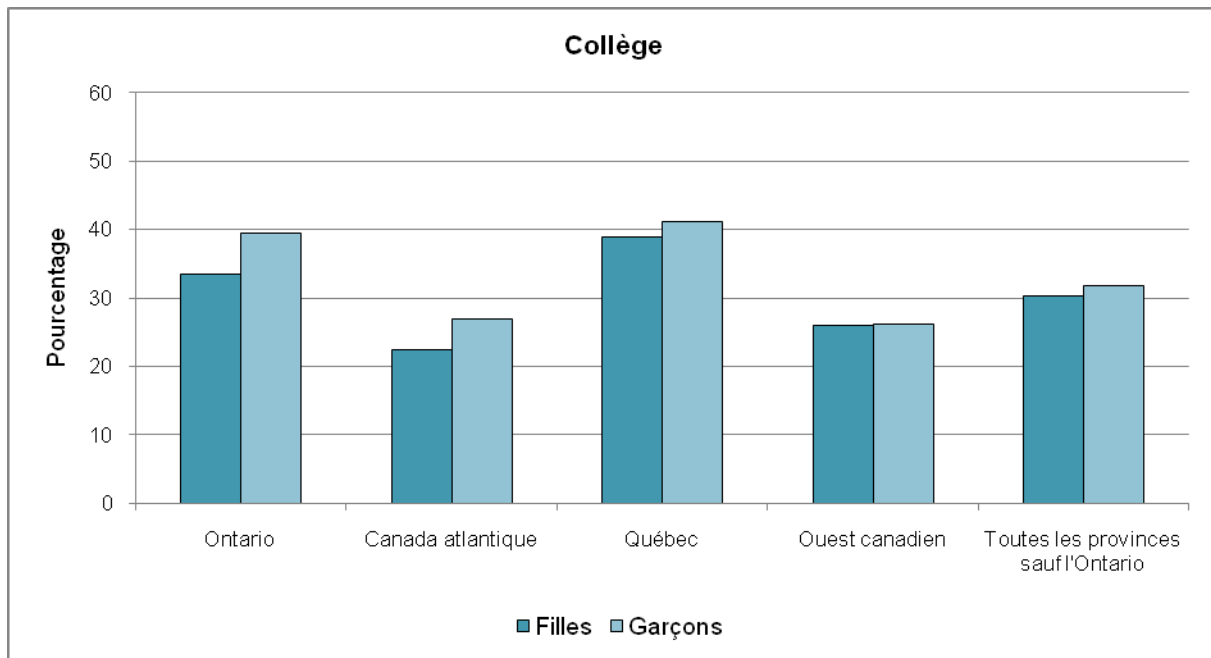
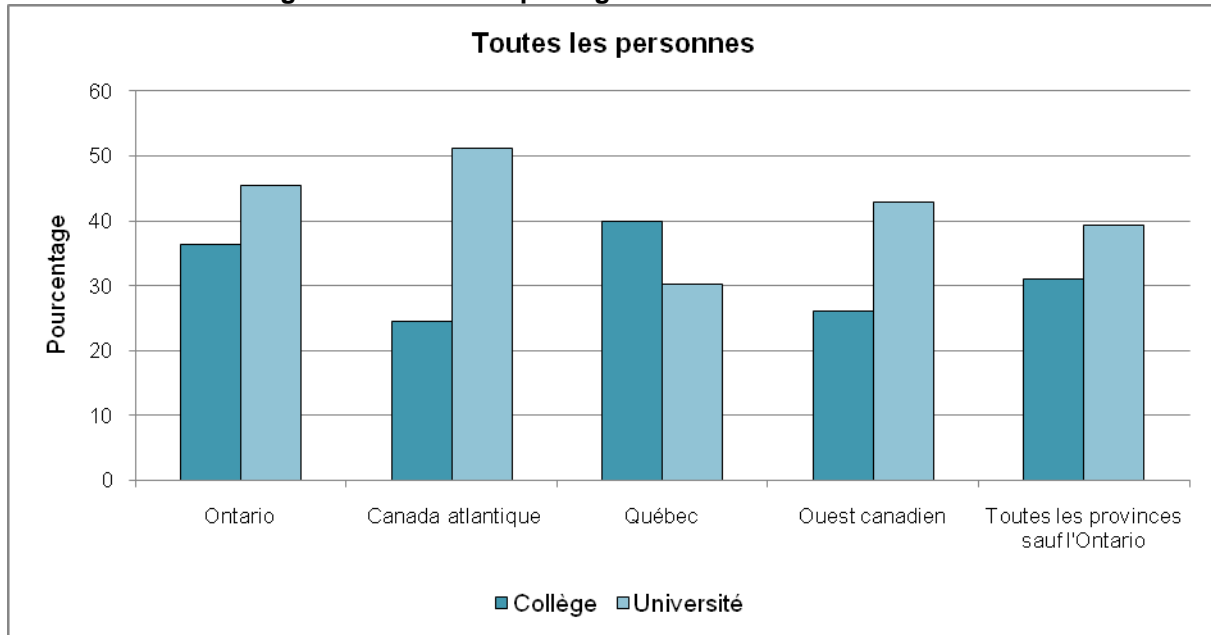
Tous les résultats illustrés ci-après (sauf les tailles absolues des échantillons montrées dans un tableau) ont été générés au moyen des facteurs de pondération établis par Statistique Canada pour l'EJET-A, qui sont conçus pour que les échantillons et toute analyse fondée sur eux reflètent la population sous-jacente de jeunes nés en 1984 et donc âgés de 15 ans et vivant au Canada en décembre 1999.

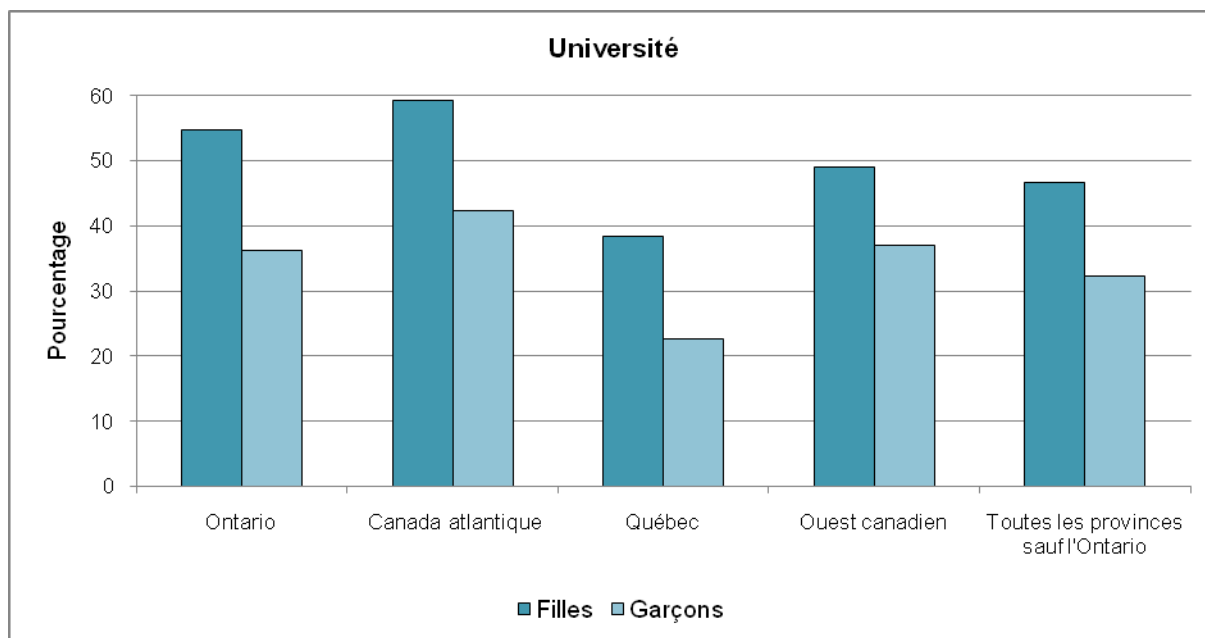
### **III. Analyse descriptive des itinéraires postsecondaires**

La première partie de notre analyse repose sur une série de figures et de tableaux (figure 1 et tableaux 1a, 1b et 1c) qui montrent les taux de participation aux études postsecondaires en Ontario et dans d'autres régions à des fins de comparaison. (Les tailles des échantillons sont présentées au tableau A1 de l'annexe.) Les taux sont d'abord donnés pour les garçons et les filles ensemble puis séparément.



**Figure 1**  
**Taux d'accès au collège et à l'université par région**





Source : Tableaux 1a, 1b et 1c.

**Tableau 1a**

**Taux d'accès au collège et à l'université selon le revenu, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA, tous les élèves**

	Ontario		Canada atlantique		Québec		Ouest canadien		Toutes les provinces sauf l'Ontario	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
<b>Tous</b>	36,4	45,5	24,6	51,1	40	30,3	26,1	42,8	31	39,3
<b>Revenu familial</b>										
5 000 \$ à 25 000 \$	33,7	38,7	26,6	28,3	40,8	18,1	25,2	33,5	31,4	26,6
25 000 \$ à 50 000 \$	40,9	34,2	30,1	38,9	41,5	20,2	26,9	37,3	33,2	30,7
50 000 \$ à 75 000 \$	36,7	42,7	24,8	56,3	43,2	27,6	28,6	39,5	33,7	37,2
75 000 \$ à 100 000 \$	36,5	47,8	17,9	69,8	37,7	42,7	23,6	47,9	27,5	48,6
100 000 \$ et plus	31	61,9	10,9	82	31	54,8	24,7	54,4	25,5	57
<b>Notes globales obtenues au secondaire</b>										
Moins de 70 %	50,5	7,5	30,7	11,6	27,8	5,1	30,6	12,6	29,8	10,4
70 % - 79 %	48,7	33,3	34	39,2	49,8	20,1	32,6	35,2	39,7	29,6
80 % - 89 %	20,4	73,4	16,7	75,4	37,3	49,7	18,4	69,9	25,6	62,7
90 % - 100 %	9,8	88,5	5,5	90,9	18,6	63,3	7,3	87,3	10,6	80,3
<b>Scores au PISA</b>										
< 400	48,2	2,3	30,7	9,6	20,6	3,7	28	8,8	26,4	7,5
400 - 500	51,7	19,2	35	31	36,2	9,5	30,1	22,4	33,1	19,2
500 - 600	36	52,3	22,1	63,2	46,3	30,7	29,5	42,9	35,2	40,6
600 - 700	16,3	77,4	9	85	38,2	56,3	17,6	68,7	24,2	65,8
>= 700	***	92,8	4,9	92,8	21,4	75,5	8,3	86,4	11,7	83,9

Nota : \*\*\* L'échantillon n'était pas assez grand pour déclarer ce taux.

**Tableau 1b**

**Taux d'accès au collège et à l'université selon le revenu, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA, filles**

	Ontario		Canada atlantique		Québec		Ouest canadien		Toutes les provinces sauf l'Ontario	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
<b>Toutes</b>	33,5	54,7	22,4	59,2	38,9	38,4	26	49	30,2	46,6
<b>Revenu familial</b>										
5 000 \$ à 25 000 \$	33,4	47,9	27,4	36,7	37,6	22	25,4	37	30,6	31,1
25 000 \$ à 50 000 \$	41	40,5	27,7	48,3	44,9	24,1	28,9	41	35,1	35,5
50 000 \$ à 75 000 \$	32	56,1	23,3	64,4	42,6	39	28,9	47,8	33,1	46,9
75 000 \$ à 100 000 \$	33,8	55,7	13,1	78,1	33,6	52,6	20,7	55	24	56,7
100 000 \$ et plus	25,2	71,2	4,2	92,8	20,2	74,8	23,4	62,4	20,6	69,1
<b>Notes globales obtenues au secondaire</b>										
Moins de 70 %	53,8	7,7	37,1	13,1	35,9	5,8	33	16,2	34,3	12,9
70 % - 79 %	45,6	41,3	31,1	45,5	47,3	26,8	32,1	40	38,1	35,4
80 % - 89 %	20,7	74,1	16,1	75,6	35,4	56,3	19,1	70,4	24,8	65,9
90 % - 100 %	11,4	88,4	5,2	92,2	14,4	74	9,2	85,7	9,9	83,5
<b>Scores au PISA</b>										
< 400	53,1	***	33,5	8	15,9	***	33,1	11,4	28	9,1
400 - 500	51,8	24,6	35,8	34,1	38,9	12,5	33,3	25,7	35,7	22,7
500 - 600	33,1	59,1	19,9	68,8	44,2	37,5	29	46,6	33,6	46,2
600 - 700	15	82,6	7,9	86	35	60	17,6	71	22,8	68,7
>= 700	***	95,7	7,3	92,7	19,5	80,5	7,4	84,9	11	84,4

Nota : \*\*\* L'échantillon n'était pas assez grand pour déclarer ce taux.

**Tableau 1c**  
**Taux d'accès au collège et à l'université selon le revenu, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA, garçons**

	Ontario		Canada atlantique		Québec		Ouest canadien		Toutes les provinces sauf l'Ontario	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
<b>Tous</b>	39,4	36,3	26,9	42,4	41,1	22,6	26,2	37	31,8	32,3
<b>Revenu familial</b>										
5 000 \$ à 25 000 \$	34,2	26,1	25,5	17,4	44,3	13,8	25	30,2	32,3	21,8
25 000 \$ à 50 000 \$	40,8	27,4	32,9	27,9	37,8	15,8	24,8	33,4	31,2	25,6
50 000 \$ à 75 000 \$	41,6	28,6	26,2	48,4	43,7	18,1	28,3	31,7	34,2	28,5
75 000 \$ à 100 000 \$	38,8	41,2	22,5	61,9	41,5	33,6	26,1	41,4	30,7	41,1
100 000 \$ et plus	37	52,5	17,3	71,5	39,7	38,8	25,8	47,2	29,8	46,4
<b>Notes globales obtenues au secondaire</b>										
Moins de 70 %	49,1	7,4	27	10,7	22,6	4,7	29	10,3	27	8,9
70 % - 79 %	51,6	25,7	36,4	33,8	0,52	14,2	33,1	30,7	41,2	24,4
80 % - 89 %	19,8	72,3	17,8	75	39,4	42	17,5	69,2	26,7	58,5
90 % - 100 %	***	88,6	5,9	88,3	23,9	49,9	4,7	89,5	11,5	75,7
<b>Scores au PISA</b>										
< 400	46,2	2,8	29,3	10,4	22,8	***	26	7,8	25,8	6,9
400 - 500	51,6	14,7	34,4	28,5	34,5	7,5	27,9	20	31,3	16,7
500 - 600	39,3	44,5	25,1	55,8	48,5	23,7	30,1	39,1	37	34,7
600 - 700	18,1	70,6	11	83,1	42,9	50,8	17,6	65,4	26,1	61,8
>= 700	***	87,6	***	93,1	***	66,6	9,7	88,4	12,8	83

Nota : \*\*\* L'échantillon n'était pas assez grand pour déclarer ce taux.

Le taux global de fréquentation des collèges en Ontario, 36,4 %, n'est dépassé qu'au Québec, où le taux de fréquentation des collèges est de 40 %, ce qui témoigne de la nature unique du système québécois de cégeps. En ce qui concerne la fréquentation des universités, en Ontario, 45,5 % de tous les jeunes de 21 ans avaient fréquenté l'université, comparativement à 51,1 % au Canada atlantique et à 30,3 % et 42,8 % au Québec et dans l'Ouest canadien respectivement.

En Ontario, le taux de fréquentation des collèges est plus élevé chez les garçons que chez les filles (figure 1 et tableaux 1b et 1c), tout comme au Canada atlantique et au Québec, tandis que dans l'Ouest canadien, le taux de fréquentation des collèges est à peu près identique chez les garçons et les filles.

Dans toutes les régions, le taux de fréquentation des universités est plus élevé chez les filles que chez les garçons. En Ontario, il est de 54,7 % chez les filles et de 36,3 % seulement chez

les garçons de 21 ans. Ces différences sont évidemment très préoccupantes et méritent leur propre analyse.

Les tableaux 1a, 1b et 1c montrent également les taux d'accès au collège et à l'université selon le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA. Dans toutes les régions, nous constatons que le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA sont généralement positivement corrélés à l'accès aux études postsecondaires, particulièrement à la fréquentation de l'université (il y a parfois un effet négatif sur la fréquentation du collège). Ces corrélations sont abordées plus à fond dans l'analyse économétrique qui suit, où les différents effets de chacun de ces facteurs et d'autres (comme la scolarité des parents) peuvent être examinés isolément.

## IV. Analyse économétrique des différences dans l'accès aux études postsecondaires

### Concepts, définitions et interprétation des constatations

Nous venons de voir qu'il existe d'importantes différences en ce qui concerne l'accès aux études postsecondaires par région. Dans la présente section, nous verrons comment les principaux déterminants de l'accès, à savoir revenu familial, notes globales obtenues au secondaire et scores au test de lecture du PISA, varient d'une région à l'autre.

Il faut remarquer que nous utilisons les termes « déterminants » ou « facteurs déterminants » de l'accès, « effets », etc. à dessein, en particulier pour ce qui est des variables des scores au test de lecture du PISA et des notes globales obtenues au secondaire. En effet, ces variables, en particulier les notes obtenues au secondaire, sont susceptibles d'être endogènes, en partie du moins, aux décisions concernant les études postsecondaires, puisque les personnes qui ont l'intention de fréquenter un établissement d'enseignement postsecondaire travailleront pour obtenir les meilleurs résultats possibles qui leur permettront d'accéder aux programmes et aux établissements de leur choix et d'y réussir. Les scores au PISA peuvent également être supérieurs chez les personnes qui veulent poursuivre des études postsecondaires, car si elles travaillent fort en classe, elles pourront obtenir de meilleurs résultats aux tests.

Néanmoins, les relations empiriques sont intéressantes et elles soulignent les différences qui peuvent être importantes entre les systèmes d'études postsecondaires des provinces en ce qui concerne (1) le rôle du revenu familial dans la détermination des choix d'études postsecondaires des jeunes, leur préparation pour être acceptés dans les programmes choisis et leur capacité à payer les études; (2) le rôle des notes obtenues au secondaire et la capacité et le rendement scolaires représentés dans les scores au PISA dans les mêmes processus. Les « effets », les « facteurs déterminants », etc. doivent être interprétés dans ce contexte et ne représentent pas nécessairement des relations causales à strictement parler.

En outre, le revenu familial (qui représente ici le revenu des parents uniquement, à l'exclusion de tout revenu des enfants, exprimé en milliers de dollars) saisit les effets non seulement des ressources financières de la famille, mais également d'autres facteurs corrélés avec le revenu

qui ne sont pas pris en compte dans le modèle mais qui influent également sur l'accès des jeunes aux études postsecondaires. Cela dit, nos modèles comprennent également la scolarité des parents (l'attestation d'études la plus élevée du père ou de la mère). La scolarité des parents non seulement devrait saisir un éventail de caractéristiques et d'influences familiales qui pourraient être incluses dans le revenu s'il n'y avait pas de variable liée à la scolarité, mais elle est globalement un facteur déterminant de l'accès aux études postsecondaires, et particulièrement à l'université, beaucoup plus important que le revenu<sup>5</sup>, résultat qui est de nouveau confirmé ici. Même s'il est tentant d'affirmer que les variables liées au revenu saisissent les véritables « effets du revenu », elles ne sont pas nécessairement les seules à rendre les études postsecondaires plus abordables pour les jeunes de ces familles, comme nous en discutons plus à fond ci-dessous.

La variable des notes obtenues au secondaire utilisée ici représente la moyenne globale des notes de la personne, sur 100, mesurée pendant la dernière année d'études secondaires. Elle est présentée en fourchettes dans l'EJET (> 90, 80-90, 70-80, etc.), mais nous avons converti ces données en une variable linéaire, au moyen des points milieux rajustés pertinent à l'intérieur de chaque fourchette de notes (94, 85, 75, etc.), de manière à réduire le nombre de paramètres à estimer et ainsi accroître l'efficacité de l'estimation de notre modèle, ce qui est particulièrement important lorsqu'on établit une interaction des notes scolaires avec les régions<sup>6</sup>.

Les scores au PISA sont présentés en points, ceux donnés dans l'EJET étant normalisés pour donner une moyenne de 500 et un écart-type de 100 entre les élèves de tous les pays qui ont participé au test.

Pour permettre de comparer plus directement les effets des notes scolaires et des scores au PISA, la variable des notes moyennes a été divisée par 10, ce qui a donné l'effet d'une variation de 10 points dans les notes scolaires, tandis que les scores au PISA ont été divisés par 100, ce qui signifie que l'effet que nous présentons saisit une différence de ce montant (c.-à-d. un écart-type). Pour des raisons semblables, la variable du revenu que nous utilisons représente une différence de 10 000 \$ dans les revenus. Évidemment, des rajustements arbitraires à l'échelle n'ont aucun effet significatif sur l'estimation réelle mais rendent la lecture des résultats plus facile et leur interprétation peut-être un peu plus intuitive.

Toutes les régressions de notre analyse, à l'exclusion naturellement de celles des modèles séparés par région, comprennent des indicateurs régionaux 0-1 pour le Canada atlantique, le Québec et l'Ouest canadien. Nous utilisons l'Ontario comme région de référence à des fins de comparaison. En outre, tous les modèles comprennent un ensemble de contrôles qui ont été jugés significatifs dans d'autres études : sexe, emplacement urbain-rural de l'école secondaire, langue, genre de famille (biparentale, monoparentale, etc.), scolarité des parents ainsi que

---

<sup>5</sup> Voir Finnie et Mueller (2008, 2009).

<sup>6</sup> Nous avons mené des tests au moyen des variables liées aux catégories de notes, et les résultats concordent avec ceux déclarés dans le présent document. Nous utilisons la note moyenne globale de l'élève au lieu de notes spécifiques (mathématiques, English/français, sciences) parce que d'autres études (Finnie et Mueller, 2008, 2009) ont révélé que la note globale représente le facteur déterminant le plus important de l'accès à l'université dans les données de l'EJET.

statut de minorité visible et d'immigrant. Ces contrôles n'ont pas d'interaction avec la région sauf, encore une fois implicitement, dans les modèles séparés par région présentés plus loin. Notre analyse tend à focaliser sur les effets sur la fréquentation de l'université, car c'est à cet égard que les effets sont les plus importants. Il en est ainsi surtout parce que les principales variables que nous examinons dans la présente analyse, à savoir revenu familial, notes obtenues au secondaire et scores au PISA, ont généralement des effets positifs plus importants sur la fréquentation de l'université, mais des effets nets moins importants, voire négatifs dans bien des cas, sur la fréquentation des collèges. Cela est logique : une personne qui vient d'une famille à revenu élevé, qui a d'excellentes notes au secondaire ou qui a obtenu un score élevé au PISA sera généralement non seulement plus susceptible de poursuivre des études postsecondaires, mais également d'aller à l'université plutôt qu'au collège. Par conséquent, les effets globaux sur la fréquentation de l'université sont très positifs parce que les deux effets vont dans la même direction tandis que les effets nets sur la fréquentation des collèges résultent de ces deux influences compensatrices. Les effets sont donc faiblement positifs, parfois négatifs, et souvent statistiquement nuls. Le modèle logistique multinomial que nous utilisons saisit ces effets de façon appropriée d'un point de vue économétrique et d'une manière qui est exponentiellement pratique.

## Effets du revenu

Le tableau 2a présente un ensemble de modèles qui saisissent nos premières explorations des différences régionales dans les tendances en matière d'accès. La colonne intitulée « Séparément, sans interaction » présente les résultats de trois modèles distincts dans lesquels le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA sont inclus par eux-mêmes avec les contrôles susmentionnés. Ces modèles sont estimés à l'échelle nationale (c.-à-d. qu'ils comprennent les élèves de toutes les provinces et régions). La colonne intitulée « Ensemble, sans interaction » présente les résultats lorsque le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA sont inclus ensemble dans la régression.

Les résultats montrent d'abord qu'à l'échelle nationale les effets du revenu sur la fréquentation de l'université (voir le commentaire ci-dessus sur notre concentration sur l'université) sont positifs et statistiquement significatifs au seuil de confiance de 1 %, c'est-à-dire que le « revenu familial compte ».

Cependant, les résultats montrent également que les effets du revenu ne sont pas aussi importants qu'on aurait pu s'y attendre, étant donné l'attention que le revenu reçoit souvent dans les discussions sur l'accès aux études postsecondaires. Pour chaque tranche supplémentaire de 10 000 \$ du revenu familial (l'unité de mesure de la variable du revenu incluse dans les modèles, comme nous l'avons expliqué précédemment), l'effet de ,009 présenté dans le tableau signifie qu'en moyenne, les taux d'accès à l'université seraient supérieurs de 0,9 point de pourcentage seulement dans le modèle « séparé » et de 0,5 point de pourcentage seulement dans les estimations conjointes (c.-à-d. lorsque les notes scolaires et les scores au PISA sont également inclus).

C'est donc dire que, encore une fois en moyenne et si les autres facteurs demeurent constants, les taux d'accès différeraient de moins de 1 point de pourcentage dans deux familles dont le

revenu présente cette différence de 10 000 \$. Les effets d'une différence dans le revenu familial disons de 50 000 \$ (p. ex., une famille ayant un revenu de 50 000 \$ et une autre de 100 000 \$) sont cinq fois plus élevés, mais s'établissent à 4,5 points de pourcentage seulement dans le modèle séparé et à 2,5 points de pourcentage lorsque le revenu est examiné conjointement avec les notes scolaires et les scores au PISA. Avec un taux global d'accès à l'université de 45,5 % en Ontario, ces effets pourraient être qualifiés de « significatifs » mais « pas particulièrement importants ».

Les effets du revenu peuvent également être examinés par rapport aux effets de la scolarité des parents. Chaque année supplémentaire de scolarité du père ou de la mère est associée à une différence de 3,0-3,3 points de pourcentage dans les taux d'accès à l'université dans les modèles estimés conjointement (indiquée ci-dessous dans les modèles séparés par région). En d'autres termes, une seule année de scolarité du père ou de la mère a une plus grande incidence sur la probabilité que le garçon ou la fille aille à l'université qu'un revenu parental supplémentaire de 50 000 \$.

Les différences entre les modèles « séparés » et « conjoints » s'expliquent par la corrélation des différentes variables – revenu familial, notes globales obtenues au secondaire et scores au test de lecture du PISA – et leurs effets connexes sur l'accès, à savoir que les personnes vivant dans les familles à revenus plus élevés ont également tendance à obtenir des notes scolaires et des scores au PISA plus élevés. L'examen de ces variables isolément, c.-à-d. séparément, tend à faire en sorte que ces variables saisissent certains des effets des autres, ce qui donne des estimations biaisées des effets individuels. Cependant, leur examen conjoint ne tient pas compte du fait que le revenu influe sur l'accès par l'entremise des notes scolaires et des scores au PISA. L'effet « véritable » (indépendant) de chaque variable, y compris le revenu, se situe probablement entre ces différentes estimations. Ensemble toutefois, les résultats donnent une image empirique utile des effets de chacune des variables et des liens qu'elles ont entre elles.

Dans la troisième série de colonnes du tableau 2a, nous ajoutons ensuite les interactions de la région avec chacune des trois variables : revenu familial, notes globales obtenues au secondaire et scores au test de lecture du PISA. Nous le faisons dans trois modèles séparés, comprenant chacun une seule des trois variables en plus des interactions régionales connexes. Les résultats sont tout à fait remarquables. L'effet général de base du revenu, qui représente maintenant l'effet du revenu pour l'Ontario (puisque implicitement, c'est la seule région où il n'y a pas d'interaction du revenu) est de 0,010 pour ce qui est de la participation aux études universitaires, ce qui est très proche de l'effet de 0,009 constaté précédemment au palier national; cependant, pour le Canada atlantique, nous ajoutons un effet supplémentaire de 0,020, saisi par le terme pertinent de l'interaction, soit ,030 au total. En d'autres termes, l'effet d'une différence de 10 000 \$ dans le revenu familial est de 1 point de pourcentage en Ontario (l'estimation de ,010), mais d'environ 3 points de pourcentage (l'estimation de ,030) au Canada atlantique, donc trois fois plus grand. (Comme nous l'avons indiqué précédemment, l'effet net pour chaque région est obtenu par l'addition de l'effet propre à la région à l'effet de référence (Ontario), comme cela se fait normalement pour les modèles de ce genre qui comprennent de tels ensembles d'interactions.) Lorsque les différences dans les revenus sont plus grandes, ces effets sont évidemment proportionnellement plus importants (toujours trois fois plus grands – effets de ,010 et ,030 pour chaque tranche de 10 000 \$ du revenu familial). Les termes de l'interaction pour le Québec et l'Ouest canadien ne sont pas statistiquement significatifs, cependant, ce qui indique que les effets du revenu n'y sont pas différents de ceux de l'Ontario.



Dans la dernière équation du tableau 2a, intitulée « Ensemble, avec interactions », les interactions de chaque région avec chacune des trois variables (revenu familial, notes globales obtenues au secondaire et scores au test de lecture du PISA) sont toutes incluses dans le même modèle. L'effet estimé du revenu pour l'Ontario qui prend en compte les interactions par région (,006) est de nouveau semblable à ce qui a été constaté dans le premier modèle estimé conjointement qui ne comprenait pas ces interactions (le modèle 2 montré dans le tableau), mais l'importance statistique de l'estimation est réduite et ramenée au seuil de confiance de 10 % (c.-à-d. qu'elle n'est pas nécessairement différente de zéro, du moins en partie à cause de la taille plus petite de l'échantillon de l'Ontario seul comparativement à l'estimation nationale précédente). En revanche, l'effet du revenu au Canada atlantique est de nouveau trois fois plus important – ,006 plus ,012, soit environ ,018, ou un peu moins de 2 points de pourcentage pour chaque tranche de 10 000 \$ du revenu. Encore une fois, les termes de l'interaction pour le Québec et l'Ouest canadien ne sont pas statistiquement significatifs; c'est donc dire que les effets ne semblent pas différents de l'effet observé en Ontario.

En bref, même si le revenu familial a un effet relativement faible lorsqu'on l'évalue à l'échelle nationale, il présente d'importantes différences au palier régional et les effets sont, en fait, très importants au Canada atlantique en particulier.

À partir du tableau 2a, nous constatons également que l'effet du revenu sur l'accès au collège (voir les colonnes « Coll. » pour chaque ensemble de résultats) est, encore une fois, constamment faible et négligeable pour toutes les caractéristiques pour les raisons évoquées précédemment.

Compte tenu de l'intérêt récent manifesté à l'égard des tendances en fonction du sexe, qui montrent que les femmes fréquentent davantage l'université que les hommes, et de constatations présentées dans des études connexes des auteurs selon lesquelles l'effet du revenu est plus important chez les femmes que chez les hommes (p. ex., Finnie et Mueller, 2008, 2009), les modèles précités ont également été évalués en fonction du sexe. Les résultats de ces évaluations sont présentés aux tableaux 2b et 2c. Ils reflètent généralement les tendances régionales décrites précédemment : l'effet du revenu est plus important au Canada atlantique qu'en Ontario et ailleurs, aussi bien chez les garçons que chez les filles. La seule différence, c'est que l'effet du revenu est généralement plus important chez les filles que chez les garçons tout en suivant les mêmes tendances régionales dans les deux cas. Les modèles regroupés représentent donc essentiellement la moyenne de ces différents effets pour les garçons et les filles. Il peut être intéressant de noter que pour les garçons, l'effet du revenu n'est pas statistiquement significatif lorsque les notes obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA sont inclus dans le modèle, sauf au Canada atlantique.

### **Effets des notes obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA**

Les effets des notes obtenues au secondaire et des scores au PISA sont également présentés au tableau 2a. L'effet des notes moyennes obtenues au secondaire sur la fréquentation de l'université est important (comme nous l'avons constaté dans d'autres ouvrages au palier national). Pour toutes les caractéristiques du modèle, la variable des notes scolaires est importante au seuil de 1 %. Dans la première équation, lorsque la variable des notes scolaires est incluse (avec les contrôles habituels), nous constatons que son effet sur l'accès à l'université s'établit à 0,213. Lorsque le revenu et les scores au test de lecture du PISA sont

ajoutés au modèle, l'effet est atténué et ramené à 0,152. Une différence de 10 points dans les notes scolaires (l'unité de mesure de la variable des notes scolaires) est donc associée, en moyenne, à une probabilité supérieure de 15,2 points de pourcentage d'accéder à l'université, ce qui est important.

Dans la troisième série de résultats présentés au tableau 2a, où la variable des notes obtenues au palier secondaire est incluse, avec les interactions de celle-ci avec la région et les contrôles habituels (« Séparément, avec interactions »), nous constatons que l'effet des notes globales obtenues au secondaire varie grandement d'une région à l'autre. Selon les estimations, chaque différence de 10 points dans la note moyenne se traduit par une différence de 24,3 points de pourcentage dans la probabilité de fréquentation de l'université en Ontario (qui est, rappelons-le, la province de base dans ces modèles). Comparativement à l'Ontario, l'effet des notes scolaires globales est d'environ 5 points de pourcentage au Québec et dans l'Ouest canadien. Au Canada atlantique, l'effet des notes globales obtenues au secondaire n'est guère différent de celui observé en Ontario, mais l'estimation est également négative.

Dans la quatrième colonne du tableau 2a, où les variables du revenu, des notes scolaires et des scores au PISA sont toutes incluses avec les interactions de chaque région avec chacune des trois variables, l'effet des notes scolaires demeure beaucoup moins important au Québec et dans l'Ouest canadien qu'en Ontario. L'effet des notes scolaires au Canada atlantique devient également beaucoup plus faible qu'en Ontario relativement à cette caractéristique, mais seulement au seuil de signification de 10 %, et la différence n'est que d'environ trois points de pourcentage. On pourrait postuler que l'effet particulièrement faible des notes globales obtenues au secondaire au Québec reflète le fait que les élèves passent généralement par le cégep avant d'aller à l'université et que les notes obtenues au cégep peuvent atténuer l'incidence des notes obtenues au secondaire lorsqu'il est question de l'accès à l'université. Pour les autres provinces, aucune explication de ce genre ne se présente et les résultats sont intrigants. Le système d'éducation de l'Ontario, que ce soit au palier secondaire ou au palier postsecondaire ou aux deux, parvient-il mieux à attirer les meilleurs élèves à l'université ou à les encourager à aller à l'université?

L'effet global des scores au test de lecture du PISA est également important dans tous nos modèles. En omettant les effets du revenu et des notes globales obtenues au secondaire, l'effet des scores au PISA (seuls) sur la fréquentation de l'université s'établit à 0,214, et si on ajoute les variables du revenu et des notes scolaires, l'effet est de 0,138 (la première et la deuxième série de résultats du tableau 2a). Une différence correspondant à un écart-type dans les scores au PISA se traduit donc (pour la dernière caractéristique) en une différence de presque 14 points de pourcentage dans la probabilité prévue de l'accès à l'université. Dans toutes les caractéristiques montrées au tableau 2a, l'effet des scores au test de lecture du PISA est statistiquement significatif.

Si l'on ajoute les interactions régionales au modèle, les scores au test de lecture du PISA ont encore une fois un effet important, présentant aussi d'importantes différences régionales. Si l'on omet les effets du revenu et des notes scolaires, une différence de 100 points (un écart type) dans les scores au PISA est associée à une différence de 26,2 points de pourcentage dans la probabilité d'accéder à l'université pour une personne vivant en Ontario (la province de base), mais les effets sont beaucoup plus faibles dans toutes les autres régions. La différence par rapport à l'effet observé en Ontario est d'environ 5 points de pourcentage au Canada atlantique, 4 points au Québec et 9 points dans l'Ouest canadien.

Dans la dernière colonne du tableau 2a, qui comprend le revenu familial, les notes scolaires globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA, ainsi que toutes les interactions régionales, nous constatons en gros les mêmes tendances. L'effet des scores au PISA est plus important en Ontario et plus faible partout ailleurs.

Il est important de souligner que même si l'on peut, *ex ante*, s'attendre à ce que les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA saisissent à peu près les mêmes renseignements et soient donc fortement corrélés et difficiles à différencier dans le modèle, où ils sont inclus ensemble, dans les faits, les effets des variables demeurent statistiquement significatifs et importants, ce qui démontre d'importants effets indépendants des deux variables et de ce qu'elles peuvent saisir. En outre, des différences marquées sont observées entre les régions. Ainsi, dans le cas de l'Ontario, 10 points dans la note moyenne obtenue à l'école secondaire se traduisent par une probabilité de 17,6 points de pourcentage plus élevée de fréquenter l'université, tandis que 100 au score de PISA valent 18,5 points, et dans les deux cas, ces effets sont beaucoup plus importants que dans les autres régions.

À partir du tableau 2a, nous constatons également les effets des notes globales obtenues au secondaire et des scores au PISA sur l'accès au collège. Nous avons vu que les effets positifs des notes scolaires et des scores au PISA sur l'accès à l'université sont plus faibles (c.-à-d. moins positifs) dans d'autres régions qu'en Ontario, mais que les effets négatifs sur l'accès au collège sont également plus faibles (c.-à-d. moins négatifs) dans les autres régions qu'en Ontario.

**Tableau 2a**  
**Estimations multinomiales de l'accès au collège et à l'université, régions regroupées, tous les élèves**

	Séparément, sans interaction		Ensemble, sans interaction		Séparément, avec interactions		Ensemble, avec interactions	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Revenu familial – Ontario (référence)	-0,001 [0,002]	0,009*** [0,002]	-0,000 [0,002]	0,005*** [0,002]	-0,000 [0,004]	0,010*** [0,004]	0,001 [0,004]	0,006* [0,003]
Revenu familial x Canada atlantique					-0,008 [0,005]	0,020*** [0,005]	-0,006 [0,005]	0,012*** [0,004]
Revenu familial x Québec					-0,002 [0,005]	0,001 [0,005]	-0,002 [0,005]	0,001 [0,004]
Revenu familial x Ouest canadien					-0,001 [0,004]	-0,007 [0,004]	-0,002 [0,004]	-0,003 [0,003]
Notes obtenues au secondaire – Ontario (référence)	-0,078*** [0,005]	0,213*** [0,004]	-0,057*** [0,006]	0,152*** [0,005]	-0,105*** [0,011]	0,243*** [0,007]	-0,074*** [0,012]	0,176*** [0,010]
Notes obtenues au secondaire x Canada atlantique					0,034** [0,016]	-0,027 [0,017]	0,031* [0,016]	-0,027* [0,016]
Notes obtenues au secondaire x Québec					0,067*** [0,017]	-0,053*** [0,019]	0,033* [0,018]	-0,051*** [0,017]
Notes obtenues au secondaire x Ouest canadien					0,030* [0,016]	-0,049*** [0,016]	0,019 [0,016]	-0,036** [0,015]
Scores au test de lecture du PISA – Ontario (référence)	-0,070*** [0,006]	0,214*** [0,005]	-0,037*** [0,007]	0,138*** [0,006]	-0,112*** [0,012]	0,262*** [0,010]	-0,075*** [0,014]	0,185*** [0,013]
Scores au test de lecture du PISA x Canada atlantique					0,023 [0,017]	-0,048*** [0,017]	0,018 [0,018]	-0,052*** [0,016]
Scores au test de lecture du PISA x Québec					0,126*** [0,018]	-0,042** [0,020]	0,118*** [0,020]	-0,045** [0,019]
Scores au test de lecture du PISA x Ouest canadien					0,041** [0,017]	-0,091*** [0,016]	0,037** [0,017]	-0,084*** [0,015]
<b>Observations</b>	15 913		15 913		15 913		15 913	

Notes : Les effets marginaux moyens sont présentés. L'erreur-type figure entre crochets. \*\*\*p < 0,01 \*\*p < 0,05 \* p < 0,1. Les colonnes intitulées « Séparément » donnent les résultats des trois modèles séparés, où les revenus, les notes scolaires et les scores au test de lecture du PISA sont pris en compte individuellement. Les colonnes intitulées « Ensemble » présentent les résultats où le revenu familial, les notes obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA sont pris en compte ensemble. La variable du revenu montre les effets associés à une augmentation de 10 000 \$. La variable des notes obtenues au secondaire représente la moyenne des notes obtenues par les élèves divisées par 10. La variable des scores au test de lecture du PISA représente les scores des élèves au test de lecture du PISA divisé par 100. Toutes les régressions comprenaient des variables de contrôle qui tiennent compte de la province ou de la région, du sexe, de l'emplacement en milieu rural ou urbain de l'école secondaire des élèves, du statut de langue minoritaire, du genre de famille, de la scolarité des parents, du statut de minorité visible et du statut d'immigrant.

Comme il en a été question précédemment, les effets négatifs quant à l'accès au collège témoignent de l'influence nette que les notes globales obtenues au secondaire et les scores au PISA (ainsi que le revenu) ont sur deux processus opposés : (1) effets positifs sur la fréquentation du collège et de l'université, impliquant un effet positif sur l'accès au collège et (2) une tendance à choisir l'université plutôt que le collège pour ceux qui décident de poursuivre des études postsecondaires (d'où un effet négatif sur l'accès au collège comme tel).

Tous les modèles ont également été évalués pour les garçons et les filles séparément. Les résultats de ces analyses sont présentés aux tableaux 2b et 2c et reflètent généralement les constatations présentées ci-dessus.

**Tableau 2b**  
**Estimations multinomiales de l'accès au collège et à l'université, régions regroupées, filles**

	Séparément, sans interaction		Ensemble, sans interaction		Séparément, avec interactions		Ensemble, avec interactions	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Revenu familial – Ontario (référence)	-0,003 [0,003]	0,016*** [0,004]	-0,001 [0,003]	0,010*** [0,002]	-0,003 [0,006]	0,014* [0,008]	-0,001 [0,006]	0,008** [0,004]
Revenu familial x Canada atlantique					-0,008 [0,007]	0,022** [0,009]	-0,005 [0,007]	0,014*** [0,005]
Revenu familial x Québec					-0,003 [0,007]	0,017* [0,009]	-0,002 [0,008]	0,012** [0,006]
Revenu familial x Ouest canadien					0,003 [0,006]	-0,004 [0,008]	0,002 [0,006]	-0,001 [0,004]
Notes obtenues au secondaire – Ontario (référence)	-0,091*** [0,008]	0,214*** [0,005]	-0,060*** [0,009]	0,144*** [0,007]	-0,104*** [0,017]	0,242*** [0,011]	-0,062*** [0,018]	0,163*** [0,014]
Notes obtenues au secondaire x Canada atlantique					0,002 [0,025]	-0,021 [0,024]	-0,002 [0,025]	-0,020 [0,022]
Notes obtenues au secondaire x Québec					0,039 [0,026]	-0,028 [0,028]	-0,003 [0,028]	-0,022 [0,026]
Notes obtenues au secondaire x Ouest canadien					0,017 [0,025]	-0,054** [0,023]	0,006 [0,025]	-0,034 [0,021]
Scores au test de lecture du PISA – Ontario (référence)	-0,085*** [0,008]	0,229*** [0,006]	-0,048*** [0,010]	0,152*** [0,009]	-0,122*** [0,019]	0,295*** [0,014]	-0,082*** [0,022]	0,217*** [0,019]
Scores au test de lecture du PISA x Canada atlantique					0,005 [0,027]	-0,054** [0,025]	0,006 [0,027]	-0,060** [0,024]
Scores au test de lecture du PISA x Québec					0,132*** [0,027]	-0,084*** [0,030]	0,141*** [0,030]	-0,100*** [0,028]
Scores au test de lecture du PISA x Ouest canadien					0,030 [0,025]	-0,111*** [0,023]	0,022 [0,027]	-0,098*** [0,023]
<b>Observations</b>	8 154		8 154		8 154		8 154	

Notes : Les effets marginaux moyens sont présentés. L'erreur-type figure entre crochets. \*\*\*p < 0,01 \*\*p < 0,05 \* p < 0,1. Les colonnes intitulées « Séparément » donnent les résultats des trois modèles séparés, où les revenus, les notes scolaires et les scores au test de lecture du PISA sont pris en compte individuellement. Les colonnes intitulées « Ensemble » présentent les résultats où le revenu familial, les notes

obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA sont pris en compte ensemble. La variable des notes obtenues au secondaire représente la moyenne des notes obtenues par les élèves divisées par 10. La variable des scores au test de lecture du PISA représente les scores des élèves au test de lecture du PISA divisé par 100. La variable du revenu montre les effets associés à une augmentation de 10 000 \$. Toutes les régressions comprenaient des variables de contrôle qui tiennent compte de la province ou de la région, du sexe, de l'emplacement en milieu rural ou urbain de l'école secondaire des élèves, du statut de langue minoritaire, du genre de famille, de la scolarité des parents, du statut de minorité visible et du statut d'immigrant.

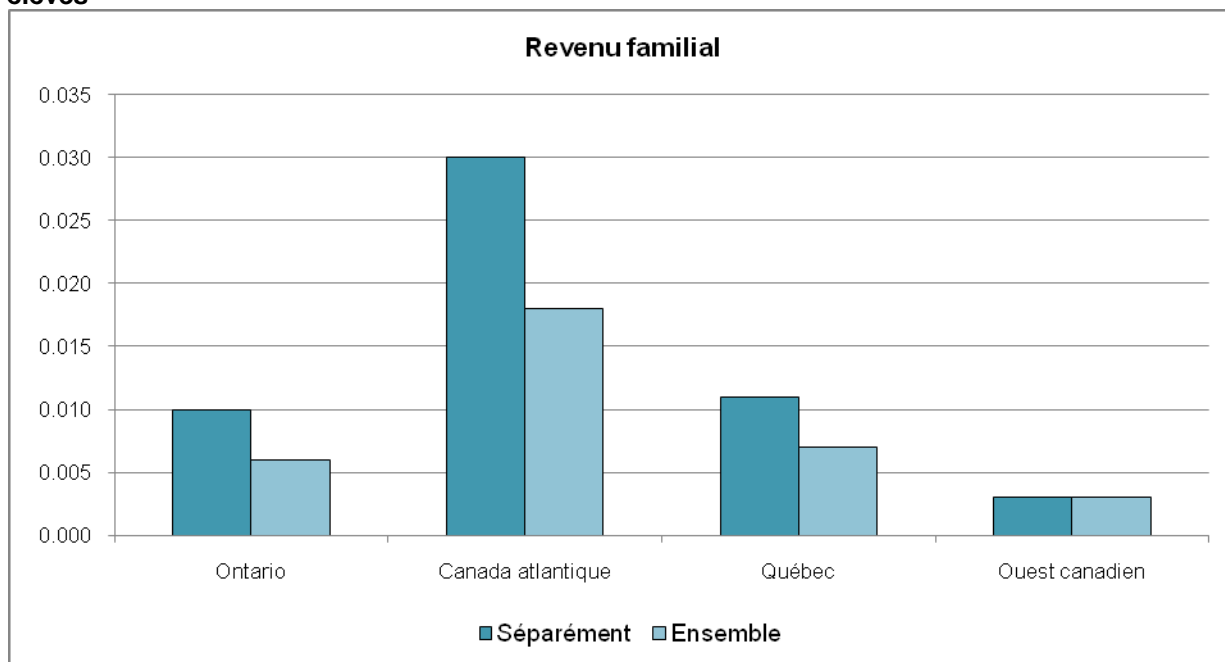
**Tableau 2c**  
**Estimations multinomiales de l'accès au collège et à l'université, régions regroupées, garçons**

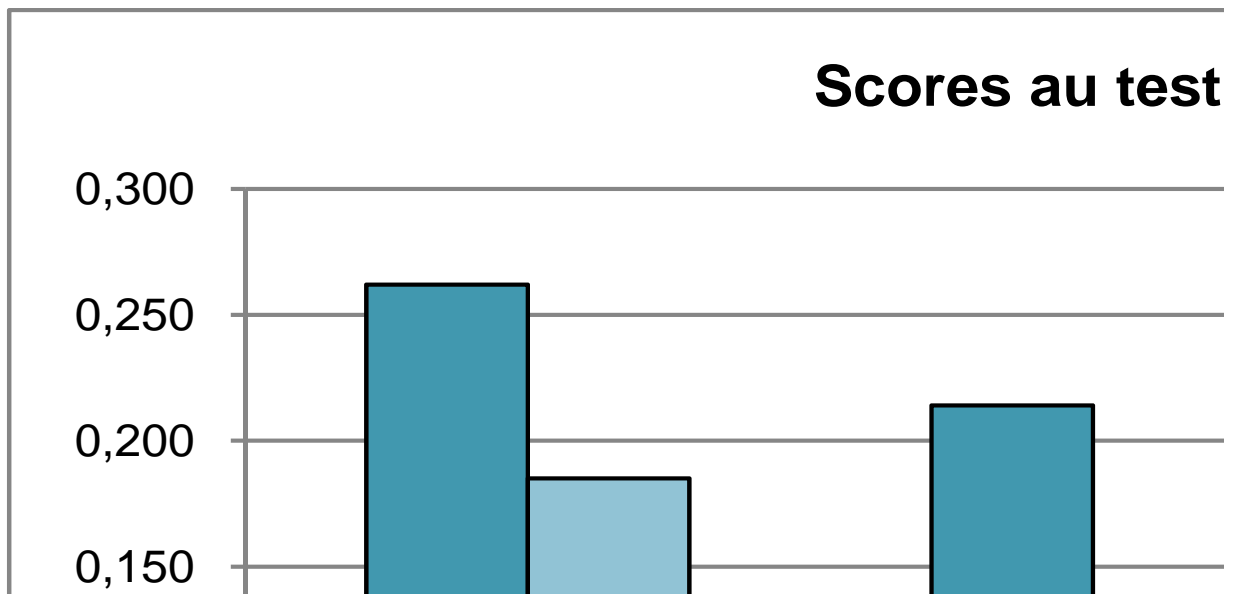
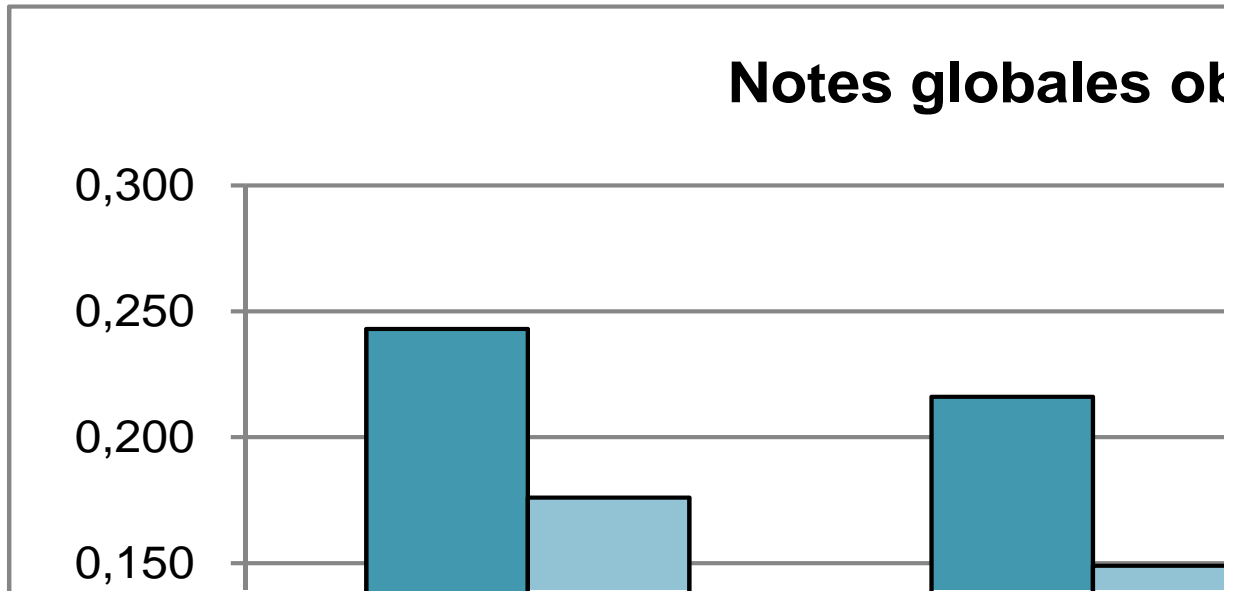
	Séparément, sans interaction		Ensemble, sans interaction		Séparément, avec interactions		Ensemble, avec interactions	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
<b>Revenu familial – Ontario (référence)</b>	-0,000 [0,002]	0,005*** [0,002]	-0,000 [0,002]	0,002 [0,001]	0,002 [0,005]	0,009** [0,004]	0,003 [0,004]	0,004 [0,003]
<b>Revenu familial x Canada atlantique</b>					-0,007 [0,006]	0,018*** [0,005]	-0,007 [0,006]	0,011** [0,004]
<b>Revenu familial x Québec</b>					-0,002 [0,006]	-0,004 [0,005]	-0,002 [0,005]	-0,003 [0,004]
<b>Revenu familial x Ouest canadien</b>					-0,003 [0,005]	-0,008** [0,004]	-0,003 [0,004]	-0,004 [0,003]
<b>Notes obtenues au secondaire – Ontario (référence)</b>	-0,069*** [0,006]	0,217*** [0,006]	-0,057*** [0,008]	0,162*** [0,007]	-0,104*** [0,014]	0,248*** [0,010]	-0,083*** [0,015]	0,190*** [0,014]
<b>Notes obtenues au secondaire x Canada atlantique</b>					0,063*** [0,021]	-0,030 [0,024]	0,059*** [0,021]	-0,031 [0,023]
<b>Notes obtenues au secondaire x Québec</b>					0,092*** [0,021]	-0,075*** [0,025]	0,060*** [0,023]	-0,074*** [0,024]
<b>Notes obtenues au secondaire x Ouest canadien</b>					0,036* [0,021]	-0,041* [0,023]	0,026 [0,022]	-0,033 [0,022]
<b>Scores au test de lecture du PISA – Ontario (référence)</b>	-0,055*** [0,007]	0,204*** [0,006]	-0,026*** [0,009]	0,127*** [0,009]	-0,095*** [0,016]	0,239*** [0,015]	-0,061*** [0,019]	0,161*** [0,018]
<b>Scores au test de lecture du PISA x Canada atlantique</b>					0,031 [0,022]	-0,043* [0,023]	0,022 [0,023]	-0,046** [0,021]
<b>Scores au test de lecture du PISA x Québec</b>					0,116*** [0,025]	-0,006 [0,028]	0,096*** [0,026]	-0,005 [0,025]
<b>Scores au test de lecture du PISA x Ouest canadien</b>					0,042* [0,022]	-0,075*** [0,022]	0,040* [0,023]	-0,076*** [0,020]
<b>Observations</b>	7 759		7 759		7 759		7 759	

Notes : Les effets marginaux moyens sont présentés. L'erreur-type figure entre crochets. \*\*\*p < 0,01 \*\*p < 0,05 \* p < 0,1. Les colonnes intitulées « Séparément » donnent les résultats des trois modèles séparés, où les revenus, les notes scolaires et les scores au test de lecture du PISA sont pris en compte individuellement. Les colonnes intitulées « Ensemble » présentent les résultats où le revenu familial, les notes obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA sont pris en compte ensemble. La variable des notes obtenues au secondaire représente la moyenne des notes obtenues par les élèves divisées par 10. La variable des scores au test de lecture du PISA représente les scores des élèves au test de lecture du PISA divisé par 100. La variable du revenu montre les effets associés à une augmentation de 10 000 \$. Toutes les régressions comprenaient des variables de contrôle qui tiennent compte de la province ou de la région, du sexe, de l'emplacement en milieu rural ou urbain de l'école secondaire des élèves, du statut de langue minoritaire, du genre de famille, de la scolarité des parents, du statut de minorité visible et du statut d'immigrant.

Dans la figure 2a, nous présentons les effets marginaux moyens de chacune des trois variables (revenu familial, notes obtenues au secondaire et scores au test de lecture du PISA) sur la probabilité d'accéder à l'université pour chaque région. Ces effets proviennent du modèle final présenté au tableau 2a (« Ensemble, avec interactions ») qui comprend les trois variables et toutes les interactions régionales. Les figures 2b et 2c montrent les résultats pour les modèles touchant les garçons et les filles, Ces trois ensembles de graphiques résument bien les tendances constatées et discutées ci-dessus.

**Figure 2a**  
**Effets marginaux moyens du revenu familial, des notes globales obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA sur la probabilité de fréquenter l'université, par région : tous les élèves**

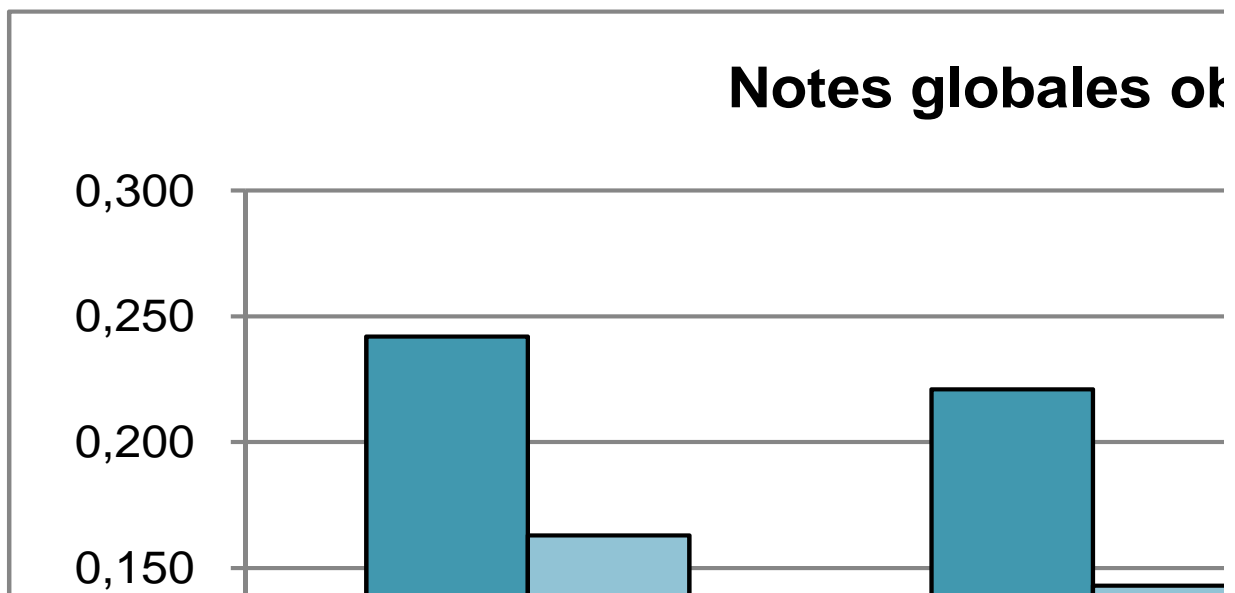
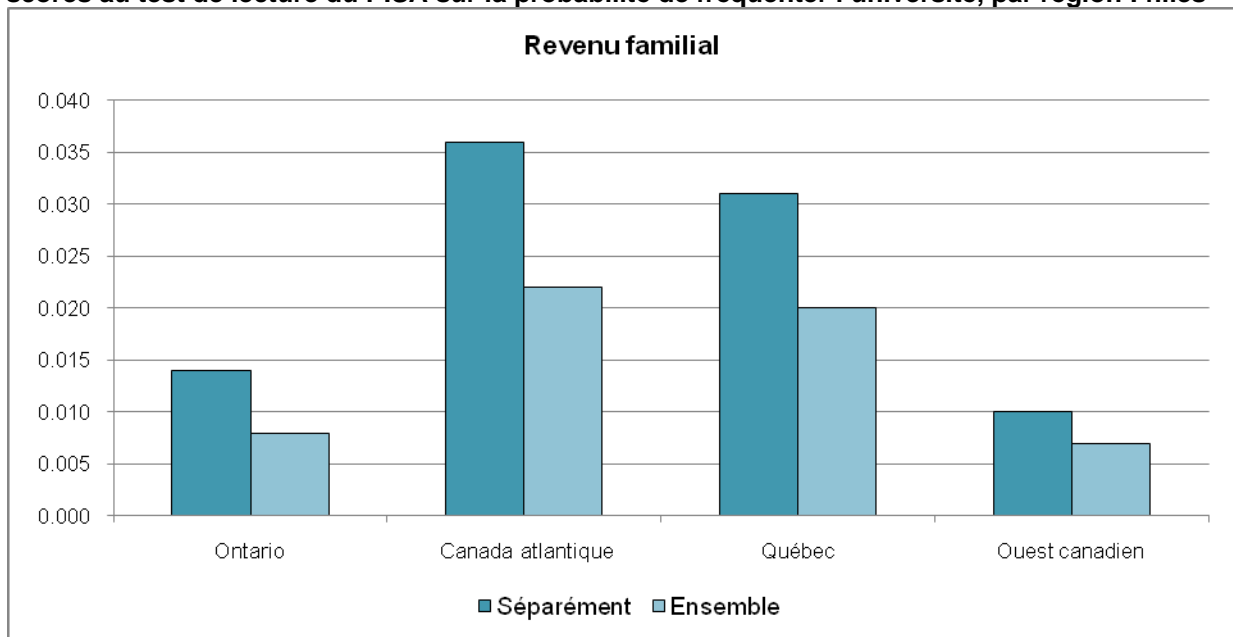


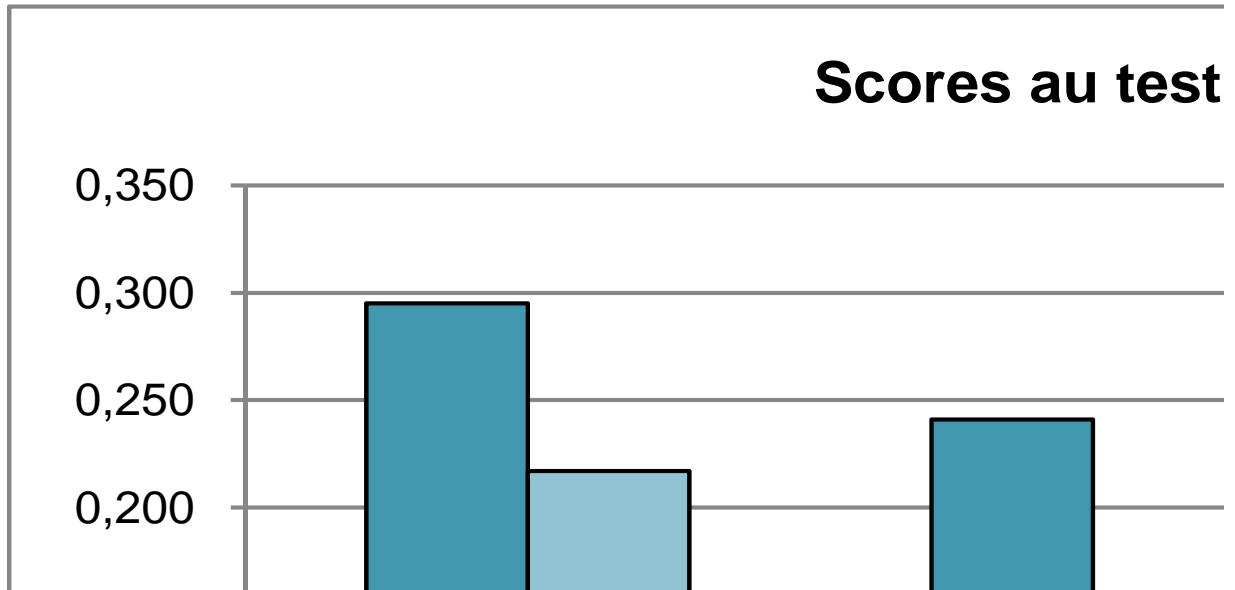


Source : Tableau 2a, colonnes « Séparément, avec interactions » et « Ensemble, avec interactions ».



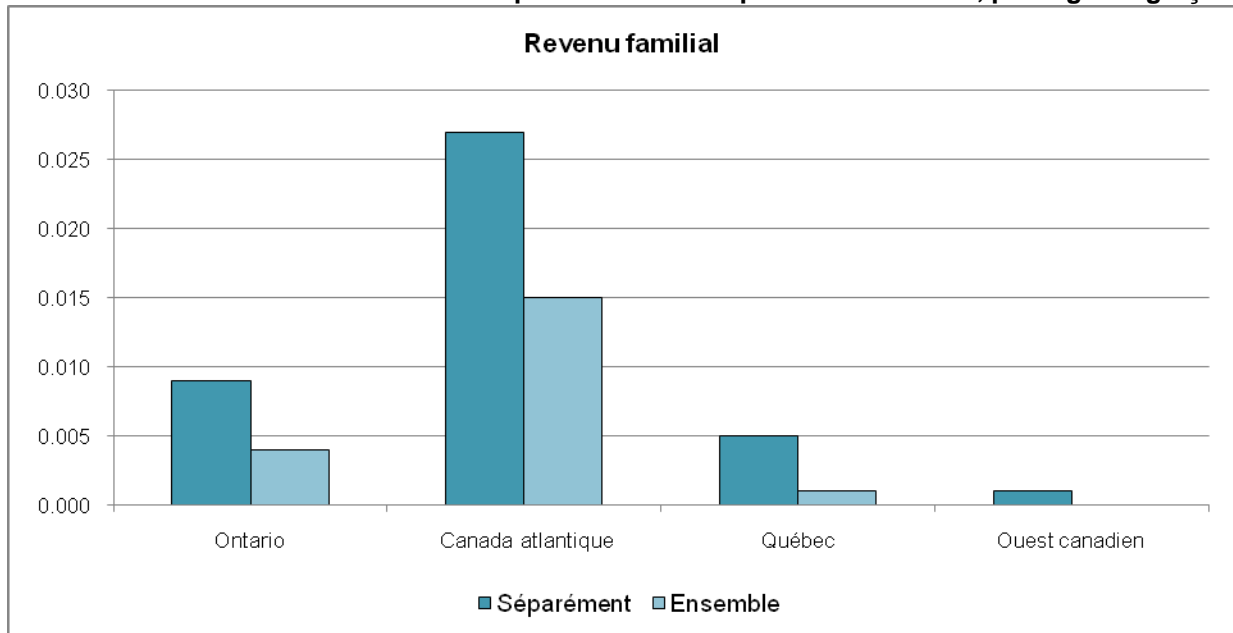
**Figure 2b**  
**Effets marginaux moyens du revenu familial, des notes globales obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA sur la probabilité de fréquenter l'université, par région : filles**

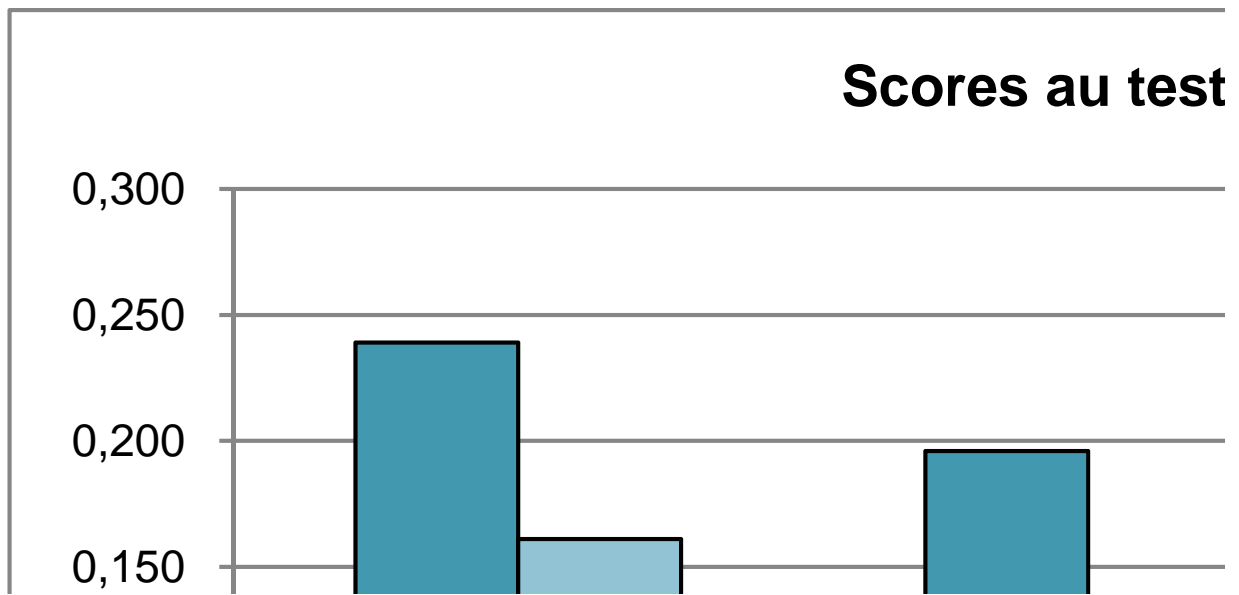
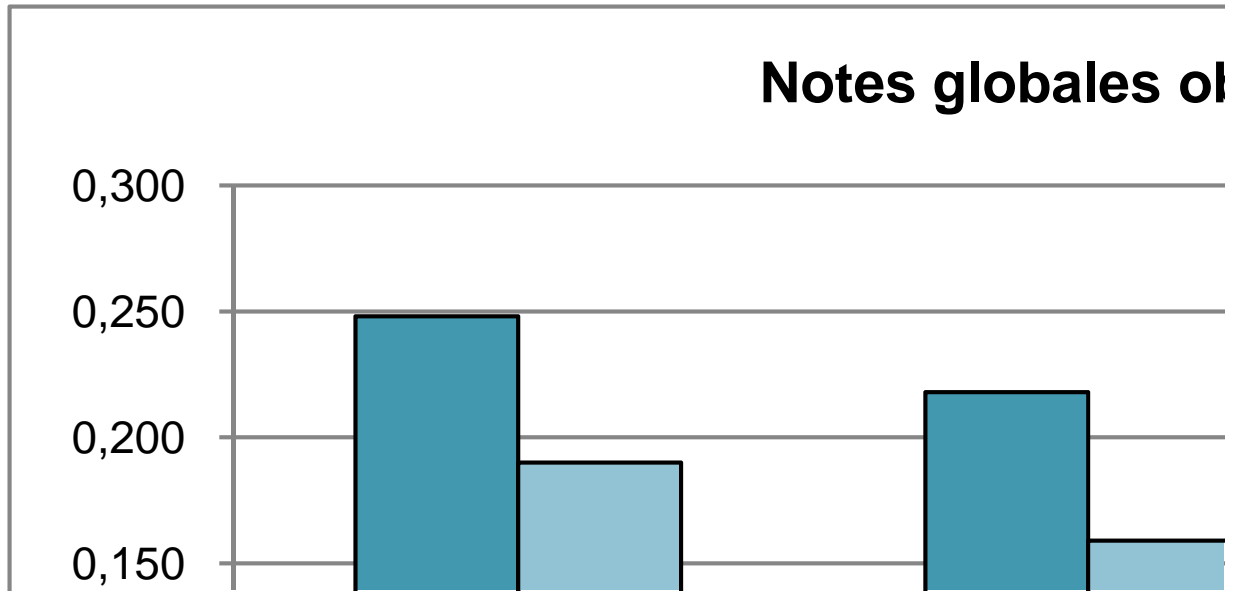




Source : Tableau 2a, colonnes « Séparément, avec interactions » et « Ensemble, avec interactions ».

**Figure 2c**  
**Effets marginaux moyens du revenu familial, des notes globales obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA sur la probabilité de fréquenter l'université, par région : garçons**





Source : Tableau 2a, colonnes « Séparément, avec interactions » et « Ensemble, avec interactions ».

## Modèles séparés par région

Le tableau 3a montre les résultats obtenus lorsque des modèles séparés sont utilisés pour chaque région. Les effets du revenu familial, des notes globales obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA sont présentés ainsi que les effets des autres variables de contrôle. Bien que ces derniers effets ne soient pas le point central de notre analyse, il est intéressant de noter l'uniformité relative de l'effet de la scolarité des parents, en particulier, entre les régions. Ainsi, les facteurs que la variable du revenu familial saisit au regard du statut socioéconomique semblent différer de ce que la variable de la scolarité des parents saisit, et tandis que l'effet de l'une varie d'une région à l'autre, l'effet de l'autre ne varie pas, ce qui rend les constatations sur le revenu d'autant plus intéressantes.

Comme on peut s'y attendre, ces estimations reflètent les constatations déjà mentionnées<sup>7</sup>. En Ontario, l'effet marginal moyen du revenu est faible et négligeable, tandis que dans d'autres régions (Québec et Ouest), il n'est que marginalement significatif. Encore une fois, au Canada atlantique, l'effet du revenu est de loin le plus important.

Les effets des notes globales obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA sont importants dans toutes les régions. L'effet des notes scolaires en Ontario se rapproche maintenant davantage de ce qu'on constate au Canada atlantique et dans l'Ouest canadien, mais il est encore plus important que celui qu'on observe au Québec. L'effet plus important constaté en Ontario au regard des scores au test de lecture du PISA se maintient dans ces modèles désagrégés et il est plus important que les effets constatés dans toutes les autres régions.

Les modèles régionaux séparés ont également été appliqués aux filles et aux garçons séparément. Les résultats de ces régressions, présentés aux tableaux 3b et 3c, disent la même chose que les régressions regroupées.

---

<sup>7</sup> En évaluant des modèles séparés, tous les paramètres peuvent différer par région, tandis que dans les régressions regroupées, seules les variables sur lesquelles nous nous sommes concentrés (revenu familial, notes globales obtenues au secondaire et scores au test de lecture du PISA) peuvent différer, ainsi que la valeur à l'origine. Les résultats pourraient donc différer si une plus grande souplesse de la forme fonctionnelle fait une différence, tandis que l'efficacité statistique diminue en raison de la taille plus petite des échantillons associés aux modèles séparés.

**Tableau 3a**  
**Estimations multinomiales de l'accès au collège et à l'université : régions prises séparément, tous les élèves**

	Ontario		Canada atlantique		Québec		Ouest canadien	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
<b>Filles</b>	-0,012 [0,022]	0,064*** [0,018]	-0,014 [0,012]	0,053*** [0,012]	-0,027 [0,020]	0,104*** [0,018]	0,0 [0,0]	0,0 [0,0]
<b>Emplacement de l'école secondaire – Milieu urbain (rural)</b>	-0,023 [0,029]	0,056** [0,026]	-0,080*** [0,012]	0,076*** [0,013]	0,004 [0,026]	0,020 [0,021]	-0,0 [0,0]	0,0 [0,0]
<b>Minorité francophone</b>	-0,023 [0,033]	0,088*** [0,029]	-0,028* [0,016]	0,085*** [0,017]			-0,0 [0,0]	0,1 [0,0]
<b>Minorité anglophone</b>					0,045 [0,030]	0,062*** [0,021]		
<b>Genre de famille (biparentale)</b>								
Mère seule	0,002 [0,037]	-0,031 [0,028]	-0,017 [0,020]	0,010 [0,022]	-0,001 [0,033]	-0,010 [0,028]	-0,0 [0,0]	-0,0 [0,0]
Père seul	0,103 [0,082]	-0,069 [0,069]	-0,066* [0,037]	0,033 [0,050]	-0,008 [0,054]	-0,041 [0,043]	0,0 [0,0]	-0,0 [0,0]
Autre	-0,078 [0,109]	0,025 [0,110]	0,050 [0,077]	-0,101 [0,098]	0,149 [0,109]	-0,069 [0,097]	-0,0 [0,0]	-0,0 [0,0]
<b>Statut de minorité visible/d'immigrant (Membre d'une minorité non visible né au Canada)</b>								
Membre d'une minorité visible né au Canada	-0,073* [0,038]	0,130*** [0,031]	-0,090** [0,040]	0,145*** [0,050]	0,007 [0,050]	0,191*** [0,042]	0,0 [0,0]	0,1 [0,0]
Immigrant membre d'une minorité non visible	-0,031 [0,064]	-0,016 [0,046]	0,008 [0,115]	0,049 [0,106]	0,097 [0,093]	-0,080 [0,073]	0,0 [0,0]	0,0 [0,0]
Immigrant membre d'une minorité visible	-0,084* [0,045]	0,197*** [0,042]	0,127 [0,104]	0,086 [0,103]	0,070 [0,075]	0,013 [0,062]	-0,0 [0,0]	0,2 [0,0]
<b>Scolarité des parents (n<sup>bre</sup> d'années d'études)</b>	-0,012** [0,005]	0,031*** [0,004]	-0,011*** [0,003]	0,030*** [0,003]	-0,004 [0,005]	0,030*** [0,004]	-0,0 [0,0]	0,0 [0,0]
<b>Revenu familial</b>	0,001 [0,004]	0,004 [0,003]	-0,005* [0,003]	0,019*** [0,003]	-0,002 [0,004]	0,006* [0,004]	-0,0 [0,0]	0,0 [0,0]
<b>Notes globales obtenues au</b>	-0,079***	0,160***	-0,052***	0,155***	-0,044***	0,121***	-0,0	0,1

<b>secondaire</b>	[0,012]	[0,010]	[0,007]	[0,007]	[0,012]	[0,010]	[0,0	[0,(
<b>Scores au test de lecture du PISA</b>	-0,085*** [0,015]	0,170*** [0,012]	-0,057*** [0,008]	0,133*** [0,008]	0,054*** [0,014]	0,119*** [0,012]	-0,03 [0,0	0,1 [0,(
<b>Observations</b>	2 354		5 440		2 463		5 656	

Notes : Les effets marginaux moyens sont présentés. Les catégories omises sont indiquées entre parenthèses. L'erreur-type figure entre crochets. \*\*\*p < 0,01 \*\*p < 0,05 \* p < 0,1. La variable des notes globales obtenues au secondaire représente la moyenne des notes obtenues par les élèves divisées par 10. La variable des scores au test de lecture du PISA représente les scores des élèves au test de lecture du PISA divisé par 100. La variable du revenu montre les effets associés à une augmentation de 10 000 \$.

**Tableau 3b**

**Estimations multinomiales de l'accès au collège et à l'université : régions prises séparément, filles**

	Ontario		Canada atlantique		Québec		Ouest canadien	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
<b>Emplacement de l'école secondaire – Milieu urbain (rural)</b>	-0,084** [0,041]	0,075** [0,036]	-0,085*** [0,016]	0,051*** [0,017]	-0,020 [0,036]	0,047 [0,031]	-0,031 [0,022]	0,022 [0,020]
<b>Minorité francophone</b>	0,001 [0,045]	0,070* [0,037]	-0,050** [0,021]	0,123*** [0,021]			-0,105** [0,050]	0,138** [0,055]
<b>Minorité anglophone</b>					0,003 [0,046]	0,080** [0,034]		
<b>Genre de famille (biparentale)</b>								
Mère seule	0,056 [0,052]	-0,044 [0,038]	-0,008 [0,027]	0,032 [0,028]	-0,008 [0,044]	0,015 [0,039]	-0,032 [0,034]	-0,006 [0,034]
Père seul	0,088 [0,105]	-0,008 [0,085]	-0,069 [0,054]	-0,013 [0,072]	-0,050 [0,075]	0,015 [0,071]	0,174** [0,088]	-0,130* [0,075]
Autre	0,014 [0,165]	-0,151 [0,107]	0,015 [0,093]	-0,016 [0,118]	0,218 [0,150]	-0,090 [0,148]	-0,049 [0,069]	-0,035 [0,070]
<b>Statut de minorité visible/d'immigrant (Membre d'une minorité non visible né au Canada)</b>								
Membre d'une minorité visible né au Canada	-0,044 [0,050]	0,160*** [0,045]	-0,088* [0,053]	0,195*** [0,063]	-0,072 [0,069]	0,199*** [0,060]	0,005 [0,038]	0,172*** [0,037]
Immigrant membre d'une minorité non visible	-0,154* [0,082]	0,070 [0,062]	-0,006 [0,147]	0,199 [0,146]	0,111 [0,162]	0,027 [0,144]	0,038 [0,071]	0,036 [0,057]
Immigrant membre d'une minorité visible	-0,077 [0,059]	0,218*** [0,057]	0,104 [0,114]	0,089 [0,112]	0,048 [0,118]	0,010 [0,113]	-0,053 [0,048]	0,296*** [0,053]
<b>Scolarité des parents (n<sup>bre</sup> d'années d'études)</b>	-0,011 [0,007]	0,027*** [0,006]	-0,010** [0,004]	0,025*** [0,005]	-0,002 [0,007]	0,020*** [0,006]	-0,009** [0,005]	0,029*** [0,005]
<b>Revenu familial</b>	-0,000 [0,007]	0,006* [0,003]	-0,006 [0,004]	0,024*** [0,004]	-0,009 [0,006]	0,022*** [0,005]	0,001 [0,003]	0,009*** [0,003]
<b>Notes globales obtenues au secondaire</b>	-0,067*** [0,019]	0,144*** [0,015]	-0,061*** [0,010]	0,139*** [0,010]	-0,076*** [0,019]	0,143*** [0,017]	-0,039*** [0,013]	0,146*** [0,010]
<b>Scores au test de lecture du PISA</b>	-0,090*** [0,022]	0,191*** [0,017]	-0,069*** [0,011]	0,149*** [0,011]	0,063*** [0,020]	0,106*** [0,018]	-0,050*** [0,014]	0,135*** [0,012]

Observations 1 208 2 897 1 216 2 833

Notes : Les effets marginaux moyens sont présentés. Les catégories omises sont indiquées entre parenthèses. L'erreur-type figure entre crochets. \*\*\*p < 0,01 \*\*p < 0,05 \* p < 0,1. La variable des notes globales obtenues au secondaire représente la moyenne des notes obtenues par les élèves divisées par 10. La variable des scores au test de lecture du PISA représente les scores des élèves au test de lecture du PISA divisé par 100. La variable du revenu montre les effets associés à une augmentation de 10 000 \$.

**Tableau 3c**  
**Estimations multinomiales de l'accès au collège et à l'université : régions prises séparément, garçons**

	Ontario		Canada atlantique		Québec		Ouest canadien	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
<b>Emplacement de l'école secondaire – Milieu urbain (rural)</b>	0,033 [0,040]	0,030 [0,034]	-0,081*** [0,017]	0,101*** [0,019]	0,028 [0,036]	-0,008 [0,029]	-0,042** [0,020]	0,085*** [0,021]
<b>Minorité francophone</b>	-0,047 [0,048]	0,122*** [0,046]	0,008 [0,025]	0,028 [0,027]			-0,052 [0,060]	0,038 [0,049]
<b>Minorité anglophone</b>					0,085** [0,040]	0,043 [0,027]		
<b>Genre de famille (biparentale)</b>								
Mère seule	-0,065 [0,049]	-0,009 [0,038]	-0,022 [0,030]	-0,019 [0,034]	-0,008 [0,046]	-0,004 [0,038]	-0,022 [0,032]	0,001 [0,033]
Père seul	0,110 [0,112]	-0,123 [0,091]	-0,073 [0,049]	0,091 [0,060]	0,024 [0,074]	-0,076* [0,045]	-0,095 [0,060]	0,042 [0,061]
Autre	-0,195** [0,087]	0,203* [0,106]	0,182 [0,125]	-0,338*** [0,114]	0,100 [0,141]	-0,056 [0,098]	-0,105* [0,061]	0,005 [0,079]
<b>Statut de minorité visible/d'immigrant (Membre d'une minorité non visible né au Canada)</b>								
Membre d'une minorité visible né au Canada	-0,092 [0,057]	0,083* [0,045]	-0,093* [0,055]	0,094 [0,072]	0,064 [0,070]	0,198*** [0,060]	0,041 [0,037]	0,173*** [0,035]
Immigrant membre d'une minorité non visible	0,070 [0,095]	-0,126* [0,070]	0,000 [0,166]	-0,096 [0,097]	0,098 [0,116]	-0,116 [0,087]	0,048 [0,072]	0,169*** [0,063]
Immigrant membre d'une minorité visible	-0,095 [0,068]	0,181*** [0,058]	0,166 [0,156]	0,063 [0,154]	0,082 [0,095]	0,025 [0,066]	0,030 [0,044]	0,204*** [0,046]
<b>Scolarité des parents (n<sup>bre</sup> d'années d'études)</b>	-0,015** [0,007]	0,037*** [0,006]	-0,014*** [0,004]	0,037*** [0,005]	-0,005 [0,006]	0,037*** [0,006]	-0,007 [0,004]	0,037*** [0,004]
<b>Revenu familial</b>	0,001 [0,004]	0,004 [0,003]	-0,004 [0,003]	0,015*** [0,003]	0,001 [0,003]	0,001 [0,002]	-0,000 [0,001]	0,001 [0,001]
<b>Notes globales obtenues au</b>	-0,086***	0,177***	-0,046***	0,171***	-0,018	0,102***	-0,047***	0,181***



secondaire

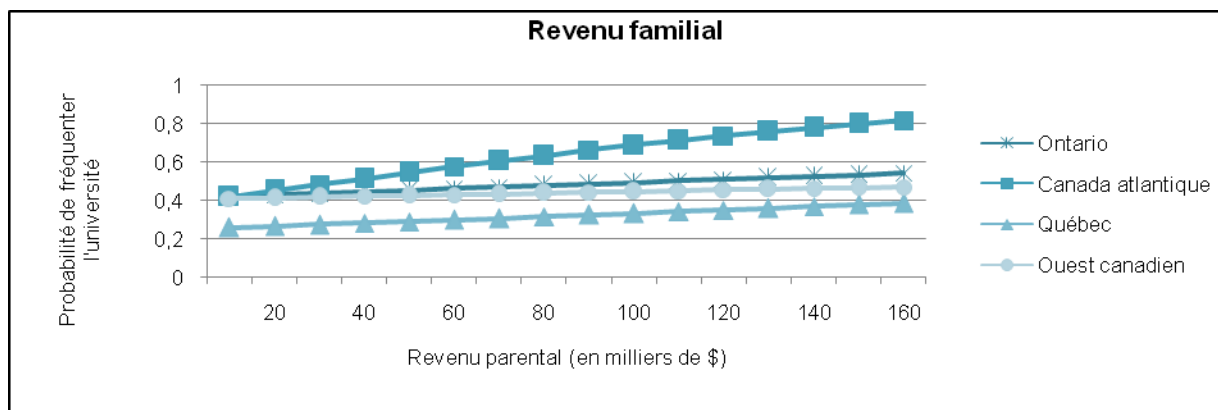
	[0,016]	[0,014]	[0,010]	[0,011]	[0,017]	[0,014]	[0,010]	[0,010]
<b>Scores au test de lecture du PISA</b>	-0,069***	0,153***	-0,046***	0,119***	0,051***	0,131***	-0,014	0,101***
	[0,019]	[0,017]	[0,010]	[0,011]	[0,019]	[0,014]	[0,012]	[0,012]
<b>Observations</b>	1 146	2 543	1 247	2 823				

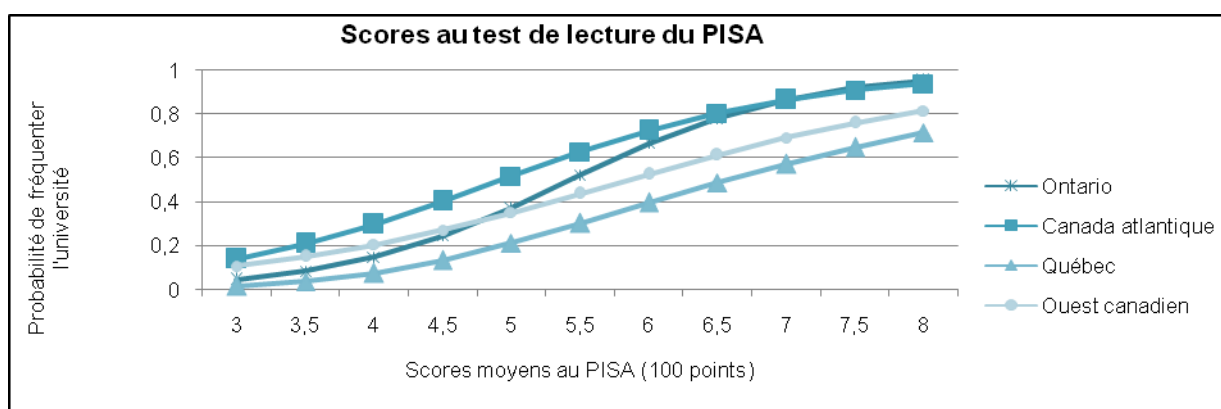
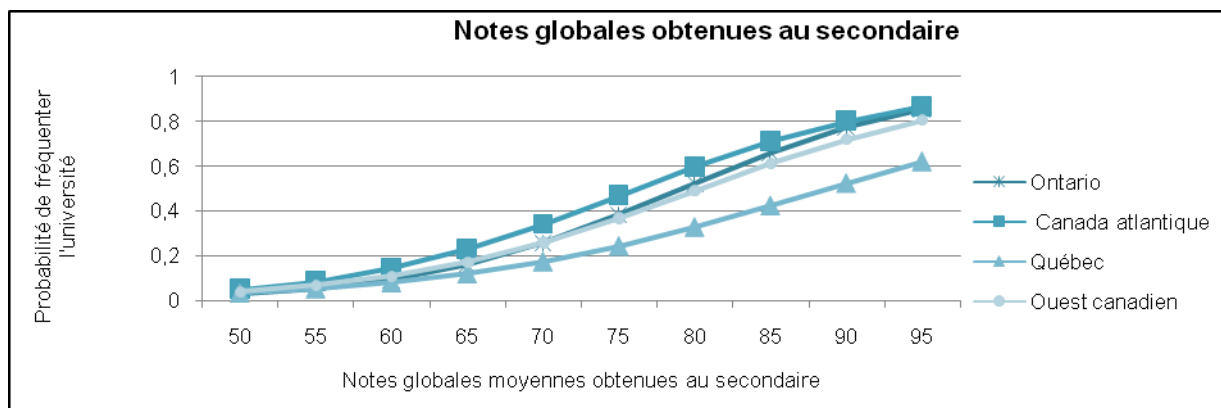
Notes : Les effets marginaux moyens sont présentés. Les catégories omises sont indiquées entre parenthèses. L'erreur-type figure entre crochets. \*\*\*p < 0,01 \*\*p < 0,05 \* p < 0,1. La variable des notes globales obtenues au secondaire représente la moyenne des notes obtenues par les élèves divisées par 10. La variable des scores au test de lecture du PISA représente les scores des élèves au test de lecture du PISA divisé par 100. La variable du revenu montre les effets associés à une augmentation de 10 000 \$.

## Analyse des valeurs ajustées

La figure 3a présente les résultats en montrant des ensembles de valeurs ajustées associées aux estimations présentées ci-dessus. Le modèle utilisé pour générer ces figures est le modèle final du tableau 2a, où les variables du revenu familial, des notes globales obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA sont toutes incluses, de même que les interactions régionales. Pour générer les valeurs ajustées régionales, toutes les variables, sauf celle qui présentait un intérêt particulier (revenu familial, notes globales obtenues au secondaire ou scores au test de lecture du PISA) sont réglées en fonction de leurs moyennes régionales et les probabilités prévues générées à ces valeurs de même que les coefficients d'estimation pertinents générés par le modèle ont été pris en compte. Nous schématisons ensuite la probabilité prévue de fréquenter l'université à différents niveaux de nos variables d'intérêt – revenu familial, notes globales obtenues au secondaire ou scores au test de lecture du PISA – pour chaque province ou région, compte tenu des estimations régionales liées à ces variables ainsi qu'aux bases de référence que nous venons de décrire. Les graphiques diffèrent donc l'un de l'autre de deux façons : les niveaux généraux des taux d'accès et la différence entre eux et les variables d'intérêt.

**Figure 3a**  
Valeurs ajustées par région : Tous les élèves





Les probabilités prévues sont calculées en fonction des moyennes régionales pour toutes les variables, sauf celle traitée dans chaque graphique. Voir le texte pour de plus amples détails.

Ces figures résument bien les résultats de l'analyse, ceux de la figure 3a en particulier. Dans le graphique supérieur, nous constatons que l'Ontario, le Canada atlantique et l'Ouest ont des taux d'accès à l'université semblables aux niveaux de revenu inférieur et que même si les taux de l'Ontario et de l'Ouest canadien n'augmentent que légèrement avec le revenu, témoignant de l'effet peu important du revenu dont nous avons parlé précédemment, celui du Canada atlantique augmente de façon marquée, reflétant les effets beaucoup plus importants du revenu dans cette région. C'est donc dire que le taux global de fréquentation de l'université supérieur au Canada atlantique (voir tableau 1) s'expliquerait par le fait que les étudiantes et étudiants se situant aux niveaux supérieurs de revenu fréquentent l'université à un taux beaucoup plus élevé qu'en Ontario et ailleurs. Au Québec, les taux sont faibles et relativement uniformes, mais pas aussi uniformes qu'en Ontario et dans l'Ouest canadien.

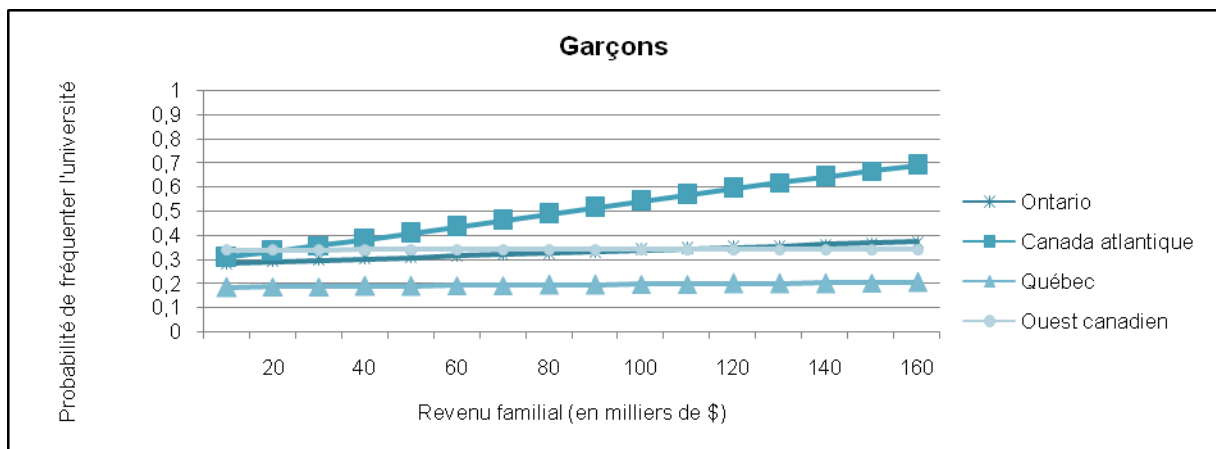
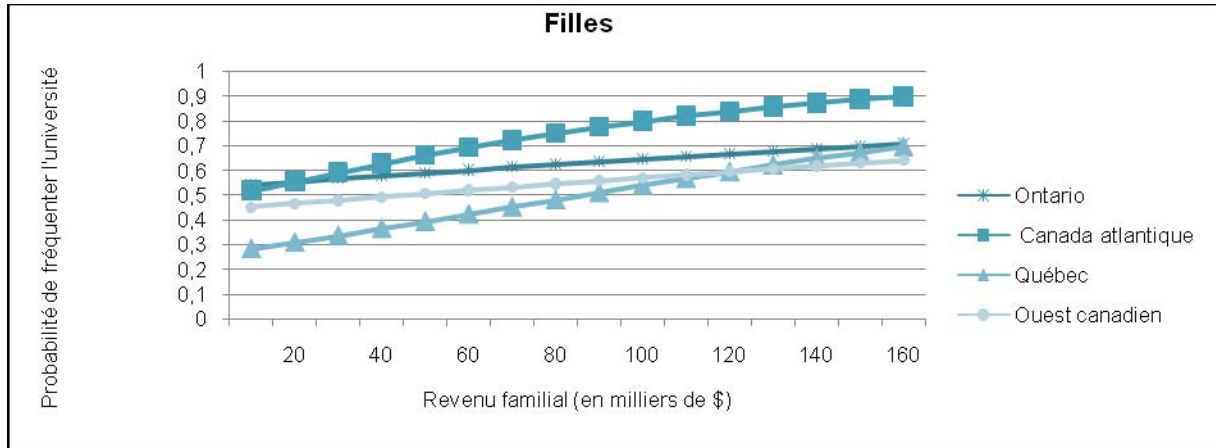
Le deuxième graphique de la figure 3a reprend cet exercice pour les notes globales obtenues au secondaire. Les taux d'accès à l'université augmentent à mesure qu'augmentent les notes obtenues au secondaire partout, mais la pente plus prononcée de l'Ontario reflète l'effet plus important des notes scolaires décrit précédemment. Les graphiques montrent également que les élèves ayant les notes les plus basses sont moins susceptibles d'aller à l'université en Ontario qu'au Canada atlantique en particulier, les élèves ayant des notes très élevées sont plus susceptibles d'accéder à l'université dans les deux régions à peu près au même taux. Les notes sont également un meilleur indicateur de la fréquentation de l'université en Ontario que dans l'Ouest canadien et au Québec. C'est donc dire que dans la mesure où ces résultats

représentent un effet de causalité (et qu'ils ne font pas que saisir d'autres facteurs avec lesquels ils sont corrélés), les notes semblent l'élément le plus important pour accéder à l'université en Ontario, où le revenu importe peu, tandis qu'au Canada atlantique, le revenu est un facteur plus important qu'en Ontario, et les notes y sont moins importantes.

Le graphique sur l'effet des scores au test de lecture du PISA ressemble fort à celui portant sur les notes globales obtenues au secondaire. Encore une fois, l'Ontario est la province où les effets de « capacité » sont les plus marqués, dans la mesure où les scores aux tests du PISA reflètent cette situation, séparant les élèves qui fréquentent l'université et ceux qui n'iront pas à l'université. L'effet est plus faible dans les autres régions.

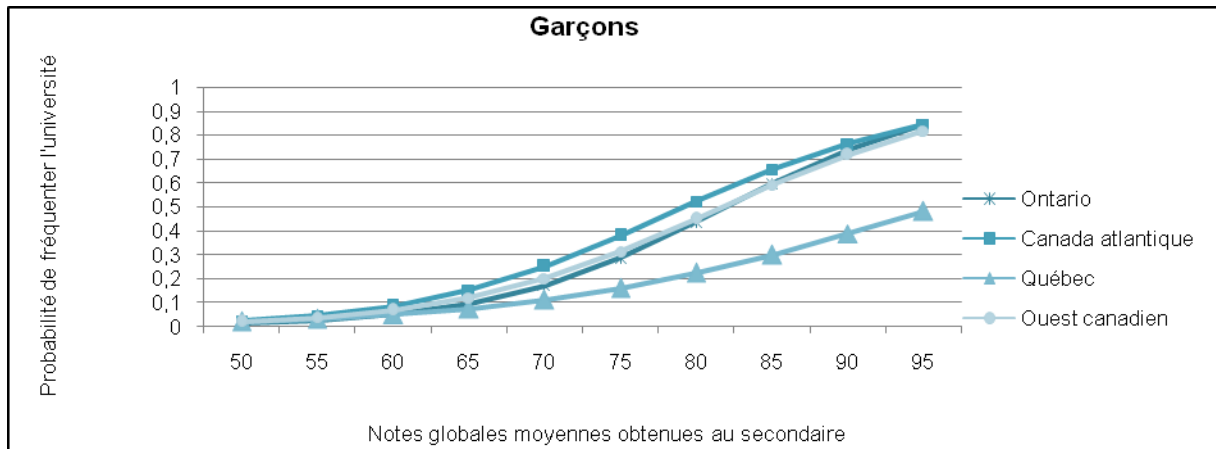
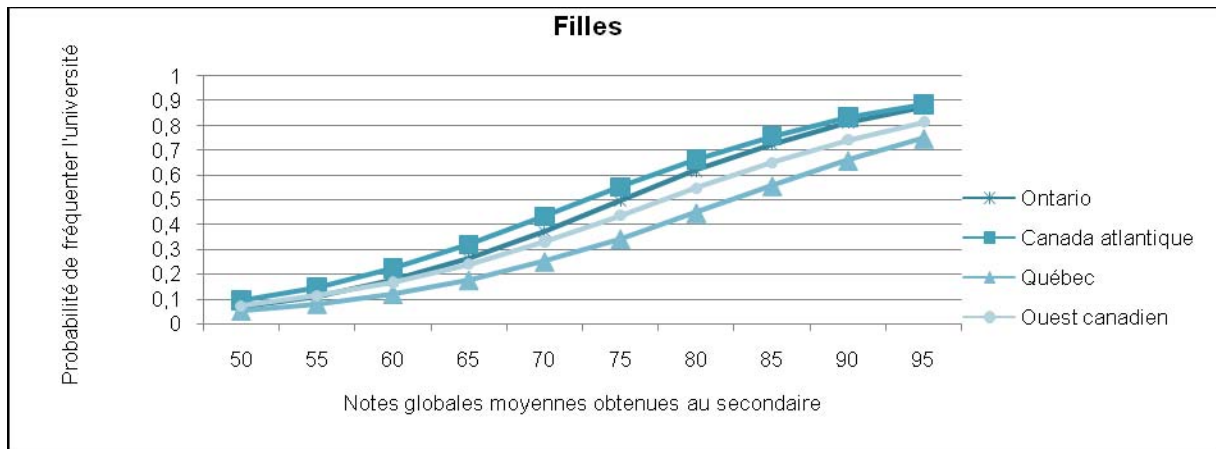
Les figures 3b, 3c et 3d reprennent cet exercice pour les filles et les garçons. Les mêmes tendances régionales générales s'observent, les plus grandes différences étant, encore une fois, (1) les taux généralement plus élevés d'accès à l'université chez les filles que chez les garçons; (2) l'effet plus important du revenu chez les filles. Ainsi, les filles sont beaucoup plus susceptibles de fréquenter l'université globalement tout en étant plus susceptibles de ne pas y aller parce qu'elles viennent d'une famille à faible revenu. Cependant, cela nous détourne des tendances régionales, point central de notre analyse, et l'examen de ces autres tendances devrait se faire dans le cadre d'une autre analyse.

**Figure 3b**  
**Valeurs ajustées par région : Revenu familial**



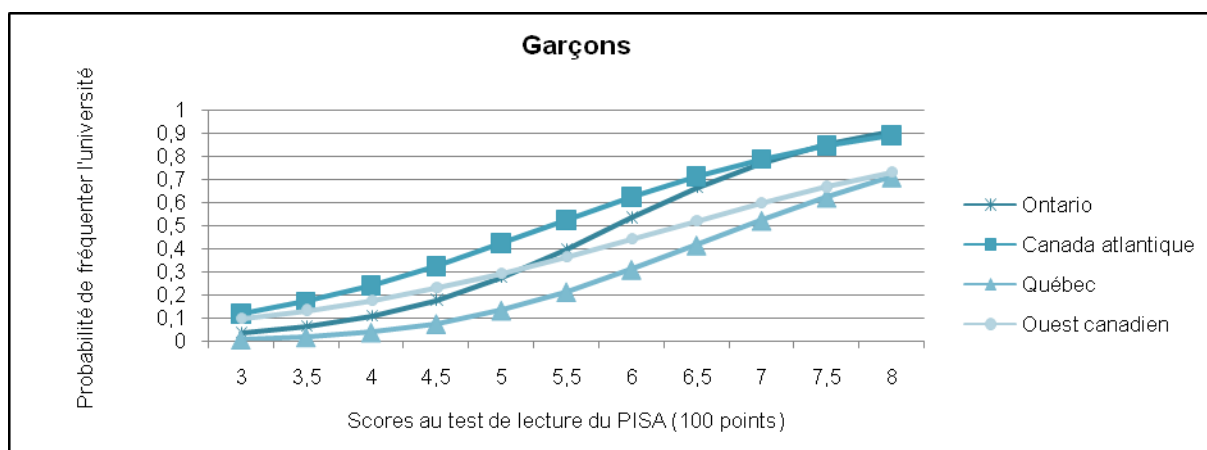
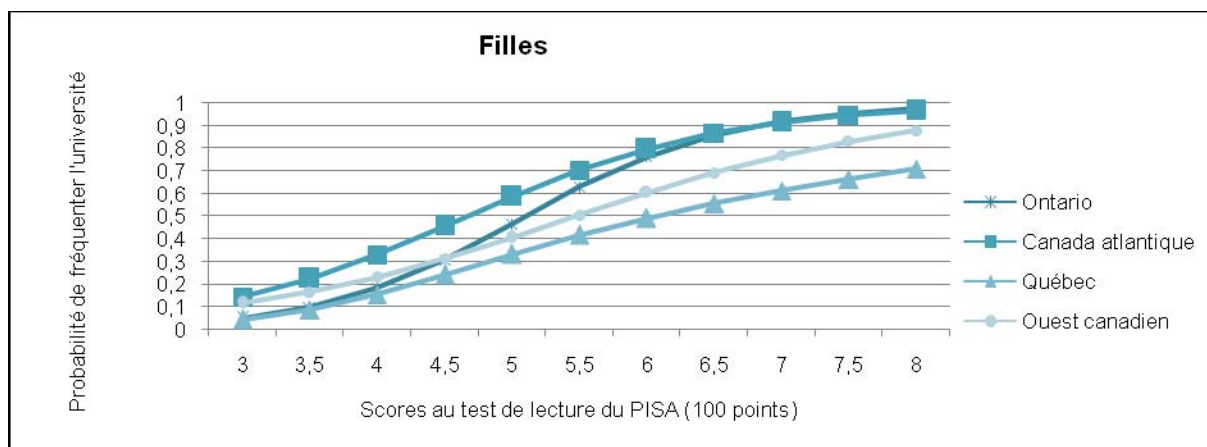
Les probabilités prévues sont calculées en fonction des moyennes régionales pour toutes les variables, sauf celle traitée dans chaque graphique. Voir le texte pour de plus amples détails.

**Figure 3c**  
**Valeurs ajustées par région : Notes globales obtenues au secondaire**



Les probabilités prévues sont calculées en fonction des moyennes régionales pour toutes les variables, sauf celle traitée dans chaque graphique. Voir le texte pour de plus amples détails.

**Figure 3d**  
**Valeurs ajustées par région : Scores au test de lecture du PISA**



Les probabilités prévues sont calculées en fonction des moyennes régionales pour toutes les variables, sauf celle traitée dans chaque graphique. Voir le texte pour de plus amples détails.

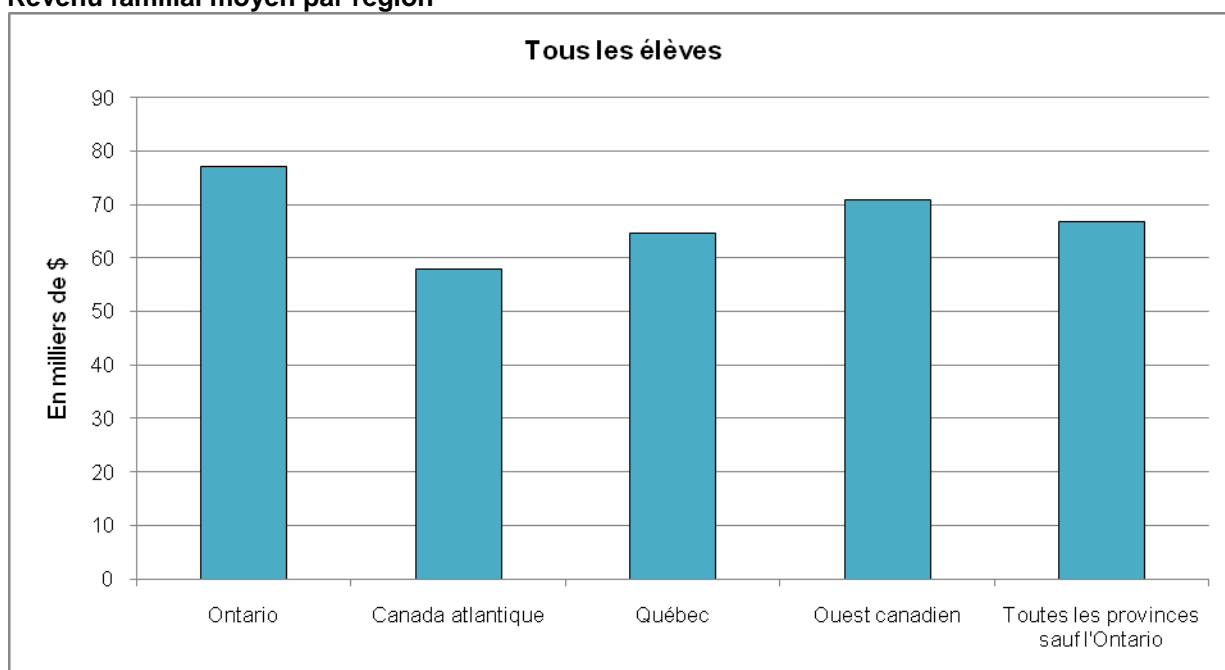
En bref, il est tentant de résumer en disant que les résultats donnent à penser que l'Ontario a le système le plus « méritocratique » dans lequel les notes scolaires et les scores au PISA ont le plus d'importance et le revenu compte peu lorsqu'il s'agit de déterminer qui ira à l'université, tandis que dans les autres régions, les notes scolaires et les scores au PISA comptent moins ou les revenus comptent plus, ou les deux. Bien que notre analyse soit loin de confirmer une telle dynamique, et qu'il faudrait une étude plus poussée pour vérifier et expliquer cette tendance, ces constatations fournissent au moins un point de départ à une telle étude.

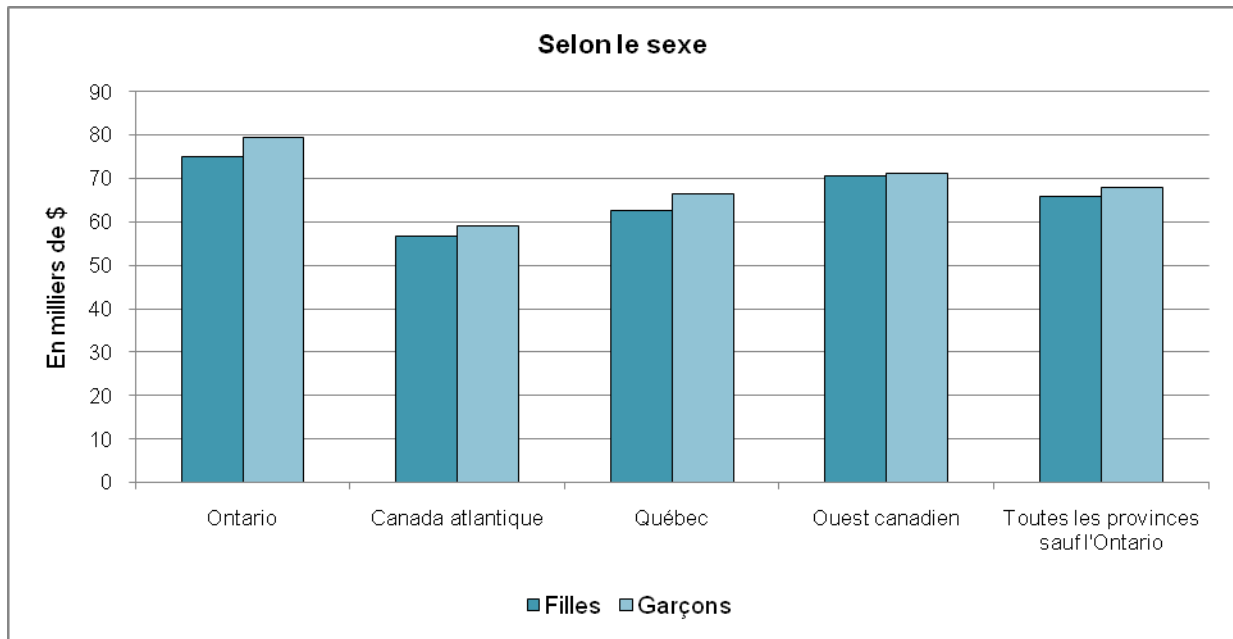
### Différences dans le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA par région

Dans le contexte de ces différents effets, il est instructif d'examiner brièvement la répartition des revenus familiaux, des notes globales obtenues au secondaire et des scores au test de lecture du PISA par région. Dans les figures 4, 5 et 6, nous constatons d'importantes différences entre

les régions. C'est en Ontario que l'on trouve le revenu familial moyen le plus élevé, suivi de l'Ouest canadien (ne pas oublier que le revenu familial a été mesuré en 1999, quand les répondants avaient 15 ans). Les notes obtenues au secondaire sont plus basses en Ontario qu'au Canada atlantique et au Québec mais supérieures à celles observées dans l'Ouest canadien. Les scores au PISA sont plus élevés en Ontario qu'au Canada atlantique mais plus bas qu'au Québec et dans l'Ouest canadien. Il est intéressant de constater que c'est dans l'Ouest canadien qu'on observe les scores au PISA les plus élevés mais les notes globales obtenues au secondaire les plus basses. Nous pouvons donc conclure que les élèves de l'Ouest canadien sont relativement forts du point de vue scolaire mais que leurs enseignants ne leur donnent pas de notes élevées. Dans d'autres régions, c'est le contraire qui se produit : par exemple, les scores au PISA sont parmi les plus bas au Canada atlantique mais les notes scolaires y sont les plus élevées.

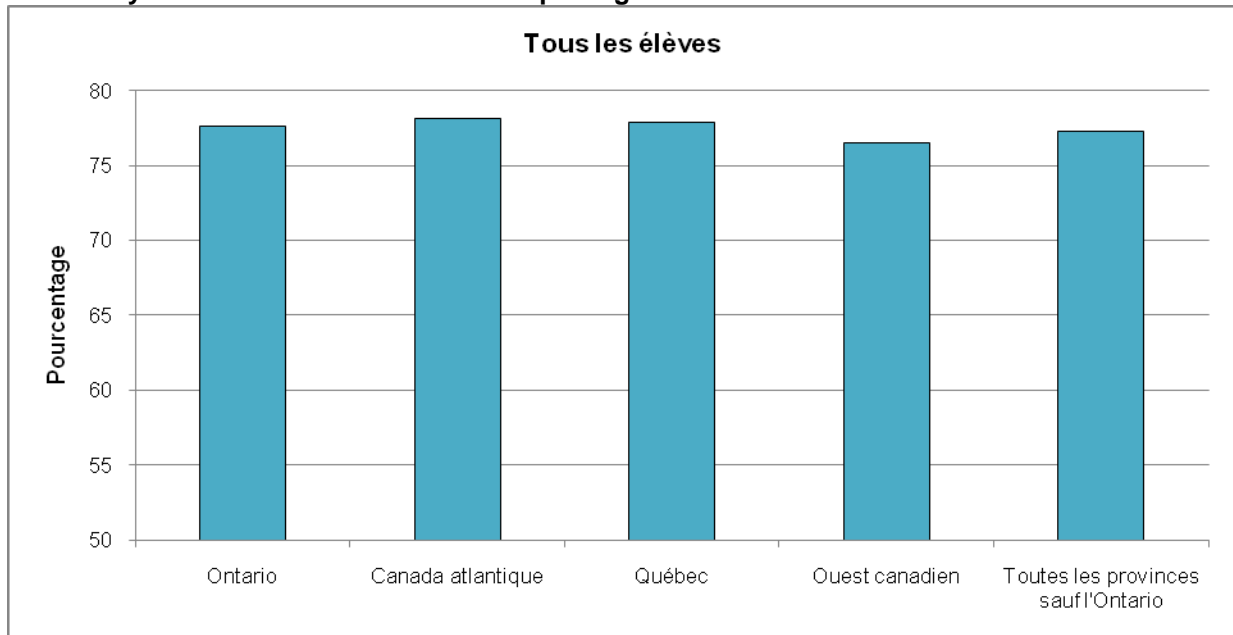
**Figure 4**  
**Revenu familial moyen par région**



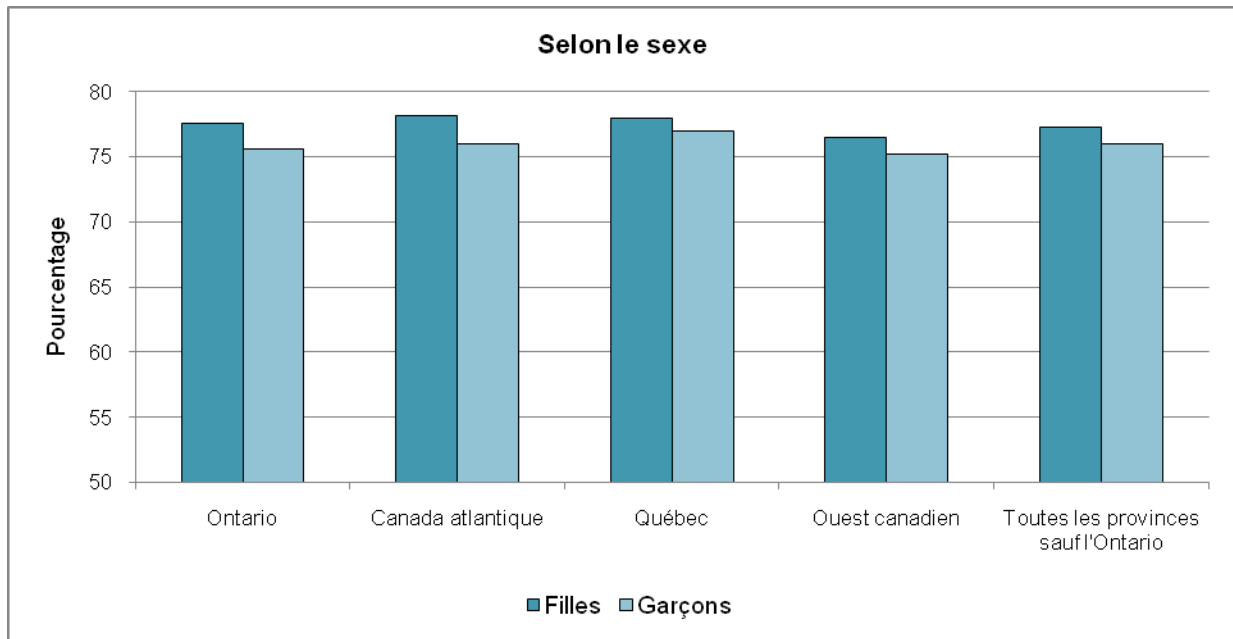


Source : Tableaux 4a, 4b et 4c.

**Figure 5**  
Notes moyennes obtenues au secondaire par région

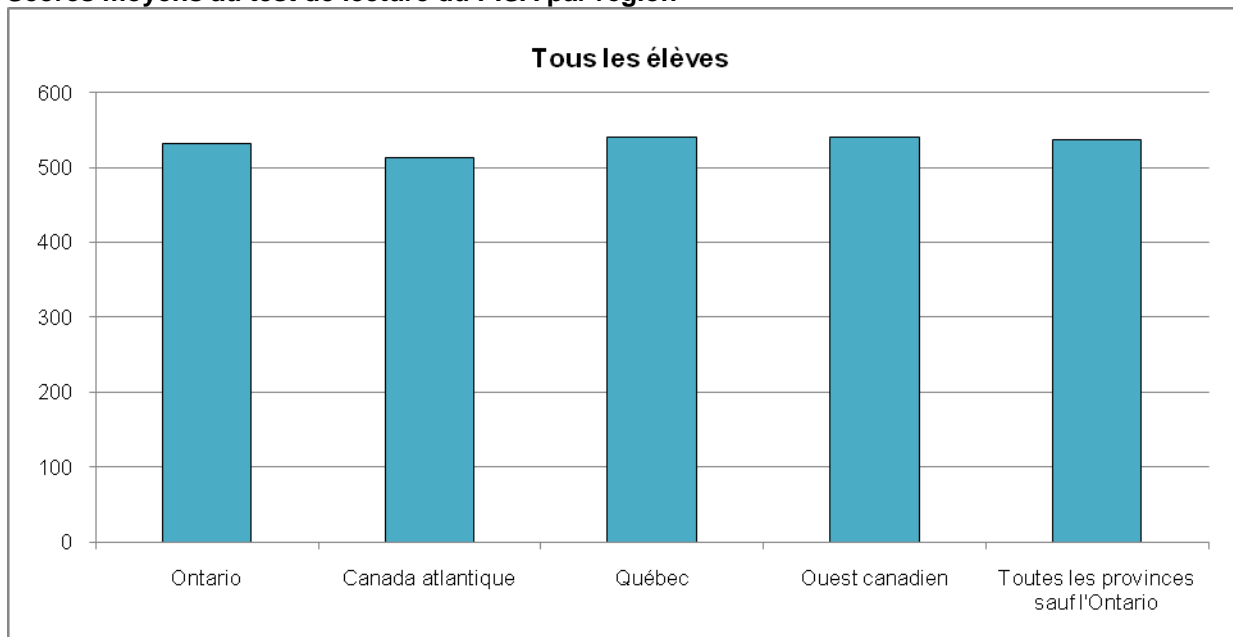


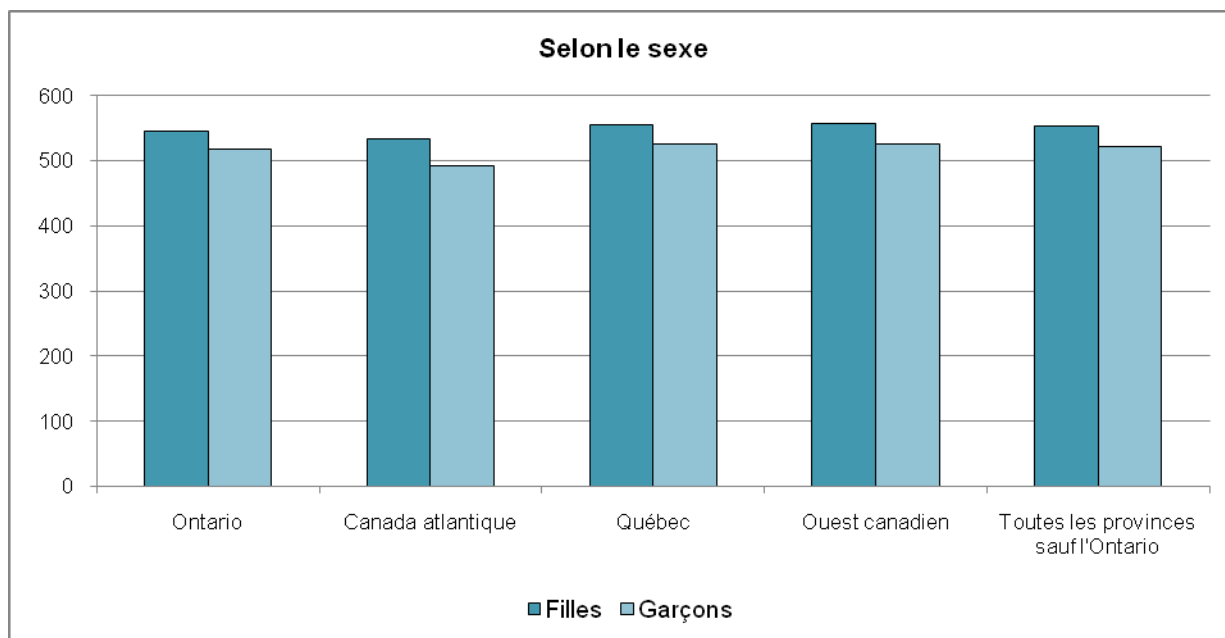




Source : Tableaux 4a, 4b et 4c.

**Figure 6**  
Scores moyens au test de lecture du PISA par région



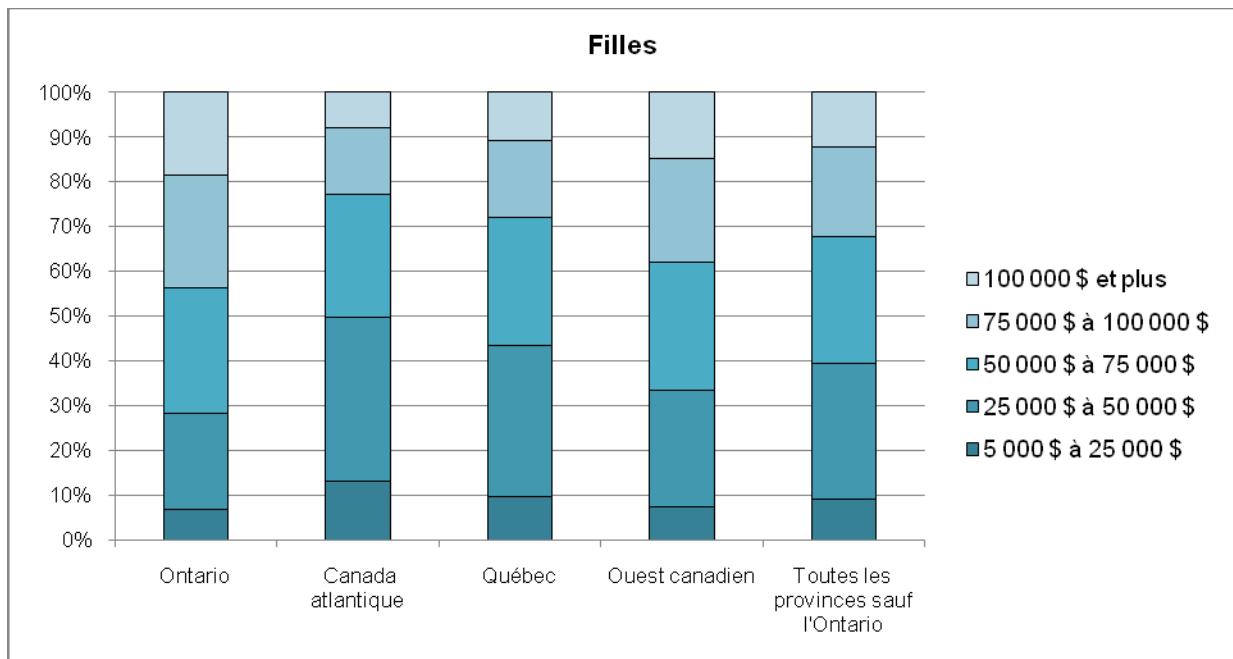
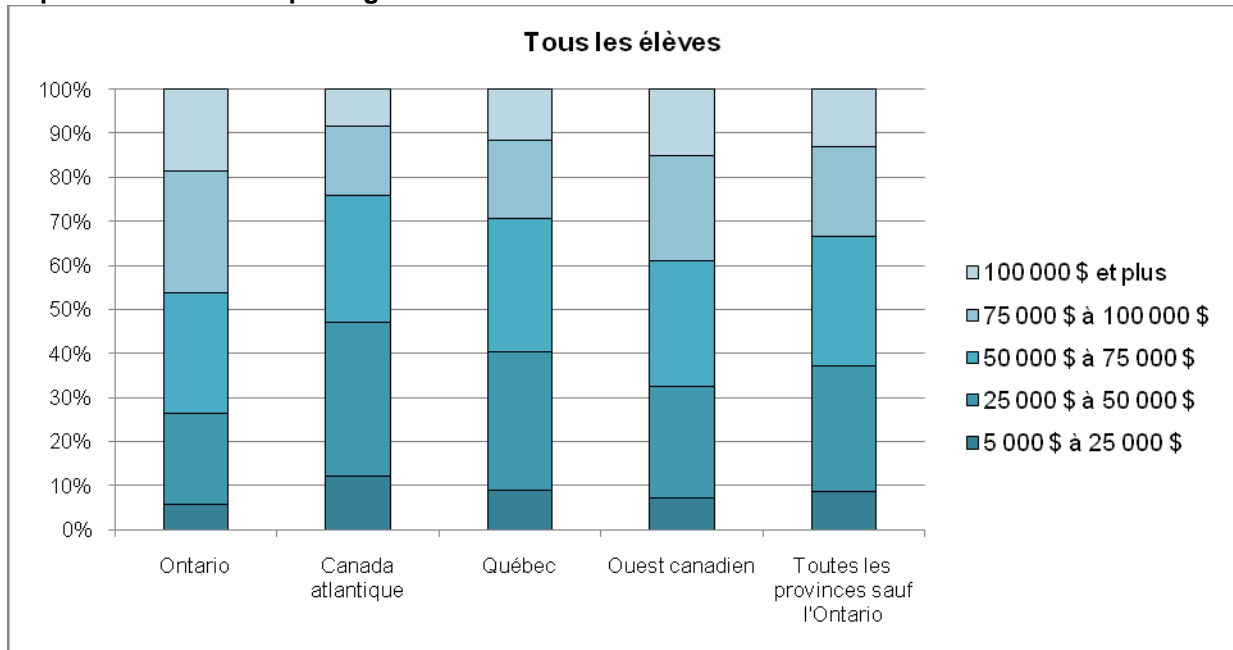


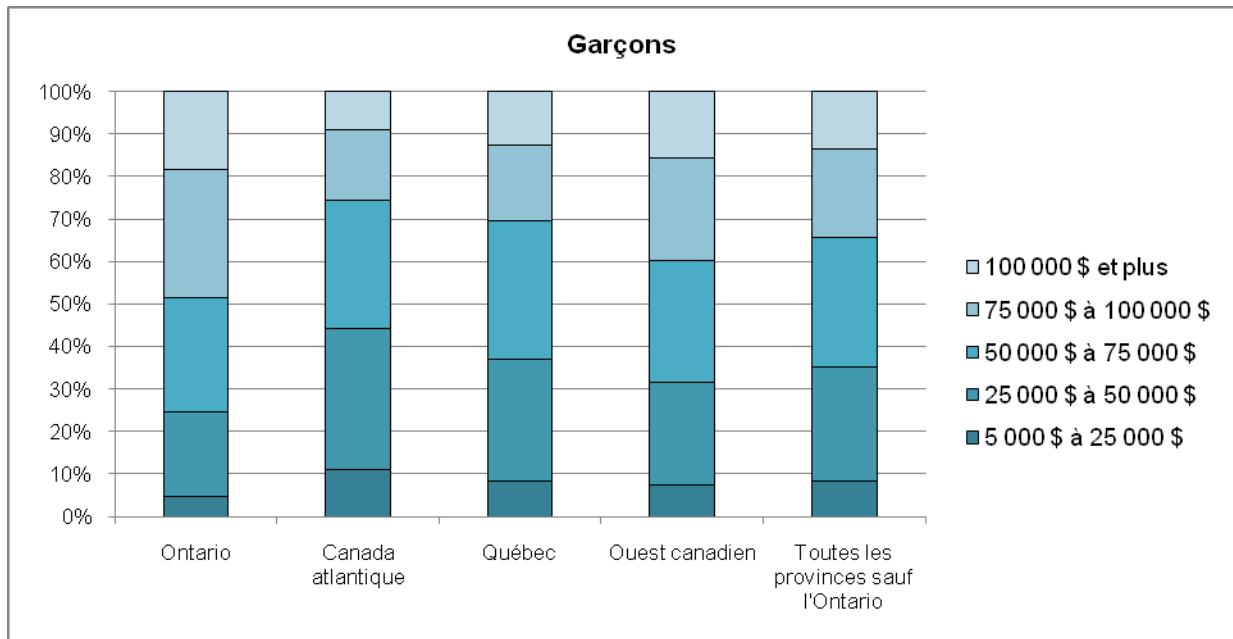
Source : Tableaux 4a, 4b et 4c.

La pertinence de ces constatations pour les tendances en matière d'accès aux études postsecondaires et pour les corrélations entre l'accès d'une part, et le revenu, les notes scolaires et les scores au PISA d'autre part, c'est que les régions où les notes scolaires sont « gonflées » peuvent avoir plus de difficulté à identifier les élèves véritablement « capables » et à contingenter les places disponibles dans le système en fonction de la capacité scolaire. Ainsi, d'autres facteurs déterminants peuvent avoir une plus grande incidence dans ces régions, notamment ceux liés au revenu familial. Nous en discutons dans la conclusion.

Des renseignements plus détaillés sur le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA, par région et selon le sexe, se trouvent aux figures 7, 8 et 9 ainsi qu'aux tableaux 4a, 4b et 4c.

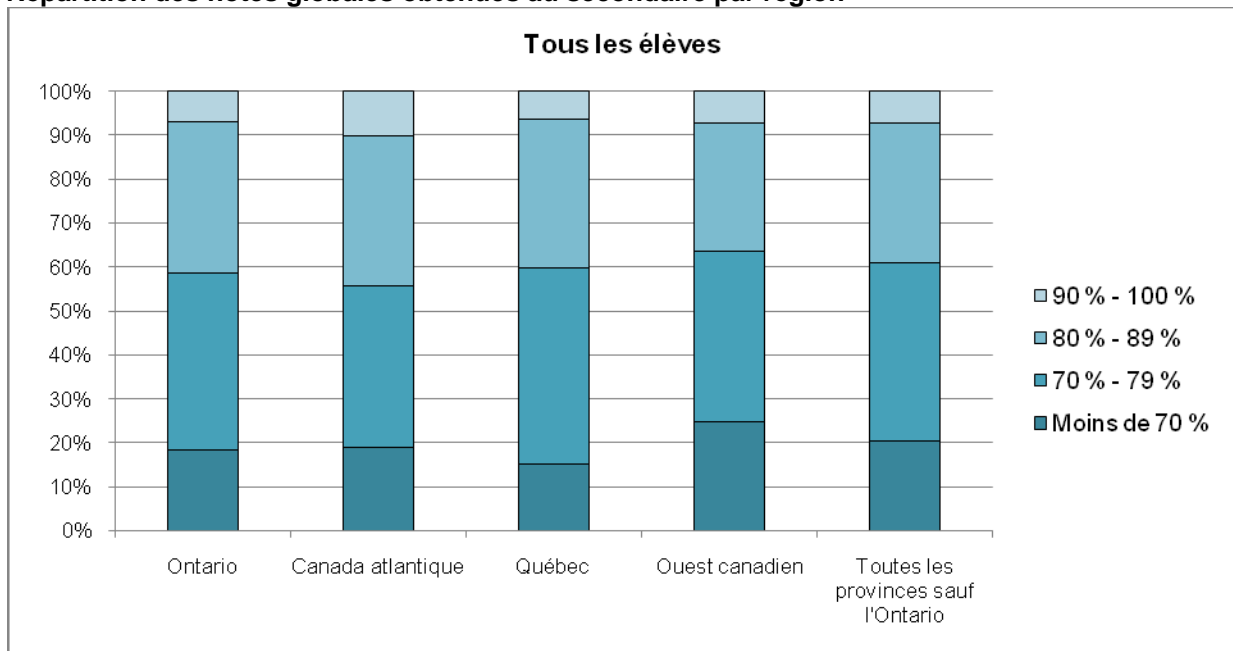
**Figure 7**  
**Répartition du revenu par région**





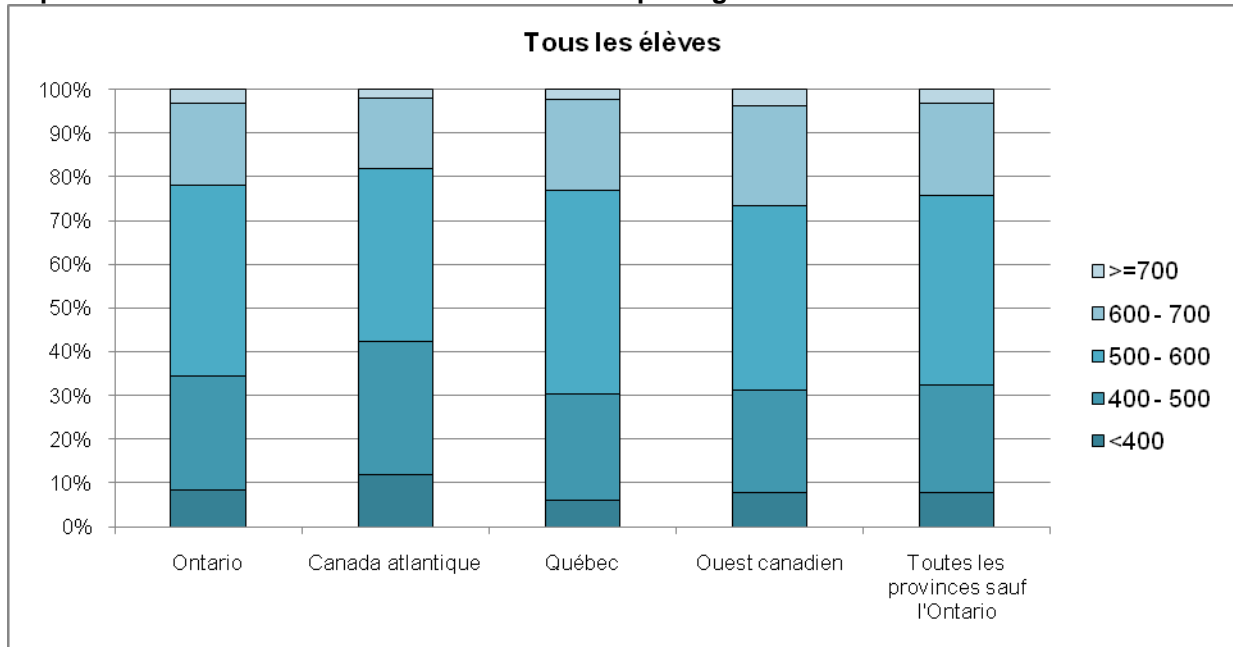
Source : Tableaux 4a, 4b et 4c.

**Figure 8**  
Répartition des notes globales obtenues au secondaire par région



Source : Tableaux 4a, 4b et 4c.

**Figure 9**  
**Répartition des scores au test de lecture du PISA par région**



Source : Tableaux 4a, 4b et 4c.

**Tableau 4a**  
**Revenu, notes obtenues au secondaire et scores au PISA : Répartitions et moyennes par**  
**région, tous les élèves**

	Ontario	Canada atlantique	Québec	Ouest canadien	Toutes les provinces sauf l'Ontario
<b>Niveaux de revenu familial</b>					
5 000 \$ à 25 000 \$	5,7	12,1	8,9	7,3	8,6
25 000 \$ à 50 000 \$	20,7	35	31,3	25,1	28,7
50 000 \$ à 75 000 \$	27,4	28,8	30,5	28,7	29,4
75 000 \$ à 100 000 \$	27,6	15,8	17,6	23,6	20,3
100 000 \$ et plus	18,6	8,4	11,6	15,2	13
Total	100	100	100	100	100
<b>Revenu familial moyen (en milliers de \$)</b>					
	77,2	57,8	64,6	70,9	66,8
<b>Notes globales obtenues au secondaire</b>					
Moins de 70 %	18,4	19,1	15,2	24,7	20,4
70 % - 79 %	40,1	36,7	44,4	39	40,7
80 % - 89 %	34,6	34	33,9	29	31,5
90 % - 100 %	6,9	10,2	6,4	7,3	7,4
Total	100	100	100	100	100
<b>Notes globales moyennes obtenues au secondaire</b>					
	77,6	78,1	77,9	76,5	77,3
<b>Scores au test de lecture du PISA</b>					
< 400	8,4	12	6	7,7	7,7
400 - 500	26	30,4	24,3	23,6	24,8
500 - 600	43,6	39,5	46,4	42,1	43,3
600 - 700	18,9	16	20,8	22,7	21,1
>= 700	3,1	2,1	2,4	3,9	3,1
Total	100	100	100	100	100
<b>Scores moyens obtenus au test de lecture du PISA</b>					
	531,5	513,6	539,7	540,5	536,6

**Tableau 4b**  
**Revenu, notes obtenues au secondaire et scores au PISA :**  
**Répartitions et moyennes par région, filles**

	Ontario	Canada atlantique	Québec	Ouest canadien	Toutes les provinces sauf l'Ontario
<b>Niveaux de revenu familial</b>					
5 000 \$ à 25 000 \$	6,7	13,2	9,6	7,3	9
25 000 \$ à 50 000 \$	21,5	36,4	33,9	26,2	30,5
50 000 \$ à 75 000 \$	28	27,6	28,5	28,6	28,4
75 000 \$ à 100 000 \$	25,1	14,8	17,3	23	19,8
100 000 \$ et plus	18,7	8	10,7	14,9	12,4
Total	100	100	100	100	100
<b>Revenu familial moyen (en milliers de \$)</b>					
	74,9	56,6	62,7	70,6	65,7
<b>Notes globales obtenues au secondaire</b>					
Moins de 70 %	10,8	13,6	12,2	19,4	16
70 % - 79 %	38,7	32,3	43	38,5	39,2
80 % - 89 %	42,1	41,2	37,4	33,3	35,9
90 % - 100 %	8,4	12,9	7,4	8,8	8,9
Total	100	100	100	100	100
<b>Notes globales moyennes obtenues au secondaire</b>					
	79,5	80,1	78,9	77,9	78,6
<b>Scores au test de lecture du PISA</b>					
< 400	4,9	7,5	3,9	4,4	4,7
400 - 500	23,4	26,3	19,7	20	20,8
500 - 600	46,4	43,6	47,8	44,1	45,4
600 - 700	21,3	19,9	25,5	26,9	25,4
>= 700	4	2,7	3,1	4,6	3,8
Total	100	100	100	100	100
<b>Scores moyens obtenus au test de lecture du PISA</b>					
	545,6	533,3	554,5	556,5	552,4

**Table 4c**  
**Revenu, notes obtenues au secondaire et scores au PISA :**  
**Répartitions et moyennes par région, garçons**

	Ontario	Canada atlantique	Québec	Ouest canadien	Toutes les provinces sauf l'Ontario
<b>Niveaux de revenu familial</b>					
5 000 \$ à 25 000 \$	4,8	10,9	8,3	7,4	8,2
25 000 \$ à 50 000 \$	19,9	33,4	28,8	24,1	27,1
50 000 \$ à 75 000 \$	26,8	30	32,4	28,8	30,3
75 000 \$ à 100 000 \$	30,1	16,8	18	24,1	20,9
100 000 \$ et plus	18,5	8,9	12,5	15,6	13,6
Total	100	100	100	100	100
<b>Revenu familial moyen (en milliers de \$)</b>					
	79,4	59,1	66,4	71,2	67,8
<b>Notes globales obtenues au secondaire</b>					
Moins de 70 %	26	25,1	18	29,8	24,8
70 % - 79 %	41,5	41,4	45,8	39,4	42,1
80 % - 89 %	27,1	26,1	30,6	24,8	27,1
90 % - 100 %	5,4	7,4	5,6	6	6
Total	100	100	100	100	100
<b>Notes globales moyennes obtenues au secondaire</b>					
	75,6	76	77	75,2	76
<b>Scores au test de lecture du PISA</b>					
< 400	11,9	16,8	8	10,9	10,6
400 - 500	28,6	34,9	28,7	27,1	28,7
500 - 600	40,7	35,1	45,1	40,2	41,4
600 - 700	16,5	11,7	16,5	18,7	17
>= 700	2,2	1,4	1,7	3,2	2,4
Total	100	100	100	100	100
<b>Scores moyens obtenus au test de lecture du PISA</b>					
	517,2	492,5	525,7	525,3	521,2

## V. Sommaire et analyse

Pour la présente étude, nous avons utilisé la série de données de l'EJET-A, une mine de renseignements fort précieux, pour examiner les tendances en matière d'accès aux études postsecondaires en Ontario par rapport à d'autres régions sous un angle nouveau et d'un point de vue régional.



L'analyse descriptive initiale a d'abord démontré d'importantes différences dans les taux d'accès globaux entre les régions. Nous nous sommes ensuite concentrés sur trois principaux moteurs de l'accès aux études postsecondaires : le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA parce que (1) ces variables contribuent fortement à déterminer qui va à l'université en particulier (les effets sur la fréquentation du collège sont plus faibles ou compensateurs) et (2) les effets présentent des différences marquées entre l'Ontario et d'autres régions. Nous avons également inclus un ensemble de variables de contrôle dans notre analyse, notamment la variable très importante de la scolarité des parents dont les effets ne semblent pas très différents d'une région à l'autre, une constatation on ne peut plus intéressante.

Nos principales constatations sont les suivantes :

- (1) Les effets du revenu familial sont relativement faibles en Ontario mais sont beaucoup plus importants dans les provinces de l'Atlantique.
- (2) Les effets des notes obtenues au secondaire sont particulièrement importants en Ontario par rapport à la plupart des autres régions.
- (3) Une constatation semblable s'applique aux scores au test de lecture du PISA : les effets sont plus importants en Ontario que dans les autres régions.

Il est maintenant utile de prendre du recul et d'examiner le fonctionnement du système d'éducation postsecondaire de l'Ontario, et particulièrement le système universitaire, et en quoi il est différent des systèmes d'autres régions. (Bien que le réseau des collèges doive faire partie d'une analyse générale, l'accent est mis ici sur le réseau universitaire en raison des effets plus importants des variables concernées.)

La fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire dépend de trois principaux facteurs. Premièrement, il faut que l'élève veuille y aller, compte tenu des avantages et des coûts perçus d'une telle décision. Les enjeux à prendre en considération peuvent être larges et divers, et comprendre non seulement ce que l'attestation d'études postsecondaires rapportera sur le marché du travail, mais également les avantages (et les coûts) non financiers, les pressions de la société, des parents et des pairs, etc. Deuxièmement, la personne doit avoir les moyens financiers de faire des études postsecondaires, le régime d'aide aux étudiantes et aux étudiants jouant de toute évidence un rôle important à cet égard. Troisièmement, la personne doit être admissible au programme qui l'intéresse et il doit y avoir de la place pour elle dans le système.

En bref, l'accès aux études postsecondaires procède de facteurs qui appartiennent à la demande (c.-à-d. qui veut y aller et qui en a les moyens), à l'offre (le nombre total de places disponibles) et aux moyens pris pour contingerer ou contrôler ces places (y compris les résultats scolaires et d'autres éléments du système de sélection)<sup>8</sup>. Trop souvent, les études sur l'accès supposent que seule la demande compte et que ce sont les différences dans la demande qui sont observées lorsque les taux d'accès, pris individuellement ou globalement, sont, par exemple, liés à un éventail de facteurs comprenant non seulement les caractéristiques personnelles (p. ex., les antécédents familiaux comme le revenu familial et la scolarité des

---

<sup>8</sup> Voir Finnie (2005) qui présente un tel modèle et la dynamique s'y rapportant. Voir également Coelli (2009) et Neill (2009) pour des analyses connexes.

parents) mais également des variables systémiques (droits de scolarité et autres coûts en particulier). Or, l'accès, et les résultats de l'accès inclus à titre de variables dépendantes dans ces études, sont le fruit de ces différents facteurs : demande, offre et mécanismes de contingentement.

Même si cela est généralement vrai et doit être pris en compte dans toute analyse des taux d'accès, il est particulièrement important de le faire lorsqu'on examine les différences dans les taux d'accès par région parce que, au moins au niveau où nous abordons la question ici, il nous faut reconnaître que nous évaluons les résultats globaux de ces différents facteurs et, dans le cas de la présente étude à tout le moins, examinons leurs liens avec le revenu familial, les notes globales obtenues au secondaire et les scores au test de lecture du PISA.

Le problème est exacerbé par la nature endogène de ces indicateurs, et particulièrement des notes scolaires et des scores au PISA, en ce que les jeunes qui ont décidé tôt d'aller à l'université tenteront probablement d'obtenir les notes nécessaires pour ce faire et, du coup, peuvent obtenir de meilleurs résultats au PISA.

Le modèle sous-jacent est sans conteste complexe et les variations par région que nous observons dans ces données sont le fruit de toutes ces complexités. Nous déclarons donc sans ambages que nous commençons tout juste à comprendre les différences régionales dans la participation aux études postsecondaires et qu'une analyse supplémentaire est nécessaire pour mieux les saisir.

Cela dit, nous croyons que notre document peut fournir des renseignements empiriques utiles pour penser à ces questions. Mentionnons en particulier le fait que certaines régions parviennent mieux à faire en sorte que ce soit les personnes qui ont une plus grande capacité ou un meilleur rendement (mesuré par les notes scolaires et les scores au PISA) qui aillent à l'université tandis que le revenu familial joue un rôle plus important dans certaines régions que dans d'autres. Plus spécifiquement, l'Ontario semble avoir le système qui parvient le mieux à attirer les élèves ayant d'excellentes notes et des scores élevés au PISA, que l'on peut considérer comme une indication de la capacité et d'un bon rendement scolaires, vers l'université tandis que le revenu familial, qui peut être un facteur connexe, importe moins que dans d'autres provinces et régions. L'Ontario a donc peut-être le système le plus « méritocratique », mais nous ne pouvons pas dire si c'est grâce au système d'éducation postsecondaire ou au système d'études secondaires ou encore à d'autres facteurs plus larges, dont des facteurs socioéconomiques ou des facteurs découlant des politiques.

Nous croyons que ces effets sont reliés à différents aspects de la demande, de l'offre et du contingentement qui interviennent dans la détermination des personnes qui vont au collège ou à l'université dans chaque province et nous espérons que des recherches supplémentaires nous en apprendront davantage sur ces facteurs et leurs répercussions sur le plan des politiques.

## VI. Bibliographie

- COELLI, Michael. 2009. « Tuition Fees and Equality of University Enrolment », *Canadian Journal of Economics*, vol. 42, n° 3.
- FINNIE, Ross. 2005. « Access and Capacity in the Canadian Post-Secondary Education System: A Policy Discussion Framework », dans Anisef, Paul et Robert Sweet (éd.), *Preparing for Post Secondary Education: New Roles for Governments and Families*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 17-54.
- FINNIE, Ross, et Richard E. MUELLER. 2008. *The Effects of Family Income, Parental Education and Other Background Factors on Access to Post-Secondary Education in Canada: Evidence from the YITS*, Toronto, Educational Policy Institute. Rapport de recherche du projet MEAFE.
- FINNIE, Ross, et Richard E. MUELLER. 2009. « The Backgrounds of Canadian Youth and Access to Post-Secondary Education: New Evidence from the Youth in Transition Survey », dans *Who Goes? Who Stays? What Matters? Accessing and Persisting in Post-Secondary Education in Canada*, sous la direction de Ross Finnie, Richard E. Muller, Arthur Sweetman et Alex Usher, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 79-107.
- FINNIE, Ross, Arthur SWEETMAN et Alex USHER. 2009. « Introduction: A Framework for Thinking about Participation in Post-Secondary Education », dans *Who Goes? Who Stays? What Matters? Accessing and Persisting in Post-Secondary Education in Canada*, sous la direction de Ross Finnie, Richard E. Muller, Arthur Sweetman et Alex Usher, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 3-32.
- FINNIE, Ross, Richard E. MULLER, Arthur SWEETMAN et Alex USHER, éd. 2009. *Who Goes? Who Stays? What Matters? Accessing and Persisting in Post-Secondary Education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press.
- FRENETTE, Marc. 2009. « Why are Youth from Lower-income Families Less Likely to Attend University? Evidence from Academic Abilities, Parental Influences, and Financial Constraints », dans *Who Goes? Who Stays? What Matters? Accessing and Persisting in Post-Secondary Education in Canada*, sous la direction de Ross Finnie, Richard E. Muller, Arthur Sweetman et Alex Usher, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 279-298.
- MUELLER, Richard, E. 2009. « Access and Persistence of Students from Low income Backgrounds in Canadian Post-Secondary Education: What We Know, What We Don't Know, and Why it Matters », dans *Who Goes? Who Stays? What Matters? Accessing and Persisting in Post-Secondary Education in Canada*, sous la direction de Ross

Finnie, Richard E. Muller, Arthur Sweetman et Alex Usher, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 33-62.

MUELLER, Richard E. 2008. *Access and Persistence of Students from Low income Backgrounds in Canadian Post-Secondary Education: A Review of the Literature*, Canadian Education Project, Toronto. Rapport de recherche MESA2008-1 du MEAFE. ([www.mesa-project.org/research.php](http://www.mesa-project.org/research.php))

NEILL, Christine. 2009. « Tuition fees and the demand for university places », *Economics of Education Review*, vol. 28, n° 5, p. 561-570.

