

N° 81-595-X au catalogue — N° 100

ISSN 1711-8328

ISBN 978-0-660-21400-9

Document analytique

Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation

Les compétences en mathématiques et en sciences à 15 ans et le choix du programme universitaire : différences selon le sexe

par Darcy Hango

Division du tourisme et du Centre de la statistique de l'éducation
Immeuble principal, Pièce 2001, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone : 1-800-307-3382 Télécopieur : 1-613-951-1333



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 81-595-M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

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

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2013

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (<http://www.statcan.gc.ca/reference/copyright-droit-auteur-fra.htm>).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

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

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- 0 zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
- 0^s valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
- p provisoire
- r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié
- * valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Remerciements

L'auteur tient à remercier toutes les personnes qui ont participé à la réalisation de l'Enquête auprès des jeunes en transition et remercie Emploi et Développement social Canada pour le support financier et non-financier de ce projet. Le document a bénéficié des commentaires de la part de Martin Turcotte, Sébastien Larochelle-Côté, Sarah-Jane Ferguson, Marc Frenette, Kathryn McMullen, et de la part d'un examinateur externe anonyme.

Acronymes

CEGEP	Collège d'enseignement général et professionnel
EPS	Études postsecondaires
EJET	Enquête auprès des jeunes en transition
OCDE	L'Organisation de Coopération et de Développement Économiques
ENM	Enquête nationale auprès des ménages
STGM	Sciences, technologie, génie et mathématiques
PISA	Programme international pour le suivi des acquis des élèves
NELS	National Educational Longitudinal Study
SAT	Scholastic Aptitude Test
CPE	Classification des programmes d'enseignement
SIEP	Système d'information sur les étudiants postsecondaires

Contents

Remerciements	3
Acronymes.....	3
Résumé	5
1. Introduction.....	6
2. Revue de littérature	7
3. Données et méthodes	10
3.1 Données – Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cohorte A	10
3.2 Résultat : Premier programme universitaire.....	10
3.3 Scores du PISA en mathématiques et en sciences à 15 ans.....	12
3.4 Variables de contrôle.....	13
3.5 Méthode.....	14
4. Résultats.....	15
4.1 Descriptifs.....	15
4.2 Régression logistique multinomiale	17
4.2.1 L’effet de l’aptitude aux mathématiques/sciences et du sexe sur le choix du programme.....	18
4.2.2 L’effet des notes et des capacités autoévaluées sur le choix d’un programme	20
5. Discussion	22
Annexe	24
Bibliographie.....	25

Résumé

Des recherches antérieures ont démontré que les jeunes femmes sont plus susceptibles de s'inscrire à un programme d'études postsecondaires ayant un rendement plus faible sur le marché du travail, par exemple, dans le domaine des arts, des sciences humaines ou des sciences sociales. Les jeunes hommes, par contre, tendent à s'inscrire à des programmes ayant généralement un meilleur rendement sur le marché du travail, c'est-à-dire en sciences, en technologies, en génie et en mathématiques (STGM), et à obtenir leur diplôme dans ces programmes. Des facteurs comme les intérêts scolaires, les scores aux tests de rendement et les notes à l'école secondaire peuvent avoir une incidence sur les choix, plus tard, du programme universitaire. Le présent article, fondé sur des données couplées de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) et le Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), examine la relation entre les scores aux tests en mathématiques et en sciences à 15 ans et le premier choix du programme universitaire, en mettant l'accent sur les différences de compétence en mathématiques et en sciences selon le sexe. De manière générale, les résultats montrent que le croisement entre le sexe et les compétences joue un rôle important : même les jeunes femmes ayant des compétences *élevées* en mathématiques sont moins susceptibles d'étudier dans les domaines des STGM que les jeunes hommes ayant des compétences similaires ou même plus *faibles* en mathématiques. Cela laisse entendre que des facteurs autres que les compétences comme telles influent sur la probabilité que les jeunes femmes s'inscrivent à un programme en STGM à l'université.

1. Introduction

De nos jours, il existe un écart marqué entre les sexes relativement au niveau de scolarité, les femmes faisant des études postsecondaires (EPS) en plus grand nombre que les hommes. Or, cela n'a pas toujours été le cas; par le passé, un taux plus élevé d'hommes que de femmes s'inscrivaient à l'université (Clark, 2000), mais, aujourd'hui, en raison du taux d'obtention du diplôme d'études secondaires élevé chez les femmes et de leur plus grande participation aux programmes universitaires, les femmes ont amélioré leur niveau général de scolarité par rapport aux hommes. Turcotte (2011), par exemple, cite les chiffres de l'Enquête sur la population active, selon laquelle, en 1990, les hommes et les femmes âgés de 25 à 34 ans détenaient un diplôme universitaire en proportions quasiment égales (soit 15 %). En 2012, toutefois, le taux des femmes avait crû à 37 %, tandis que celui des hommes n'avait atteint que 26 %. Un renversement semblable de l'écart entre les sexes a été constaté ailleurs (voir Buchmann, DiPrete et McDaniel, 2008; Goldin, Katz et Kuziemko, 2006; Jacob, 2002).

Or, malgré toutes les avancées des femmes par rapport aux hommes en ce qui a trait à la scolarité, dans la majorité des cas, celles-ci accusent toujours un retard en ce qui a trait aux gains. Williams (2010) a déterminé, par exemple, que le revenu total moyen des hommes a été constamment plus élevé que celui de leurs homologues de sexe féminin depuis plusieurs décennies. En 2008, par exemple, les hommes gagnaient plus de 45 000 \$ en moyenne, et les femmes, environ 30 000 \$. Parmi les jeunes hommes et femmes de moins de 34 ans, l'écart de revenu entre les sexes était moins marqué que dans les groupes d'âge plus avancé, mais tournait autour de 10 000 \$ en 2008. D'autres chercheurs canadiens abondent en ce sens. Par exemple, Hango (2010) a trouvé que dans une cohorte récente de jeunes adultes, les femmes gagnaient moins et étaient moins susceptibles d'occuper un emploi que leurs homologues masculins plusieurs années après avoir terminé leurs études à plein temps. Néanmoins, d'autres données laissent entendre que l'écart de rémunération entre les sexes est peut-être en train de se rétrécir, tout comme l'inégalité (Cooke-Reynolds et Zukewich, 2004; Drolet, 2011).

Le choix des jeunes adultes canadiens quant à leur programme d'études postsecondaires pourrait expliquer une partie de l'écart persistant de revenu.¹ En effet, tous les programmes universitaires ne donnent pas des résultats comparables sur le marché du travail (Finnie, 2001; Frenette et Coulombe, 2007; Gerber et Cheung, 2008; Giles et Drewes, 2001; Walters, 2004). Cet écart économique continu entre les types de programmes se traduit par de moins bons résultats économiques pour les femmes, parce que ces dernières s'inscrivent traditionnellement dans des programmes postsecondaires qui donnent un moins bon rendement sur le marché du travail (Bobbitt-Zeher, 2007; Christie et Shannon, 2001; Davies et Guppy, 1997; Gerber et Cheung, 2008; Frenette et Coulombe, 2007; McMullen, Gilmore et Petit, 2010; OCDE, 2011; Turner et Bowen, 1999). McMullen et coll. (2010) ont trouvé qu'en 2007, plus de 80 % de tous les diplômés universitaires dans les professions de la santé étaient des femmes, alors qu'en sciences sociales, sciences humaines et sciences du comportement, de 60 % à 70 % des diplômés étaient des femmes. Par contre, 30 % ou moins des diplômés en mathématiques, en informatique et sciences de l'information ou en génie étaient des femmes. Ces chiffres sont aussi le reflet de ce qui se produit au niveau du doctorat au Canada (Desjardins et King, 2011) et aux États-Unis (England, Allison, Li, Mark, Thompson, Budig et Sun, 2007). Par ailleurs, Christie et Shannon (2001), s'appuyant sur les recensements canadiens de 1986 et 1991, ont observé que les écarts entre les sexes à l'égard de l'industrie et de la profession, ainsi que du domaine d'études, sont les facteurs les plus importants de la portion expliquée de l'écart de revenu entre les hommes et les femmes; bien plus, en fait, que les écarts de niveau de scolarité. Autrement dit, le revenu des femmes est habituellement inférieur à celui des hommes en raison du domaine d'études universitaires choisi et non en raison du genre de diplôme obtenu.²

Au fil du temps, l'écart entre les hommes et les femmes pour ce qui est du domaine d'études s'est rétréci, mais il est toujours présent, les femmes et les hommes choisissant encore des domaines d'études universitaires traditionnels (Andres et Adamuti-Trache, 2007; Frenette et Coulombe, 2007; Zarifa, 2012). Par exemple, England et coll. (2007) ont trouvé qu'aux États-Unis, même si les taux de diplômés de sexe féminin dans des domaines traditionnellement masculins, comme le génie et les mathématiques, ont augmenté depuis le début des années 1970, ils sont toujours bien moins élevés que les taux correspondants chez les diplômés de sexe masculin. Parallèlement, selon des données canadiennes récentes tirées de l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM) de 2011, les femmes détenaient une part plus importante des diplômes universitaires parmi

1. D'autres explications liées à la constitution d'une famille et à la présence d'enfants qui ont une incidence sur l'activité des femmes sur le marché du travail sont également importantes et ont été bien étudiées, mais demeurent hors du champ d'intérêt du présent document et ne seront pas examinées plus à fond (voir Phipps, Burton et Lethbridge, 2001; Waldfogel, 1998; Zhang, 2009).

2. Fait intéressant, ce même résultat a été observé bien plus tôt par Wannell (1990), qui avait découvert que les différences quant au domaine d'études sont bien plus importantes que les différences de scolarité pour expliquer l'écart salarial.

les jeunes diplômés universitaires en sciences, en technologies, en génie et en mathématiques (STGM) que parmi les plus âgés, mais les hommes détenaient encore la majorité des diplômes universitaires en STGM. Ainsi, les jeunes femmes représentaient 39,1 % des diplômés universitaires en STGM dans le groupe des 25 à 34 ans (Ferguson et Zhao, 2013).

Les différences de choix de programme universitaire entre les sexes s'expliquent peut-être en partie par les intérêts scolaires et l'aptitude à l'école secondaire. Comme il fallait s'y attendre, des recherches antérieures ont établi que les jeunes ayant une aptitude aux mathématiques ou aux sciences élevée sont plus susceptibles de suivre un programme universitaire où les compétences en mathématiques et en sciences sont essentielles (Trusty, 2002; Trusty, Robinson, Plata et Ng, 2000). Cependant, beaucoup de travaux antérieurs ont révélé que les filles obtiennent de moins bons scores que les garçons aux tests liés aux mathématiques, mais qu'elles obtiennent de meilleurs scores aux tests liés à la lecture (Bussière, Knighton et Pennock, 2007; Downey et Vogt Yuan, 2005; Niederle et Vesterlund, 2010; OCDE, 2009; OCDE, 2012). Par ailleurs, en ce qui concerne les connaissances scientifiques, aucune différence générale importante entre les garçons et les filles n'a été constatée (Bussière, Knighton et Pennock, 2007; OCDE, 2009; OCDE, 2012). Néanmoins, est-ce une aptitude pour les disciplines liées aux mathématiques faible qui éloigne les filles des programmes universitaires où ces compétences sont nécessaires ou est-ce le fait que les filles ne s'intéressent tout simplement pas autant aux mathématiques que les garçons, ou qu'elles ont moins confiance en leurs capacités que les garçons?

Le présent document permet d'examiner le premier choix de programme universitaire des jeunes hommes et des jeunes femmes en accordant une attention particulière à leur aptitude aux mathématiques et aux sciences à l'âge de 15 ans. Bien qu'elle ne permette pas de déterminer toutes les caractéristiques pouvant influencer sur le choix du programme universitaire, l'étude peut aider à dégager le lien qui existe entre le sexe, l'aptitude aux mathématiques et aux sciences et le choix de programme, tout en tenant compte d'une vaste gamme de facteurs.

La section 2 contient un aperçu des documents publiés récemment qui s'intéressent au lien entre l'aptitude aux mathématiques et aux sciences et le choix de programme en se penchant notamment sur les différences entre les sexes. La section 3 fournit une description des données et de la méthodologie employée pour l'analyse, tandis que la dernière section présente les résultats ainsi qu'une discussion de l'analyse.

2. Revue de littérature

L'objectif du présent document est d'examiner le lien entre le sexe, les scores aux tests de mathématiques et de sciences à l'âge de 15 ans et le premier choix de programme universitaire. Ainsi, cette revue de littérature met l'accent sur les études relativement peu nombreuses au Canada et ailleurs qui s'attardent à cette relation. Le manque de données disponibles sur la question peut expliquer la rareté des recherches dans ce domaine au Canada. Avant le couplage en 2000 de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) et du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), il n'existait aucune source de données comprenant à la fois des mesures de l'aptitude aux mathématiques et aux sciences (autres que les notes) à l'adolescence et le choix du programme universitaire effectué par un étudiant.

De nombreuses études (p. ex. OCDE, 2010) ont utilisé les notes en mathématiques ou en sciences comme mesures de l'aptitude. Même si elles sont étroitement liées à l'aptitude mesurée au moyen des scores aux tests de rendement, ces études ne constituent peut-être pas de véritables indicateurs objectifs de l'aptitude aux mathématiques ou aux sciences, en raison des questions liées au comportement et au rendement des étudiants ainsi qu'à d'autres facteurs propres à l'école, comme la relation enseignant-étudiant, et le programme d'études (Cornwell, Mustard et Van Parys, 2011). En outre, des différences de rendement importantes se dégagent entre les sexes, tel que mesuré au moyen de notes ou de tests de rendement : en général, les filles réussissent mieux que les garçons pour ce qui est des notes, mais non pour ce qui est des tests de rendement (Duckworth et Seligman, 2006).

Bien que l'on ne puisse s'attarder ici aux raisons pour lesquelles le rendement des garçons et des filles est différent lorsque l'on s'intéresse aux notes en mathématiques ou en sciences et aux tests de rendement, il est important de souligner quelques-uns des premiers travaux publiés dans ce domaine. Par exemple, une explication possible de l'écart entre les sexes quant aux notes tient peut-être au fait que les filles sont habituellement plus disciplinées que les garçons en ce qui a trait au travail scolaire et, par conséquent, qu'elles travaillent peut-être plus fort à l'école (et se comportent mieux en classe), d'où les meilleures notes (Downey et Vogt Yuan, 2005). À l'inverse, les filles obtiennent généralement de moins bons scores que les

garçons aux tests de mathématiques. Ces travaux montrent que les raisons de cet écart varient, allant du type d'activités auxquelles s'adonnent les garçons et les filles à l'extérieur de la classe – les garçons privilégiant les activités qui favorisent l'acquisition de compétences quantitatives et les filles, celles qui développent les compétences verbales ou la compréhension de l'écrit (Downey et Vogt Yuan, 2005) – à des explications de nature biologique. Celles-ci supposent que les garçons surpassent les filles pour ce qui est de la plupart des mesures des capacités visuo-spatiales (qui sont plus étroitement liées à l'aptitude aux mathématiques et aux sciences) (voir à ce sujet Halpern, Benbow, Geary, Gur, Shibley Hyde et Gernsbacher, 2007). Puisque ces questions sont complexes et vont au-delà de la portée du présent document, nous insistons plutôt sur les écrits qui examinent de quelle façon le sexe et l'aptitude aux mathématiques et aux sciences peuvent interagir dans le choix du programme universitaire.

La National Educational Longitudinal Study (NELS) réalisée aux États-Unis (de 1988 à 1994) a été utilisée comme source de données pour examiner le lien entre l'aptitude aux études à l'école secondaire et le choix d'un programme à l'université. Par exemple, Goyette et Mullen (2006) se sont servis d'une mesure combinée du rendement scolaire intégrant les tests de rendement en mathématiques et en lecture administrés à des élèves de 12^e année. Le principal domaine d'études a été divisé en deux catégories : les arts et les sciences (comprend les sciences humaines, les sciences, les mathématiques et les sciences sociales) et la formation professionnelle (comprend le commerce, l'éducation, le génie, les études préprofessionnelles telles que le droit, la médecine, l'architecture, et d'autres domaines d'études orientés vers l'exercice d'une profession, comme l'agriculture, les communications, le design, les services de protection).³ Goyette et Mullen ont découvert que leur mesure du rendement scolaire était liée positivement à l'inscription à un programme en arts et en sciences plutôt qu'à un programme de formation professionnelle. Ils n'ont pas analysé la relation entre le rendement scolaire et le choix de programme universitaire pour chaque sexe séparément.

En s'appuyant sur les vagues de 1988 à 1994 de la NELS, Correll (2001) a constaté que les scores obtenus aux épreuves de mathématiques en 8^e année menaient à une plus grande probabilité qu'un élève choisisse un domaine d'études universitaires nécessitant des compétences et des connaissances « quantitatives » (comme le génie). Cet effet était toujours présent après avoir tenu compte des scores obtenus aux tests verbaux, des notes en mathématiques et en anglais, ainsi que de l'autoévaluation des capacités verbales et mathématiques et de l'inscription à des cours de calcul à l'école secondaire. Même si Correll n'a pas évalué les effets d'interaction entre le sexe et les scores obtenus aux épreuves de mathématiques, son étude est significative parce qu'elle illustre l'importance de l'autoévaluation. Par exemple, elle montre que même si les hommes et les femmes ont les mêmes notes en mathématiques et les mêmes scores, les hommes sont plus susceptibles que les femmes de se juger compétents en mathématiques. Par conséquent, ses :

« résultats donnent à penser que ceux qui persistent dans la voie professionnelle en mathématiques ne sont peut-être même pas les plus qualifiés pour les carrières qui nécessitent l'excellence en mathématiques. En d'autres termes, les garçons ne s'inscrivent pas plus en mathématiques que les filles parce qu'ils sont meilleurs, mais, en partie, parce qu'ils *pensent* être meilleurs. » (p. 1724, traduction libre).

Trusty (2002) abonde aussi dans le même sens. Il a trouvé que l'autoévaluation des mathématiques diminuait la capacité prédictive de l'aptitude aux sciences et aux mathématiques, les personnes qui se perçoivent comme étant bonnes en mathématiques étant plus susceptibles de choisir un programme en mathématiques/sciences.

D'autres données tirées de la NELS (Trusty, Robinson, Plata et Ng, 2000) ont montré que les hommes choisissent le plus souvent des programmes d'études tels que le génie, la médecine et les sciences, et les femmes, l'éducation, les sciences infirmières et les études ethniques. Selon ces données, toutefois, les aptitudes en 8^e année ont une incidence différente sur les garçons et les filles. Par exemple, l'interaction entre le sexe et les scores obtenus aux épreuves de mathématiques et de lecture a révélé que, pour tous les domaines d'études postsecondaires, l'aptitude aux mathématiques en 8^e année avait la plus forte incidence sur le choix de programme chez les hommes, tandis que l'aptitude à la lecture avait la plus forte incidence chez les femmes.

3. Les différences de catégorisation entre l'étude de Goyette et Mullen et la présente étude rendent la comparaison difficile. Les catégories se chevauchent complètement et ne sont pas mutuellement exclusives.

Dans des travaux ultérieurs fondés sur la NELS, Trusty (2002) a examiné les déterminants du choix des sciences/mathématiques comme domaine d'études par opposition à tous les autres domaines. Il a observé que, dans les modèles sur les hommes qui comprenaient les scores obtenus aux épreuves de sciences et de mathématiques, le score en sciences était positivement et étroitement lié au choix des sciences/mathématiques comme domaine d'études. L'incidence des compétences en mathématiques n'était pas significative dans ces modèles, mais elle l'était dans les modèles qui n'incluaient pas les sciences, ce qui donne à penser qu'il existe un chevauchement relativement important des mesures des compétences en mathématiques et en sciences. Le comportement relatif au choix de cours semblait, lui aussi, être un déterminant. Par exemple, chez les femmes, les scores obtenus en mathématiques paraissaient être plus importants que les scores obtenus en sciences, mais l'inclusion de variables relatives au comportement entourant le choix de cours (plus particulièrement si le répondant avait suivi un cours de mathématiques, comme la géométrie, la trigonométrie et le calcul au secondaire) éliminait complètement l'effet positif des scores obtenus aux épreuves de mathématiques sur le choix de programme d'études postsecondaires. Chez les hommes, l'effet des scores obtenus aux épreuves de sciences sur le choix des mathématiques ou des sciences comme domaine d'études persistait après avoir tenu compte du comportement lié au choix de cours.

À l'aide d'un échantillon américain plus ciblé des scores obtenus aux tests d'admission des membres des cohortes admises en 1951, 1976 et 1989 à 12 collèges et universités reconnus sur le plan académique, Turner et Bowen (1999) ont montré que les hommes ayant obtenu des scores élevés en mathématiques au Scholastic Aptitude Test (SAT) étaient plus susceptibles de s'inscrire en mathématiques/physique et en génie que leurs homologues de sexe féminin qui, elles, étaient plutôt portées à s'inscrire à des programmes en sciences humaines, en sciences sociales, et en sciences de la vie. Or, Turner et Bowen ont constaté que les résultats aux tests d'aptitude ne constituaient qu'un facteur relativement peu important pour prévoir les différences de choix de programme universitaire entre les sexes. En fait, des facteurs liés aux différences sur le plan des préférences et des attentes sur le marché du travail avaient plus d'importance pour expliquer l'écart entre les sexes en matière de choix de programme.⁴ De même, Ware et Lee (1988) ont découvert qu'à l'école secondaire, différents facteurs influent sur les décisions quant au choix d'un programme. Par exemple, les femmes ayant opté pour des études non scientifiques étaient celles qui considéraient davantage l'impact de leur décision sur leur future vie familiale et personnelle.⁵

Les recherches qui portent sur l'effet de l'aptitude aux mathématiques et aux sciences, telle que mesurée au moyen de scores plutôt qu'à partir de notes, sur le choix de programme postsecondaire sont rares à l'échelle internationale et le sont encore davantage au Canada. De fait, au Canada, aucune étude ne semble utiliser les scores aux tests de mathématiques ou de sciences afin de prédire le choix du premier programme universitaire. Les deux études à peu près équivalentes à l'échelle nationale s'appuient en outre sur le fichier de l'EJET-PISA (voir Finnie et Childs, 2010; et OCDE, 2010). Or, ni l'une ni l'autre n'a recours aux scores des tests de mathématiques ou de sciences du PISA; elles utilisent plutôt les scores aux tests de lecture du PISA en combinaison avec les notes en lecture, en mathématiques et en sciences.

Finnie et Childs (2010) ont remarqué qu'un score élevé en lecture au PISA augmente la probabilité de s'inscrire à un programme d'études universitaires dans le domaine des STGM (sciences, technologie, génie et mathématiques), mais un peu plus chez les hommes que chez les femmes. À l'inverse, le score en lecture au PISA semble être davantage lié au fait d'étudier dans d'autres domaines que les STGM chez les femmes que chez les hommes. Par ailleurs, pour les deux sexes, les notes en mathématiques et en sciences au secondaire étaient liées à une plus grande propension à s'inscrire à un programme en STGM à l'université. Les résultats de l'OCDE (2010) vont généralement en ce sens, bien que l'étude classe les domaines non pas en faisant une simple dichotomie entre les STGM et les autres domaines, mais en utilisant une classification plus détaillée. Par exemple, des compétences élevées en lecture mesurées au moyen des scores en lecture au PISA à 15 ans indiquent une plus grande probabilité de choisir un programme en sciences pures ou en sciences de la vie plutôt qu'en sciences humaines, en arts ou en communications. Les notes en mathématiques ou en sciences produisent le même effet, tandis que les notes en lecture démontrent plutôt le contraire, c'est-à-dire que les jeunes ayant les meilleures notes en lecture sont plus susceptibles d'opter pour les sciences humaines, les arts ou les communications que les sciences pures ou les sciences de la vie. Le lien entre des notes élevées au secondaire et le fait de choisir un programme d'études en sciences à l'université est

4. Ils laissent entendre que les femmes pourraient préférer des domaines où les compétences ne se détériorent pas ou ne deviennent pas obsolètes aussi rapidement. Elles sont peut-être plus portées que les hommes à éviter des domaines liés à des matières très techniques, comme les sciences informatiques, de sorte que les périodes sans travail qu'elles passent à élever une famille ne nuisent pas autant à leur carrière.

5. À l'aide d'une cohorte née en 1958 au Royaume-Uni, Van de Werfhorst, Sullivan et Cheung (2003) ont également constaté un écart important entre les sexes dans le choix d'un programme (tout spécialement dans le domaine des sciences) qui ne peut s'expliquer totalement par l'aptitude aux mathématiques à 11 ans : d'autres facteurs tels que la classe sociale, les antécédents familiaux et le capital culturel au foyer demeurent également très importants.

illustré plus à fond dans une étude récente de Burrow, Dooley, Wright et DeClou (2012). À l'aide des données administratives de l'Ontario, ces chercheurs ont trouvé que les diplômés du secondaire ayant les notes les plus élevées (les premiers 5 %) sont plus portés que les autres à s'inscrire à des cours en sciences. Ainsi, en 2008, environ la moitié de ces élèves performants ont opté pour des études universitaires en sciences, tandis que moins de 20 % ont choisi les arts.

Dans cette revue, un survol des recherches récentes a été effectué à propos de la relation entre, d'une part, des mesures relativement objectives de l'aptitude aux mathématiques et aux sciences, et d'autre part, le choix possible d'un programme à l'université. À l'échelle internationale, il est possible d'identifier plusieurs exemples utilisant différentes épreuves de mathématiques et de sciences, ainsi que différentes catégories de matières universitaires. Même si le type de mesure de l'aptitude aux mathématiques et aux sciences et la catégorisation des programmes universitaires varient d'une étude à l'autre, leurs constatations se ressemblent beaucoup sur un plan : il existe un lien entre les scores obtenus aux épreuves de mathématiques et de sciences (et également les scores obtenus en lecture) et le choix du programme universitaire. Les jeunes ayant une grande aptitude aux mathématiques et aux sciences sont plus susceptibles de choisir des programmes où ces compétences sont essentielles (comme les sciences et le génie). Néanmoins, ces études montrent également que de nombreux autres facteurs sont aussi décisifs. Parmi les plus marquants, mentionnons les notes en mathématiques ou en sciences, ainsi que l'autoévaluation des capacités en mathématiques. En fait, une étude récente de l'OCDE (2012) laisse entendre que la différence entre les sexes « semble davantage liée à l'attitude des élèves (comme la motivation et l'intérêt) à l'égard de certaines matières plutôt qu'à des capacités et performances scolaires effectives » (p. 113).

3. Données et méthodes

3.1 Données – Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cohorte A

Dans le présent rapport, nous utilisons les données couplées de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) et du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), qui contient des données de la composante canadienne de l'enquête du PISA de 2000, alors que les jeunes avaient 15 ans, ainsi que les données longitudinales de l'EJET à 25 ans (cycle 6). Le recours à ces données permet d'établir un lien entre les caractéristiques affichées à l'adolescence et les résultats scolaires obtenus au début de l'âge adulte.⁶

Les données du cycle 1 au cycle 6 (25 ans) ont été utilisées pour prendre en compte autant de jeunes que possible dans les premiers programmes d'études postsecondaires (EPS). D'autres travaux (voir Finnie et Childs, 2010, et OCDE, 2010), qui mesuraient le choix d'un programme uniquement jusqu'à 21 ans (ou le cycle 4), bénéficiaient d'un plus grand échantillon, mais s'accompagnaient d'une perte possible d'information. Par exemple, Finnie et Childs (2010) ont constaté qu'à 21 ans, 25 % des jeunes n'avaient pas encore commencé leurs EPS. Dans l'échantillon actuel allant jusqu'à 25 ans, ces chiffres sont ramenés à moins de 20 % (voir le tableau 1A). Par ailleurs, étant donné l'intérêt actuel pour les différences entre les hommes et les femmes, le fait de mesurer seulement les données à 21 ans risque d'exclure inutilement les hommes qui finissent par faire des EPS après 21 ans. Finnie et Childs (2010) ont découvert que 31 % des hommes et 19 % des femmes n'avaient pas commencé d'EPS à 21 ans, ce qui constitue un écart considérable, qui est ramené à environ 24 % chez les hommes et 12 % chez les femmes à 25 ans dans l'échantillon actuel (analyse non présentée). Par conséquent, en incluant les données jusqu'au cycle 6, le présent document a plus de chances que les autres travaux d'intégrer plus d'hommes qui vont à l'université.

3.2 Résultat : Premier programme universitaire

Le premier programme universitaire est mesuré du cycle 2 (17 ans) au cycle 6, au moment où les jeunes atteignent l'âge de 25 ans. Dans la présente étude, seuls les jeunes fréquentant une université sont inclus en raison de la difficulté inhérente à la comparaison des programmes selon le type d'établissement. Les jeunes qui ne fréquentent pas une université constituent un sujet intéressant et très important, mais nous laissons cette question à de prochains travaux.⁷

6. Voir tout spécialement dans l'OCDE (2010) la description des données couplées PISA-EJET ainsi que leur utilité.

7. La population ne fréquentant pas une université représentait environ 35 % de l'échantillon total, alors que la population fréquentant une université en constituait 46 % et que le groupe qui n'avait pas fait d'EPS en décembre 2005 s'élevait à 19 %.

À l'aide des listes de programmes de l'EJET des cycles 2 à 6, nous avons déterminé le premier programme universitaire de chaque répondant au moyen du code de la Classification des programmes d'enseignement (CPE) pour le principal domaine d'études ou de spécialisation. Même si le type de premier programme d'une personne n'est peut-être pas son programme final lorsqu'elle obtient son diplôme (si elle l'obtient), il indique les intérêts initiaux d'une personne à sa sortie de l'école secondaire. Certains jeunes changent de programme pendant leurs années d'études universitaires, mais, selon des travaux antérieurs, la majorité des premiers programmes des jeunes sont ceux dans lesquels ils demeurent pendant leurs cinq années d'université. Finnie et Childs (2010) ont constaté, par exemple, que 38 % des étudiants qui n'étaient pas dans les domaines des sciences, des technologies, du génie et des mathématiques (domaines autres que les STGM) avaient changé de programme ou quitté l'université avant leur cinquième année d'études universitaires, alors que la proportion de ceux qui avaient quitté l'un de ces programmes en STGM était significativement moindre, soit 24 %.

Dans la présente étude, pour mesurer le type de programme, il a fallu repenser la catégorisation des 13 regroupements principaux de la Classification des programmes d'enseignement (CPE) 2000 en cinq catégories. Les cinq nouvelles catégories, inspirées d'ouvrages antérieurs (voir Montmarquette, Cannings et Mahseredjian, 2002) sont les suivantes : (1) Sciences sociales (y compris les arts, l'éducation, les sciences humaines, les sciences sociales et le droit); (2) Commerce/gestion/administration publique; (3) Sciences/mathématiques/sciences informatiques, génie et agriculture; (4) Santé, parcs, récréation et conditionnement physique; (5) Autres. Par souci de concision, le titre des cinq catégories est raccourci comme suit : (1) Sciences sociales; (2) Commerce; (3) STGM; (4) Santé; (5) Autres (voir la description de la nouvelle catégorisation au tableau 1 en annexe).⁸

Le tableau 1A montre la distribution des programmes pour tous les jeunes, y compris ceux qui ne sont jamais allés à l'université à 25 ans (notamment ceux qui ont fait un autre type d'EPS) et seulement la population ayant fréquenté l'université pour les échantillons en mathématiques et en sciences.⁹

Les sciences sociales sont les premiers programmes les plus répandus à l'université, suivis des programmes en STGM, puis de ceux en commerce, santé et autres. Toutefois, environ 20 % des jeunes adultes n'avaient pas commencé un premier programme d'EPS en décembre 2009, alors qu'ils avaient 25 ans.

Parmi les jeunes femmes, les premiers programmes universitaires les plus courants sont en sciences sociales : pour 50 % d'entre elles, ces types de programmes constituent le premier choix à l'université (tableau 1B). Ce pourcentage est bien plus élevé que la proportion d'hommes qui étudient en sciences sociales, soit seulement 32 %. Chez les jeunes hommes, les premiers programmes universitaires les plus fréquents sont dans les domaines des STGM, à 44 %. En revanche, seulement 20 % des premiers programmes universitaires des femmes sont dans les domaines des STGM. Parallèlement, la proportion d'hommes et de femmes qui suivent des programmes en commerce est à peu près identique, se situant à 14 %. Par ailleurs, les femmes semblent être beaucoup plus susceptibles que les hommes de suivre un premier programme universitaire dans le domaine de la santé.¹⁰

8. Voir la liste des séries et sous-séries qui constituent la CPE et qui sont liées aux principaux groupes de la CPE dans Statistique Canada (2005), pages 7 à 9.

9. Puisque les estimations sont très semblables (deux points de pourcentage ou moins les séparent) dans les deux sous-échantillons, à moins d'indication contraire, les résultats correspondent au sous-échantillon en mathématiques.

10. Ces tendances s'inspirent de la cohorte A de l'EJET et correspondent également aux statistiques du Système d'information sur les étudiants postsecondaires (SIEP), sauf que, depuis 2004, dans le SIEP, le programme universitaire le plus fréquent chez les hommes est celui des sciences sociales, suivi des domaines STGM. Il est cependant difficile de faire des comparaisons entre les données du SIEP et celles présentées dans le tableau 1B parce que la présente étude s'attarde au « premier » programme universitaire, alors que le SIEP fournit des données sur les programmes universitaires déclarés l'année précédente. Par ailleurs, la présente étude se sert d'une cohorte de jeunes âgés de 15 ans, en 2000, qui ont été admis à l'université pour la première fois avant leur 25e anniversaire en 2010, alors que les estimations du SIEP reposent sur des jeunes de 18 à 24 ans chaque année, de 1992 à 2009. Néanmoins, la comparaison entre la cohorte A de l'EJET et le SIEP est intéressante, parce que le recours au SIEP permet d'avoir un point de vue plus large sur les tendances des programmes universitaires au Canada au fil du temps. Les résultats basés sur le SIEP sont disponibles sur demande.

Tableau 1.A
Type de premier programme

	Sous-échantillon en mathématiques		Sous-échantillon en sciences	
	Total	Fréquentant une université	Total	Fréquentant une université
pourcentage				
STGM	24,4	29,9	23,6	27,8
Sciences sociales	28,9	41,6	28,8	44,0
Commerce	13,0	14,3	13,6	15,2
Santé	8,9	10,0	7,5	8,6
Autres	6,4	4,1	6,3	4,5
N'avaient pas commencé d'EPS en décembre 2009 (C6)	18,5	...	20,2	...
Taille de l'échantillon pondéré	337 121	155 271	336 377	145 966

... n'ayant pas lieu de figurer

Note: STGM comprend sciences, technologies, génie, mathématiques et sciences informatiques.

Source: Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, Enquête auprès des jeunes en transition (EJET); Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), cohorte de lecture PISA-EJET, de 2000 à 2010.

Tableau 1.B
Type de premier programme des étudiants fréquentant une université, selon le sexe

	Sous-échantillon en mathématiques		Sous-échantillon en sciences	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
pourcentage				
STGM	20,4	43,7***	20,2	37,9***
Sciences sociales	50,2	31,6***	51,9	33,4***
Commerce	13,7	13,9	13,5	17,0
Santé	12,3	5,5***	11,2	5,4***
Autres	3,4	5,4*	3,2	6,3**
Taille de l'échantillon pondéré	73 567	58 783	68 961	58 243

* $p < 0,1$

** $p < 0,05$

*** $p < 0,01$ indique un écart significatif entre les hommes et les femmes

Note: STGM comprend sciences, technologies, génie, mathématiques et sciences informatiques.

Source: Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, Enquête auprès des jeunes en transition (EJET); Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), cohorte de lecture PISA-EJET, de 2000 à 2010.

3.3 Scores du PISA en mathématiques et en sciences à 15 ans

Dans l'enquête de 2000, au moment où les jeunes avaient 15 ans, la compétence en lecture constituait le sujet d'intérêt principal, de sorte que seul un sous-échantillon de personnes choisies au hasard ont répondu à un plus petit nombre de questions en mathématiques et en sciences que l'échantillon complet destiné à évaluer la compréhension de l'écrit (OCDE, 2010; Statistique Canada, 2004). Au total, 32 questions en mathématiques et 35 questions en sciences faisaient partie des évaluations du PISA en 2000. Néanmoins, les échelles du PISA en mathématiques et en sciences ont été conçues pour mesurer la culture mathématique et scientifique des jeunes de 15 ans et, grâce au couplage avec l'aspect longitudinal de l'EJET, nous pouvons examiner la relation entre la culture mathématique et scientifique à 15 ans et plusieurs résultats au début de l'âge adulte au Canada.

La culture mathématique est utilisée dans le contexte actuel pour indiquer « la capacité d'utiliser les connaissances et les compétences en mathématiques de manière fonctionnelle, plutôt que de simplement les maîtriser dans le cadre d'un programme scolaire ». Par ailleurs, la culture scientifique se définit comme suit : « capacité d'associer des connaissances scientifiques à la formation de conclusions fondées sur l'observation des faits et d'élaborer des hypothèses en vue de comprendre le monde naturel et les transformations qui y sont apportées par l'activité humaine, et de contribuer à la prise de décisions à cet égard » (Bussière, Cartwright, Crocker, Ma, Oderkirk et Zhang, 2001 : 92).

La présente étude utilise les niveaux moyens en sciences et en mathématiques du cycle 1, quand les jeunes avaient 15 ans. Les niveaux de culture mathématique et scientifique ont également été créés et utilisés pour établir une mesure reposant sur les niveaux supérieurs de l'aptitude aux mathématiques et aux sciences : les jeunes étant définis comme ayant une aptitude « élevée » en mathématiques ou en sciences se situent dans le quatrième niveau de compétence ou un niveau supérieur.¹¹ En général, les jeunes affichant des niveaux plus élevés de culture scientifique et mathématique intègrent et utilisent plus facilement les concepts mathématiques et scientifiques. Leur réflexion et leur connaissance des concepts ainsi que leurs compétences en résolution de problèmes scientifiques et mathématiques sont plus solides que pour les jeunes des niveaux inférieurs.

3.4 Variables de contrôle

Plusieurs variables sont incluses pour tenir compte des facteurs qui peuvent influencer sur la décision d'un jeune de s'inscrire à un programme particulier à l'université. Par conséquent, ces variables de contrôle sont moins liées à l'« accès » aux études postsecondaires (EPS), l'accès étant considéré être un acquis puisque l'échantillon examiné a commencé un programme universitaire avant 25 ans.¹²

Les variables de contrôle sont regroupées dans les trois grandes catégories suivantes :

1. Facteurs liés au rendement des élèves et aux intérêts scolaires à l'école secondaire (mesurés à 15 ans, à moins d'indication contraire) – Comprennent les notes en mathématiques ou en sciences, un indice des capacités autoévaluées en mathématiques,¹³ l'aptitude en lecture mesurée au moyen des tests de lecture du PISA, l'année d'études au cours de laquelle les tests du PISA ont été donnés, la fréquence de l'utilisation des laboratoires de science, et un indice servant à mesurer le sentiment de contrôle/maîtrise.
2. Caractéristiques démographiques – Comprennent le sexe, la province de résidence à 15 ans, si le répondant vivait en milieu rural à 15 ans et si le répondant et ses parents étaient nés au Canada.
3. Influence parentale/familiale – Plusieurs facteurs liés à la famille et/ou aux parents sont inclus : le niveau d'études des parents, la mesure dans laquelle les parents connaissent l'enseignant de leur enfant, ainsi que deux facteurs qui mesurent la relation parents-enfant, notamment la fréquence avec laquelle un parent et un adolescent parlent de la future carrière et des études de l'adolescent, ainsi que la fréquence des discussions sur des questions politiques et sociales d'actualité entre les parents et les adolescents.¹⁴

Quatre des variables explicatives au niveau de l'élève revêtent un intérêt particulier : les notes en mathématiques ou en sciences, les capacités autoévaluées en mathématiques, la fréquence de l'utilisation du laboratoire de sciences et l'aptitude en lecture. Les notes, qui sont étroitement liées aux mesures objectives du PISA, mesurent le degré de difficulté qu'un jeune risque d'avoir en mathématiques ou en sciences (du moins si l'on se fie aux mesures des cours choisis en mathématiques/sciences), tandis que les capacités autoévaluées en mathématiques et la fréquence de l'utilisation du laboratoire de sciences mesurent possiblement l'intérêt d'une personne et son niveau de confiance dans la matière. Or, il se peut que les notes ne permettent pas de mesurer avec exactitude l'aptitude d'une personne, mais plutôt qu'elles soient confondues avec une multitude de facteurs comprenant l'autodiscipline, l'aptitude d'une personne à

11. Les niveaux de culture mathématique et scientifique ne proviennent pas officiellement de 2000 parce que, cette année là, seuls les niveaux de compréhension de l'écrit ont été obtenus puisqu'il s'agissait du sujet d'intérêt principal. Dans le présent document, les seuils de la culture mathématique sont mesurés à partir de 2003 (voir Bussière, Cartwright, Knighton et Rogers, 2004), tandis que les seuils de la culture scientifique proviennent de 2006 (voir Bussière et al., 2007). Ces deux années (2003 et 2006) étaient celles où les données les plus près des évaluations en mathématiques et en sciences de 2000 étaient disponibles.

12. Environ 46 % des jeunes de l'échantillon sont allés à l'université, alors que 35 % ont fait un autre type d'études postsecondaires et 19 % n'avaient pas commencé d'études postsecondaires à 25 ans.

13. Les capacités autoévaluées en mathématiques sont tirées du cycle 2 (17 ans). Elles n'ont pas été mesurées au cycle 1.

14. En ce qui concerne les facteurs parentaux, la profession des parents est également un facteur possible du choix d'un domaine d'études à l'université (voir Leppel, Williams et Waldauer, 2001). Toutefois, à l'aide des mêmes données, l'OCDE (2010) n'a trouvé aucun lien significatif entre la profession des parents et le choix d'un programme universitaire. Par conséquent, nous avons décidé de ne pas l'inclure dans cette analyse. Le niveau d'études des parents a cependant été retenu parce qu'on a constaté qu'il occupait une place plus importante dans le choix du programme universitaire (OCDE, 2010; Zarifa, 2012).

s'adapter au système scolaire au secondaire et la perception des enseignants (Cornwell et coll., 2011). Par ailleurs, les capacités autoévaluées dans une matière peuvent créer de la confusion selon le sexe, parce qu'il se peut que les filles ne classent pas aussi bien leur aptitude à une matière particulière qu'elle l'est en réalité, alors que les garçons ont souvent tendance à exagérer la leur (Cech, Rubineau, Silbey et Seron, 2011; Correll, 2001).

Ainsi, les résultats aux tests de rendement, comme les scores du PISA, représentent probablement l'option de choix pour mesurer l'aptitude, parce qu'ils peuvent offrir une mesure plus fiable de l'aptitude d'une personne en mathématiques et en sciences et ne sont peut-être pas autant touchés par des questions telles que l'autodiscipline, l'inflation/la déflation de l'aptitude ou le traitement différencié dans le système scolaire fondé sur le sexe. Néanmoins, il est important d'inclure chacun de ces facteurs parce qu'ils pourraient modifier la relation entre les résultats de tests objectifs et le choix du programme universitaire, et qu'ils pourraient fonctionner différemment pour les jeunes hommes et les jeunes femmes. Enfin, l'aptitude à la lecture est intégrée pour aider à mesurer l'aptitude générale aux études des élèves en plus de l'aptitude aux mathématiques et aux sciences et parce qu'il s'agit aussi d'un indicateur essentiel pour prédire le choix d'un programme (voir Finnie et Childs, 2010; et OCDE, 2010).

3.5 Méthode

Trois questions de recherche sont posées dans le présent rapport. Premièrement, quels programmes les élèves ayant une aptitude aux mathématiques et aux sciences élevée choisissent-ils lorsqu'ils s'inscrivent à l'université pour la première fois? Deuxièmement, est-ce que le sexe a une importance? C'est-à-dire, est-ce que les hommes et les femmes ayant des aptitudes aux mathématiques et aux sciences égales choisissent des programmes semblables à l'université? Troisièmement, est-ce que la relation entre le sexe, l'aptitude aux mathématiques et aux sciences et le choix d'un programme subit l'incidence d'autres facteurs? L'analyse comprendra des méthodes descriptives et à plusieurs variables faisant appel à la régression logistique multinomiale.

L'analyse se déroulera comme suit. Premièrement, nous comparerons les niveaux moyens des scores en mathématiques/sciences du PISA pour tous les premiers programmes universitaires de l'échantillon total de jeunes fréquentant une université et séparément selon le sexe (tableau 2). Deuxièmement, les groupes résultant du croisement entre le sexe et des niveaux d'aptitude aux mathématiques/sciences (élevés ou faibles) sont comparés, afin de voir comment ces groupes diffèrent sur le plan du premier programme universitaire (tableau 3). Troisièmement, nous évaluerons la relation entre l'aptitude aux mathématiques/sciences et le sexe pour prévoir le choix du premier programme universitaire au moyen d'une série de modèles de régression multinomiale à plusieurs variables. Le premier modèle, le modèle bivarié, comprend la mesure de l'aptitude aux mathématiques/sciences selon le sexe. Le deuxième modèle inclut toutes les variables de contrôle, sauf les notes en mathématiques/sciences et les compétences autoévaluées en mathématiques, tandis que le troisième modèle (le modèle complet) intègre ces deux dernières mesures (tableaux 4 et 5).¹⁵ La régression logistique multinomiale est utile à l'analyse actuelle puisqu'elle permet d'inclure de nombreuses catégories dans la variable dépendante sans qu'il y ait de véritable hiérarchie, tels que les différents types de programmes (d'autres travaux qui examinent les choix de programmes ont fait appel à cette même technique – voir Finnie et Childs, 2010; Leppel et coll., 2001; OCDE, 2010; Zarifa, 2012).¹⁶

15. L'analyse a été menée de cette manière afin d'isoler les effets des notes en mathématiques/sciences et des capacités autoévaluées en mathématiques. Ces deux effets sont corrélés, plus que toute autre variable explicative, avec les scores en mathématiques/sciences du PISA et se sont avérés être de solides facteurs explicatifs du choix d'un programme universitaire dans certaines analyses supplémentaires.

16. Seuls les résultats des modèles menés avec l'interaction entre les scores en mathématiques/sciences et le sexe sont présentés. Les modèles ont été estimés dans le but de voir l'effet direct des scores en mathématiques/sciences et du sexe, et sont disponibles sur demande. Ces recherches supplémentaires démontrent que des résultats élevés en mathématiques/sciences mènent à de plus grandes possibilités qu'un jeune suive un programme STGM, mais cet effet devient nul après l'inclusion du sexe et d'autres variables de contrôle importantes. En ce qui a trait aux résultats directs selon le sexe, ils indiquent que les femmes sont bien moins susceptibles que les hommes d'étudier dans les domaines des STGM.

L'analyse se limite aux jeunes fréquentant une université et l'échantillon examiné ne comprend pas ceux dont le premier programme d'EPS est en milieu non universitaire ni ceux qui ne suivent pas un programme d'EPS avant d'avoir 25 ans.¹⁷ Nous avons choisi d'examiner uniquement les jeunes fréquentant une université en raison des défis que pose la comparaison entre les programmes des niveaux universitaire et non universitaire. Par exemple, les programmes en génie sont offerts à la fois dans des collèges et des universités, mais ils peuvent être assez différents, les premiers étant davantage axés sur les compétences professionnelles pratiques. En outre, dans les modèles multinomiaux, la comparaison entre le choix d'un programme universitaire (par exemple en STGM) et le fait de ne pas faire d'EPS est moins intéressante ou pertinente que la comparaison entre un domaine STGM et un autre type de programme universitaire.¹⁸ Dans toutes les analyses, les poids de sondage appropriés sont utilisés, tout comme les poids bootstrap correspondants. Les procédures d'enquête spécialisées de Stata (version 11) sont employées pour toutes les analyses.

4. Résultats

4.1 Descriptifs

Le tableau 2 présente la moyenne des scores en mathématiques et en sciences à 15 ans selon le premier programme universitaire suivi et selon le sexe. La première chose que l'on constate est qu'en moyenne, les hommes ont des scores en mathématiques significativement plus élevés que les femmes, 589 contre 569 (écart significatif au niveau 0,01), alors que, si l'on examine les scores en sciences, les hommes ont un résultat moyen plus élevé, mais, dans ce cas, il n'est pas statistiquement différent de celui des femmes. Cette constatation n'est pas totalement surprenante étant donné que des résultats semblables ont été obtenus lors de travaux antérieurs (Bussière et coll., 2007).

En ce qui concerne le type de premier programme universitaire, nous observons des différences marquées entre les sexes dans les scores du PISA en mathématiques pour les programmes en sciences sociales et en commerce. À l'opposé, les hommes qui ont débuté des programmes en STGM, en santé ou dans d'autres domaines avaient un score moyen en mathématiques plus élevé à 15 ans, mais la différence avec les scores moyens des femmes n'était pas statistiquement significative.

Néanmoins, tant pour les hommes que pour les femmes, les scores moyens en mathématiques sont les plus élevés chez ceux qui se sont inscrits à des programmes en STGM, ce qui est également vrai lorsqu'on examine les scores moyens en sciences. Par conséquent, chez les hommes et les femmes, des scores plus élevés en mathématiques/sciences à 15 ans se traduisent par une plus grande possibilité que le premier programme universitaire soit dans un domaine des STGM. Or, étant donné l'absence d'une différence statistiquement significative entre les moyennes des hommes et des femmes, on pourrait croire que les scores obtenus en mathématiques et en sciences opèrent de façon assez semblable sur le fait que le premier programme universitaire soit ou non dans un domaine des STGM, qu'on soit un homme ou une femme.

L'absence de différences marquées entre les sexes pour les programmes en STGM s'explique peut-être par le fait que les niveaux moyens d'aptitude aux mathématiques/sciences sont examinés, lesquels ne permettent pas de discerner les différences de la répartition entre les hommes et les femmes. Le tableau 3 présente la proportion des jeunes qui sont admis dans chacun des types de programmes universitaires selon le niveau d'aptitude aux mathématiques/sciences et le sexe. Une aptitude aux mathématiques/sciences élevée se définit comme le quatrième niveau de compétence ou un niveau plus élevé, alors qu'une aptitude faible se définit comme le troisième niveau de compétence ou un niveau inférieur.

17. Dans des analyses supplémentaires (non présentées), qui incluaient les jeunes ne fréquentant pas une université et ceux qui avaient commencé un programme d'études postsecondaires avant 25 ans, la relation de base entre l'aptitude aux mathématiques/sciences et le sexe et le choix d'un programme universitaire n'a pas changé sensiblement. Les résultats sont disponibles sur demande.

18. D'autres travaux s'intéressent séparément à ces différentes populations postsecondaires. Voir Boudarbat et Montmarquette (2009) et Boudarbat (2008).

Tableau 2
Moyenne des scores du PISA en mathématiques et en sciences selon le type de premier programme à l'université, selon le sexe

	Mathématiques			Sciences		
	Total	Femmes	Hommes	Total	Femmes	Hommes
	moyenne					
Total	577,8	569,3	588,5***	580,2	578,8	581,8
STGM	593,4	587,5	596,7	598,0	599,9	596,8
Sciences sociales	571,8	565,3	584,7**	578,8	579,2	578,0
Commerce	567,8	555,4	583,2*	562,3	551,5	572,5
Santé	571,9	570,3	576,6	575,1	572,8	581,0
Autres	570,4	572,2	569,1	551,9	576,7	536,9*
Taille de l'échantillon pondéré	132 350	73 567	58 783	127 204	68 961	58 243

* $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$ indique le niveau de signification des écarts hommes/femmes**Note:** STGM comprend sciences, technologies, génie, mathématiques et sciences informatiques.**Source:** Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, Enquête auprès des jeunes en transition (EJET); Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), cohorte de lecture PISA-EJET, de 2000 à 2010.

Tableau 3
Premier programme universitaire choisi par les participants à l'EJET-PISA ayant fréquenté l'université, selon la catégorie de scores du PISA et selon le sexe

	STGM	Sciences sociales	Commerce	Santé	Autres
	pourcentage				
Score du PISA en mathématiques selon le sexe	30,8	42,0	13,8	9,3	4,3
Élevé-femmes	23,2	48,3	12,6	12,4	3,6
Élevé-hommes	45,7	31,3	13,3	5,1	4,7 ^E
Faible-femmes	15,3	53,9	15,8	12,2	2,9 ^E
Faible-hommes	38,5	32,2	15,4	F	F
Score du PISA en sciences selon le sexe	28,3	43,4	15,1	8,5	4,7
Élevé-femmes	23,8	52,3	10,1	10,8	2,9 ^E
Élevé-hommes	42,5	32,1	16,0	5,5	4,0
Faible-femmes	14,1	51,2	19,1	11,9	3,7 ^E
Faible-hommes	30,1	35,8	18,6	5,2	10,4 ^E

^E à utiliser avec prudence, réfère à un CV > 25 et < 33

F trop peu fiable pour être publié, réfère à un CV > 33

Note: Un score élevé du PISA se définit comme le 4^e niveau de compétence ou un niveau supérieur. Un faible score du PISA se définit comme le 3^e niveau de compétence ou un niveau inférieur. STGM comprend sciences, technologies, génie, mathématiques et sciences informatiques.**Source:** Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, Enquête auprès des jeunes en transition (EJET); Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), cohorte de lecture PISA-EJET, de 2000 à 2010.

Le tableau 3 montre que les premiers programmes universitaires les plus fréquents chez les femmes, quelle que soit leur aptitude aux mathématiques ou aux sciences, sont les sciences sociales, suivies des programmes en STGM, du commerce, de la santé et, enfin, de tous les autres programmes. Par exemple, environ 50 % des femmes, peu importe leurs compétences en mathématiques et en sciences, choisissent les sciences sociales. Fait intéressant, bien qu'elles soient aussi plus susceptibles d'opter pour des programmes en sciences sociales, les femmes ayant de moins bonnes compétences en mathématiques et en sciences

sont proportionnellement moins nombreuses à choisir des programmes en STGM que leurs homologues fortes en mathématiques ou en sciences (environ 15 % contre 23 %). Ainsi, parmi les jeunes femmes, il semble y avoir un lien relativement fort entre l'aptitude aux mathématiques/sciences à 15 ans et les domaines d'études universitaires qui nécessitent un solide bagage en sciences et en mathématiques (les domaines des STGM) comparativement aux autres.

À l'inverse, chez les jeunes hommes, les premiers programmes universitaires les plus fréquents, quelle que soit l'aptitude aux mathématiques ou aux sciences, sont dans les domaines des STGM, sauf pour les hommes qui ont une aptitude aux sciences plus faible. Dans ce cas, une plus grande proportion opte pour les sciences sociales. Tout comme les femmes, peu importe leur aptitude aux mathématiques/sciences, les hommes s'inscrivent en sciences sociales dans des proportions semblables (un peu plus de 30 %). Cependant, comme leurs homologues de sexe féminin, les hommes ayant une aptitude aux mathématiques et aux sciences faible s'inscrivent à des programmes en STGM bien moins souvent que ceux qui ont une aptitude aux mathématiques et aux sciences élevée. La différence est d'environ 7 points de pourcentage (45,7 moins 38,5) dans le cas des mathématiques et encore plus grande, soit de 12 points de pourcentage (42,5 moins 30,1) dans le cas des sciences. Par conséquent, comme chez les femmes, il semble y avoir un lien relativement fort entre l'aptitude aux mathématiques/sciences à 15 ans et le choix des domaines des STGM par les hommes; au sein de chacun des sexes, de telles différences en fonction des aptitudes ne sont pas aussi visibles dans les autres disciplines.

Ces résultats descriptifs laissent entendre que, comme dans le tableau 1B, les jeunes femmes sont plus susceptibles de choisir les sciences sociales comme premier programme universitaire et que ce choix ne change pas, que leur niveau d'aptitude aux mathématiques ou aux sciences soit élevé ou faible. En d'autres termes, le premier programme universitaire le plus populaire chez les jeunes femmes, peu importe l'aptitude aux mathématiques/sciences, est dans le domaine des sciences sociales. Par contre, chez les jeunes hommes, les programmes les plus populaires sont dans les domaines des STGM, sauf pour ceux qui ont une aptitude aux sciences plus faible, qui sont plus portés à choisir des programmes en sciences sociales. Enfin, selon certaines indications, les jeunes, quel que soit leur sexe, qui possèdent de solides compétences en mathématiques/sciences sont plus enclins à choisir des programmes en STGM que leurs homologues ayant de moins bonnes compétences. L'écart est un peu plus grand pour les sciences que pour les mathématiques. Nous examinerons ces relations plus à fond dans la prochaine section, à l'aide de techniques à plusieurs variables qui prennent en compte d'autres variables explicatives importantes.

4.2 Régression logistique multinomiale

Le tableau 4 présente les estimations de trois spécifications de modèles de régression logistique multinomiale pour des sous-échantillons en mathématiques et en sciences. Le premier modèle est le cas bivarié, qui comprend uniquement l'aptitude aux mathématiques/sciences selon le sexe. Le deuxième modèle comporte la variable des mathématiques/sciences selon le sexe, ainsi qu'une vaste gamme de variables explicatives (mentionnées précédemment) que l'on sait liées à l'aptitude aux mathématiques/sciences ou au choix d'un programme. Les deux seules variables explicatives qui ne font pas partie du deuxième modèle sont les notes en mathématiques/sciences et les capacités autoévaluées en mathématiques. Ces deux autres variables sont examinées dans le troisième modèle. Le tableau 5 présente les résultats de toutes les variables de contrôle du troisième modèle (le modèle complet). Aux tableaux 4 et 5, les résultats ont été transformés de logits multinomiaux à des effets marginaux moyens pour en faciliter l'interprétation. On peut les interpréter comme l'effet du changement d'une unité d'une variable explicative donnée sur la probabilité du choix de chaque programme universitaire. Quatre catégories d'aptitude aux mathématiques/sciences selon le sexe sont précisées : femme-PISA élevé, femme-PISA faible, homme-PISA élevé, homme-PISA faible. Dans toutes les analyses, les jeunes femmes ayant des scores élevés en mathématiques/sciences au PISA constituent la catégorie de référence.

Tableau 4
Effets marginaux moyens de l'aptitude aux mathématiques/sciences à 15 ans selon le sexe, fondés sur trois modèles logit multinomiaux de prédiction du choix du programme universitaire

	Modèles des mathématiques du PISA					Modèles des sciences du PISA				
	STGM	Sciences sociales	Commerce	Santé	Autres	STGM	Sciences sociales	Commerce	Santé	Autres
effets marginaux moyens										
Modèle 1 : Bivarié, scores du PISA selon le sexe										
Score du PISA selon le sexe (réf. : élevé-femmes)										
Élevé-hommes	0,224 ***	-0,170 ***	0,007	-0,073 ***	0,011	0,187 ***	-0,203 ***	0,059 **	-0,053 ***	0,010
Faible-femmes	-0,080 ***	0,056	0,032	-0,001	-0,007	-0,097 ***	-0,011	0,090 ***	0,011	0,008
Faible-hommes	0,153 ***	-0,161 ***	0,029	-0,057 **	0,036	0,062	-0,166 ***	0,085 ***	-0,056 ***	0,075 ***
Modèle 2 : Bivarié, plus toutes les variables, sauf les notes en mathématiques/sciences et les capacités autoévaluées en mathématiques										
Score du PISA selon le sexe (réf. : élevé-femmes)										
Élevé-hommes	0,217 ***	-0,156 ***	0,007	-0,077 ***	0,009	0,168 ***	-0,194 ***	0,064 **	-0,050 ***	0,012
Faible-femmes	-0,073 **	0,093 *	-0,002	-0,009	-0,010	-0,070 *	-0,021	0,063 *	0,023	0,005
Faible-hommes	0,145 ***	-0,117 **	-0,006	-0,057	0,034	0,097 *	-0,177 ***	0,047	-0,044 *	0,077 ***
Modèle 3 : Modèle complet, bivarié, plus variables de contrôle démographiques et parentales; notes en mathématiques/sciences; et capacités autoévaluées en mathématiques										
Score du PISA selon le sexe (réf. : élevé-femmes)										
Élevé-hommes	0,178 ***	-0,126 ***	0,004	-0,074 ***	0,018	0,113 ***	-0,147 ***	0,063 **	-0,051 ***	0,022 *
Faible-femmes	-0,010	0,012	0,007	0,006	-0,015	-0,040	-0,060	0,072 *	0,026	0,001
Faible-hommes	0,194 ***	-0,159 ***	-0,010	-0,053	0,028	0,094 *	-0,170 ***	0,043	-0,047 **	0,080 **
Taille de l'échantillon pondéré	132 350					127 204				

* p < 0,1

** p < 0,05

*** p < 0,01 indique une différence significative par rapport à la catégorie de référence (réf.)

Note: STGM comprend sciences, technologies, génie, mathématiques et sciences informatiques.

Source: Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, Enquête auprès des jeunes en transition (EJET); Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), cohorte de lecture PISA-EJET, de 2000 à 2010.

4.2.1 L'effet de l'aptitude aux mathématiques/sciences et du sexe sur le choix du programme

Puisque les résultats bivariés figurant dans le haut du tableau 4 reprennent les proportions données dans le tableau 3, nous nous attardons ici à la manière dont les coefficients changent selon les modèles lorsque l'on ajoute les variables de contrôle. Deux relations tirées des résultats bivariés, et de la manière dont ils changent lorsque l'on inclut les variables de contrôle, seront évaluées : 1) La différence entre les sexes est-elle toujours présente dans le choix des programmes en STGM et sciences sociales? 2) Les hommes et les femmes ayant une aptitude aux mathématiques/sciences élevée, telle que mesurée au moyen des scores du PISA, sont-ils plus susceptibles de s'inscrire à des programmes en STGM que leurs homologues ayant une aptitude faible, même lorsque l'on tient compte de facteurs tels que les notes en mathématiques/sciences et les capacités autoévaluées en mathématiques?¹⁹

Tout d'abord, nous avons observé que les hommes, peu importe leur aptitude aux mathématiques, présentent une probabilité plus élevée que les femmes de s'inscrire à des programmes en STGM. Par exemple, dans le cas bivarié, les hommes ayant une aptitude aux mathématiques élevée ont une probabilité d'aller dans un domaine en STGM qui est 22,4 % supérieure à celle des femmes ayant une aptitude aux mathématiques semblable (l'effet 0,224 indiqué au tableau 4). En outre, même les hommes ayant une aptitude aux mathématiques faible présentent une probabilité de suivre un programme en STGM 15,3 % plus élevée que les femmes qui ont une aptitude aux mathématiques élevée. Cet avantage masculin de participation à des programmes en STGM se maintient dans le deuxième modèle, et même dans le troisième, lorsque l'on ajoute les notes

19. Les résultats liés aux domaines STGM et aux sciences sociales sont ceux sur lesquels nous nous concentrons, puisqu'il s'agit des deux premiers programmes universitaires de choix.

en mathématiques et les capacités autoévaluées en mathématiques. Dans le modèle complet, les hommes affichant une aptitude aux mathématiques élevée ont une probabilité de choisir un programme en STGM à l'université 17,8 % plus grande que les femmes ayant une aptitude tout aussi élevée, tandis que les hommes ayant une aptitude aux mathématiques faible ont une probabilité 19,4 % plus grande.²⁰

Lorsque les résultats associés à la relation entre les sciences, le sexe et le choix d'un domaine des STGM sont examinés, des conclusions semblables s'en dégagent, si ce n'est que les hommes possédant une aptitude aux sciences faible ne présentent pas une probabilité plus grande d'être inscrits à des programmes en STGM que les femmes ayant une aptitude aux sciences élevée. Par exemple, dans le troisième modèle, les hommes affichant une aptitude élevée ont une probabilité de suivre des programmes en STGM 11,3 % plus grande que les femmes ayant un niveau tout aussi élevé, alors que la valeur pour les hommes ayant une aptitude aux sciences faible est à peine significative au niveau de 10 %. Une partie de l'écart entre les hommes et les femmes ayant une aptitude aux sciences élevée et qui choisissent un domaine des STGM s'explique par les autres variables explicatives étant donné que, dans le cas bivarié, les hommes possédant une aptitude élevée ont une probabilité 18,7 % plus grande de se diriger vers un programme en STGM, qui est réduite d'environ 7 points de pourcentage une fois que les notes en sciences et les compétences autoévaluées en mathématiques sont incluses.²¹

À l'inverse, les femmes sont plus susceptibles de choisir les programmes en sciences sociales, peu importe leur aptitude en mathématiques ou en sciences. Par exemple, selon le troisième modèle, les hommes possédant une aptitude aux mathématiques élevée ont une probabilité de suivre des programmes en sciences sociales 12,6 % moins grande que les femmes ayant une aptitude aux mathématiques tout aussi élevée. Chez les hommes affichant une aptitude aux mathématiques moins élevée, la probabilité (15,9 %) de suivre un programme de sciences sociales est encore plus faible lorsque celle-ci est comparée aux femmes ayant une aptitude aux mathématiques élevée.²² Un effet semblable ressort des résultats en sciences.

Par conséquent, il semble que l'aptitude aux mathématiques et aux sciences explique peu l'écart entre les sexes dans le choix d'un programme, du moins lorsque l'on examine les programmes en STGM et en sciences sociales. Bien sûr, les femmes ayant une aptitude aux mathématiques élevée ont une probabilité plus grande d'être admises à des programmes en STGM que leurs homologues possédant une aptitude aux mathématiques et aux sciences plus faible, mais leur aptitude aux mathématiques plus élevée ne suffit pas pour combler l'écart de participation aux programmes STGM les séparant des hommes ayant une aptitude aux mathématiques plus faible. Vraisemblablement, quelque chose d'autre que l'aptitude (mesurée au moyen des tests du PISA) est à l'origine de la différence dans la décision des hommes et des femmes de choisir l'un de ces deux types de programmes à l'université. De plus, il s'agit de quelque chose d'autre que les notes en mathématiques/sciences, les capacités autoévaluées en mathématiques et plusieurs autres facteurs liés au rendement des élèves et à leurs intérêts scolaires à 15 ans.²³

La deuxième question à examiner consiste à savoir si les hommes et les femmes ayant une aptitude aux mathématiques/sciences élevée (mesurée au moyen des scores du PISA) sont plus susceptibles d'être admis à des programmes en STGM que leurs homologues possédant une aptitude faible (même sexe), une fois que l'on a tenu compte de facteurs tels que les notes en mathématiques/sciences et les capacités autoévaluées en mathématiques. Chez les femmes, les résultats du tableau 4 montrent que les notes et les capacités autoévaluées en mathématiques ont peut-être une plus grande incidence sur le choix d'un programme que leur aptitude mesurée au moyen des scores du PISA. Par exemple, dans le cas bivarié, les femmes ayant de moins bons scores en mathématiques au PISA avaient une probabilité 8 % moins grande d'être admises à un programme en STGM que les femmes ayant des scores élevés en mathématiques au PISA. Dans le deuxième modèle, cette différence, bien qu'elle soit toujours significative, a été ramenée à 7,3 % et, dans le troisième modèle, la différence dans le choix d'un programme en STGM fondé sur les scores en mathématiques au PISA est complètement éliminée chez les femmes. Par conséquent, chez les femmes, l'aptitude aux mathématiques, mesurée au moyen des scores du PISA, ne suffit pas pour expliquer les écarts

20. Dans des analyses supplémentaires, qui intègrent les notes en mathématiques et les capacités autoévaluées en mathématiques individuellement dans le troisième modèle, les capacités autoévaluées ont une plus grande incidence sur la réduction de la différence entre les hommes et les femmes possédant une aptitude aux mathématiques élevée qui choisissent des programmes en STGM. Ces résultats sont disponibles sur demande.

21. Dans des analyses supplémentaires, les capacités autoévaluées en mathématiques avaient une plus forte incidence que les notes en sciences sur la réduction de l'écart entre les hommes et les femmes dans les programmes en STGM. Ces données sont disponibles sur demande.

22. En outre, bien que cela ne soit pas illustré de manière explicite dans le tableau 4, les femmes affichant une aptitude aux mathématiques faible ont une probabilité bien plus grande de suivre un programme en sciences sociales que les hommes, peu importe leur aptitude aux mathématiques. Ce fait est illustré par l'effet marginal positif associé aux femmes ayant une aptitude aux mathématiques faible (0,012).

23. Finnie et Childs (2010) ont également constaté que les notes en mathématiques et en sciences expliquaient peu l'écart entre les sexes quant à la fréquentation des programmes en STGM.

dans la fréquentation des programmes en STGM à l'université, une fois que les notes en mathématiques et les capacités autoévaluées en mathématiques sont prises en compte.²⁴ Des constatations semblables ont été observées chez les femmes en ce qui concerne les scores du PISA en sciences et le choix d'un programme en STGM : les notes en sciences, ainsi que la perception de leurs propres capacités en mathématiques, expliquent la différence entre les jeunes femmes dont l'aptitude aux sciences est élevée et celles chez qui elle est faible.

Chez les hommes, il n'y a pas de véritable différence dans la probabilité de l'admission à un programme en STGM en fonction des scores du PISA en mathématiques. Dans le modèle bivarié, la différence entre ces deux groupes est seulement significative au niveau de 10 %. Dans les deux autres modèles, il n'y a pas de différence. Dans les résultats en sciences, dans le cas bivarié, les hommes ayant des scores élevés en sciences au PISA ont une probabilité 12 % ($p < 0,01$) plus élevée d'être admis à un programme en STGM que leurs homologues ayant une aptitude faible. Toutefois, cette différence est complètement éliminée dans le deuxième modèle, une fois que l'on inclut la plupart des variables de contrôle.²⁵

4.2.2 L'effet des notes et des capacités autoévaluées sur le choix d'un programme

Le tableau 5 présente les effets marginaux des covariables utilisées dans le troisième modèle, soit le modèle complet. Étant donné que les estimations des modèles ne sont pas faites séparément selon le sexe, ces effets marginaux ne peuvent rien dévoiler à propos de l'écart entre les sexes dans la fréquentation des programmes. Pour ce faire, il faudrait que d'autres analyses s'attardent séparément aux hommes et aux femmes. Néanmoins, il est instructif de présenter les résultats des notes en mathématiques et en sciences et des capacités autoévaluées en mathématiques, en raison de l'importance que ces deux mesures revêtent pour ce qui est du sexe, des scores du PISA et du choix d'un programme universitaire.

En ce qui concerne les notes, les plus élevées (notes moyennes de 90 % à 100 %) sont associées à une plus grande probabilité de 6,7 % et de 9,4 % (que les notes moyennes de 80 % à 89 %) d'être admis dans un domaine des STGM, respectivement pour les notes en mathématiques et en sciences. À l'inverse, les personnes qui avaient des notes moyennes inférieures à 80 % étaient beaucoup moins portées à s'inscrire dans les domaines en STGM que les personnes dont les notes moyennes allaient de 80 % à 89 %. Les jeunes qui avaient des notes moyennes en mathématiques de 90 % à 100 % étaient cependant moins enclins à s'inscrire en sciences sociales que les jeunes dont les notes moyennes variaient entre 80 % et 89 %. Les notes avaient moins d'incidence sur les autres domaines, sauf que les personnes ayant les notes en mathématiques les plus basses étaient beaucoup moins portées à s'inscrire à des programmes de santé que celles dont les notes moyennes en mathématiques allaient de 80 % à 89 %. Les notes en sciences avaient cependant un effet un peu moins grand sur le choix d'un programme.

Comme il fallait s'y attendre, les capacités autoévaluées en mathématiques (classées sur une échelle allant de faibles à excellentes) avaient un effet très semblable sur le choix du programme à celui des notes en mathématiques, notamment les jeunes qui disaient avoir une aptitude aux mathématiques élevée étaient également plus enclins à choisir des programmes en STGM et moins susceptibles d'opter pour des programmes en sciences sociales. Chaque fois que l'on monte dans l'échelle, la probabilité de choisir un programme en STGM augmente de 9,7 %, tandis que la probabilité d'opter pour un programme de sciences sociales diminue de 10 %. Les capacités autoévaluées en mathématiques ont un effet similaire dans les modèles faisant appel au sous-échantillon des sciences.

24. Puisque le présent document est surtout axé sur le croisement entre les scores du PISA et le sexe, de sorte que l'interaction entre les notes et le sexe, de même que l'interaction entre les capacités autoévaluées en mathématiques et le sexe, n'ont pas été intégrées dans les modèles. Ces relations sont intéressantes, mais nous les laissons à de prochains travaux.

25. Il est difficile de savoir quelles variables explicatives présentées dans le deuxième modèle expliquent la différence entre les hommes ayant des scores élevés et plus faibles en sciences au PISA; il faudrait effectuer une analyse plus poussée pour isoler chacun des facteurs.

Tableau 5
Effets marginaux moyens des variables de contrôle utilisées dans le modèle 3 (modèle complet) tirés du tableau 4 : fondés sur les modèles logit multinomiaux de prédiction du choix du programme universitaire

	Modèles des mathématiques du PISA					Modèles des sciences du PISA				
	STGM	Sciences sociales	Commerce	Santé	Autres	STGM	Sciences sociales	Commerce	Santé	Autres
effets marginaux moyens										
Caractéristiques démographiques										
Province de l'école secondaire (réf. : Québec)										
Atlantique	-0,017	0,026	0,018	-0,005	-0,022	0,035	0,058**	-0,034*	0,007	-0,066***
Ontario	-0,003	0,018	0,030	0,011	-0,055***	0,017	0,066**	0,022	-0,027	-0,077***
Ouest	0,002	-0,025	0,055**	0,011	-0,041***	0,076***	0,000	0,006	-0,007	-0,075***
Jeunes et parents nés au Canada (réf. : non)	-0,043*	0,060**	-0,031*	0,000	0,013	-0,037*	0,035	-0,016	0,005	0,014
Région rurale à 15 ans (réf. : centre de population)	0,074**	-0,027	-0,075***	0,034**	-0,005	0,049*	-0,007	-0,062**	0,026	-0,006
Influence parentale/familiale										
Niveau d'études des parents (réf. : université)										
Études secondaires ou moins	-0,024	-0,145***	0,043	0,093***	0,033*	-0,042*	-0,038	0,040	0,014	0,027*
Autres études postsecondaires	0,003	-0,061**	0,016	0,052***	-0,011	-0,0303	-0,039*	0,026	0,026*	0,017
À quel point les parents connaissent l'un des enseignants de leur enfant (plage : de 1 à 4)	-0,031**	0,056***	-0,011	-0,007	-0,008*	-0,022**	0,031**	-0,016*	0,018*	-0,012**
Fréquence à laquelle les parents et l'enfant parlent de la future carrière/des études (plage : de 1 à 5)	0,013	0,002	-0,007	0,001	-0,009*	0,011	-0,018	0,005	-0,006	0,007
Fréquence à laquelle les parents et l'enfant parlent de questions politiques/sociales d'actualité (plage : de 1 à 5)	-0,005	0,002	0,009	-0,011**	0,005	0,002	0,004	-0,004	0,004	-0,006*
Facteurs liés à la réussite de l'élève et à ses intérêts scolaires à l'école secondaire¹										
Note du dernier cours de mathématiques/sciences (réf. : de 80 % à 89 %)										
59 % ou moins	-0,087**	0,068	0,029	-0,054**	0,043*	-0,0533	0,110	-0,040	-0,009	-0,007
de 60 % à 69 %	-0,109***	0,141***	-0,003	-0,045**	0,017	-0,076**	0,046	0,021	0,009	0,001
de 70 % à 79 %	-0,068***	0,045*	0,011	-0,009	0,020*	-0,047*	0,065*	-0,033	0,001	0,015
de 90 % à 100 %	0,067**	-0,059**	-0,016	-0,015	0,024**	0,094***	-0,030	-0,035	-0,014	-0,015
Capacités autoévaluées en mathématiques, à 17 ans (plage : de 1 à 5)	0,097***	-0,100***	0,013	0,004	-0,015***	0,103***	-0,113***	0,017*	0,011**	-0,020***
Fréquence de l'utilisation des laboratoires de sciences (plage : de 1 à 5)	0,006	-0,008	0,002	-0,004	0,004	0,014*	-0,009	-0,004	0,001	-0,001
Compréhension de l'écrit (PISA, niveaux de compétence : réf. niveau 3)										
Niveau 2 ou moins	0,077	-0,010	-0,013	-0,044	-0,009	0,010	-0,040	0,030	-0,021	0,021
Niveau 4 ou 5	-0,006	0,076*	-0,045	-0,009	-0,015	-0,017	0,047	-0,037	0,006	0,002
10 ^e année (réf. : 9 ^e année)	0,119***	-0,057	-0,077**	0,009	0,006	0,023	-0,033	-0,026	0,000	0,036
Indice d'un sentiment de contrôle/maîtrise (plage : de 1 à 4)	0,007	0,001	-0,051***	0,029**	0,014	0,041*	-0,057**	-0,008	0,025**	-0,001
Taille de l'échantillon pondéré	132 350					127 204				

* p < 0,1

** p < 0,05

*** p < 0,01 indique une différence significative par rapport à la catégorie de référence (réf.)

1. À 15 ans, à moins d'indication contraire

Note : STGM comprend sciences, technologies, génie, mathématiques et sciences informatiques.

Source : Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, Enquête auprès des jeunes en transition (EJET); Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), cohorte de lecture PISA-EJET, de 2000 à 2010.

5. Discussion

Le présent document s'est attardé au choix d'un programme à l'université, en mettant l'accent en particulier sur l'aptitude aux mathématiques et aux sciences et sur le sexe. La relation entre ces trois facteurs peut être étroitement liée au statut socioéconomique futur, parce que des travaux antérieurs ont démontré que les femmes choisissent des domaines (comme les sciences humaines et les sciences sociales) où la rémunération est généralement moindre que les domaines habituellement choisis par les hommes (comme les programmes en STGM) (Finnie, 2001; Gerber et Cheung, 2008). Puisque l'aptitude aux mathématiques et aux sciences à l'école secondaire est reliée aux programmes d'études où les mathématiques et les sciences sont essentielles (tels que les programmes en STGM) (Trusty, 2002; Trusty, Robinson, Plata et Ng, 2000), le but du présent document consistait à établir une relation entre l'aptitude aux mathématiques et aux sciences des jeunes hommes et des jeunes femmes et leur choix de programme à l'université. Les jeunes réfléchissent souvent à leur choix de programme universitaire lorsqu'ils sont encore à l'école secondaire. De nombreux facteurs entrent en jeu, comme l'influence des parents et des amis, mais l'un des plus importants est peut-être l'aptitude à une matière en particulier.

L'analyse a permis de confirmer que les jeunes hommes choisissent plus souvent de s'inscrire à des programmes en STGM à l'université, tandis que les jeunes femmes optent pour les sciences sociales, les arts et les sciences humaines ou des domaines liés à la santé. Cette constatation corrobore des ouvrages antérieurs publiés au Canada (voir Christie et Shannon, 2001; McMullen et coll., 2010) et aux États-Unis (voir Bobbit-Zeher, 2007; Geber et Cheung, 2008). Tel que prévu et conformément aux ouvrages antérieurs (voir Trusty, 2002; Trusty et coll., 2000), nous avons constaté que les jeunes possédant de solides compétences en mathématiques et en sciences s'inscrivent plus souvent dans des programmes qui exigent et utilisent ces compétences (p. ex. les programmes en STGM) et, finalement, l'analyse a confirmé qu'il y avait une différence marquée entre les sexes en ce qui a trait aux scores obtenus en mathématiques à l'école secondaire (les hommes obtiennent habituellement des scores plus élevés), mais non pour les scores obtenus en sciences. Cette constatation était la même dans l'ensemble du Canada (voir Bussière et coll., 2007) et dans un certain nombre de pays (voir Downey et Vogt Yuan, 2005; Niederle et Vesterlund, 2010; OCDE, 2012).

De nouveaux résultats, faisant appel à une mesure combinant le sexe et les niveaux d'aptitude aux mathématiques et aux sciences, présentent deux constatations principales. Premièrement, les hommes, peu importe leur aptitude aux mathématiques ou aux sciences, étaient plus susceptibles de s'inscrire dans les domaines des STGM que les jeunes femmes possédant une aptitude en mathématiques élevée. Autrement dit, même les hommes ayant une aptitude aux mathématiques plus faible s'inscrivent à des programmes en STGM bien plus souvent que les femmes qui possèdent des compétences en mathématiques plus élevées. Ces différences étaient toujours présentes dans des modèles incluant et excluant d'autres facteurs importants tels que les notes en mathématiques/sciences et les capacités autoévaluées en mathématiques. Des constatations semblables, bien que plus faibles, ont été identifiées avec les résultats basés sur l'aptitude aux sciences. Deuxièmement, les femmes qui ont une aptitude en mathématiques/sciences élevée sont plus portées à s'inscrire à des programmes en STGM que les femmes ayant une aptitude faible. Toutefois, la différence selon l'aptitude mesurée au moyen des scores du PISA s'explique par les notes en mathématiques/sciences et les capacités autoévaluées en mathématiques. Autrement dit, lorsque l'on tient compte des notes en mathématiques/sciences et de la perception qu'a une personne de ses capacités en mathématiques, l'aptitude aux mathématiques/sciences n'exerce pas d'impact sur le choix d'un programme en STGM à l'université chez les femmes. Pour les hommes, il n'existe pas de véritable différence dans la probabilité de s'inscrire à un programme en STGM en fonction de l'aptitude aux mathématiques. L'aptitude aux sciences importe au départ, mais disparaît en présence d'autres facteurs importants. D'autres travaux seront nécessaires pour examiner à fond quels facteurs exercent la plus grande incidence.

En ayant recours à des mesures objectives de l'aptitude aux mathématiques et aux sciences à l'école secondaire, le présent document démontre que l'aptitude pure dans certaines matières pertinentes à l'inscription à des programmes en STGM à l'université ne garantit pas nécessairement que les « meilleurs » candidats s'inscrivent à ces programmes de sciences et de mathématiques. Par exemple, les jeunes femmes les plus qualifiées en raison de leur aptitude aux mathématiques et aux sciences étaient moins portées à s'inscrire à des programmes en STGM que les jeunes hommes ayant une aptitude moins bonne. De toute évidence, d'autres travaux seront nécessaires pour mieux comprendre les raisons pour lesquelles les personnes les plus

aptes et les plus qualifiées choisissent de ne pas s'inscrire à des domaines d'études offrant des possibilités de rémunération future plus élevée. Certaines recherches laissent entendre que, parce que les jeunes femmes accordent peut-être plus d'importance que les jeunes hommes aux responsabilités et aux rôles familiaux ainsi qu'aux relations personnelles lorsqu'elles choisissent leur future profession, elles peuvent se tenir loin des programmes qu'elles jugent aller à l'encontre de ces priorités (voir Halpern et coll., 2007; Lee 2002; OCDE, 2012; Turner et Bowen, 1999; et Ware et Lee, 1988). Ces questions n'ont pas été analysées dans le présent document et demeurent un sujet de recherche futur.

Annexe

Tableau 1 :

Correspondance entre les types de premiers programmes universitaires (titres abrégés entre parenthèses) employés dans l'étude et les regroupements principaux de la CPE 2000

Type de premier programme universitaire	Regroupement principal de la CPE 2000
Sciences sociales (Sciences sociales)	<ul style="list-style-type: none"> • Éducation • Arts visuels et d'interprétation, et technologie des communications • Sciences humaines • Sciences sociales et de comportements, et droit
Commerce, gestion et administration publique (Commerce)	<ul style="list-style-type: none"> • Commerce, gestion et administration publique
Sciences/mathématiques/sciences informatiques/génie (STGM) ¹	<ul style="list-style-type: none"> • Sciences physiques et de la vie, et technologies • Mathématiques, informatique et sciences de l'information • Architecture, génie et services connexes • Agriculture, ressources naturelles et conservation
Santé, parcs, récréation et conditionnement physique (Santé) (Il s'agit du groupe le plus large de tous les types d'études postsecondaires mais, au niveau universitaire, la majorité des étudiants font partie du domaine de la santé)	<ul style="list-style-type: none"> • Santé, parcs, récréation et conditionnement physique
Autres (Autres)	<ul style="list-style-type: none"> • Perfectionnement et initiation aux loisirs • Services personnels, de protection et de transport • Autres

1. L'analyse du présent document était pratiquement terminée avant l'élaboration d'une norme recommandée à Statistique Canada sur la définition de STGM. Le regroupement STGM dans le rapport s'effectue au niveau des regroupements principaux de la CPE (Classification des programmes d'enseignement) 2000, alors que la norme recommandée a été conçue à l'aide des niveaux inférieurs de la CPE 2011. Pour en savoir plus sur les regroupements des STGM recommandés par Statistique Canada, consultez : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3VD_f.pl?Function=getVDPPage1&TVD=139116&db=imdb&dis=2&adm=8

Bibliographie

- ANDRES, Lesley, et Maria ADAMUTI-TRACHE. 2007. « You've come a long way baby? Persistent gender inequality in university enrolment and completion in Canada, 1979-2004 », *Canadian Public Policy*, vol. 33, n° 1, p. 93 à 116.
- BOBBITT-ZEHER, Donna. 2007. « The gender income gap and the role of education », *Sociology of Education*, vol. 80, n° 1, p. 1 à 22.
- BOUDARBAT, Brahim. 2008. « Field of study choice by community college students in Canada », *Economics of Education Review*, vol. 27, p. 79 à 93.
- BOUDARBAT, Brahim, et Claude MONTMARQUETTE. 2009. « Choice of fields of study of university Canadian graduates: The role of gender and their parents' education », *Education Economics*, vol. 17, n° 2, p. 185 à 213.
- BUCHMANN, Claudia, Thomas A. DIPRETE et Anne MCDANIEL. 2008. « Gender inequalities in education », *Annual Review of Sociology*, vol. 34, p. 319 à 337.
- BURROW, J., M. DOOLEY, T. WRIGHT, et L. DECLOU. 2012. *A Report on the Postsecondary Decisions of High-Achieving Students in Ontario*, Toronto, Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur.
- BUSSIÈRE, Patrick, Fernando CARTWRIGHT, Robert CROCKER, Xin MA, Jillian ODERKIRK, et Yanhong ZHANG. 2001. *À la hauteur : La performance des jeunes du Canada en lecture, en mathématiques et en sciences. Étude PISA de l'OCDE – Premiers résultats pour les Canadiens de 15 ans*, produit n° 81-590-XPF au catalogue de Statistique Canada, n° 1, Ottawa.
- BUSSIÈRE, Patrick, Fernando CARTWRIGHT, Tamara KNIGHTON, et Todd ROGERS. 2004. *À la hauteur : Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE — La performance des jeunes du Canada en mathématiques, en lecture, en sciences et en résolution de problèmes — Premiers résultats de 2003 pour les Canadiens de 15 ans*, produit n° 81-590 au catalogue de Statistique Canada, n° 2, Ottawa.
- BUSSIÈRE, Patrick, Tamara KNIGHTON, et Dianne PENNOCK. 2007. *À la hauteur : Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE : La performance des jeunes du Canada en sciences, en lecture et en mathématiques. Premiers résultats de 2006 pour les Canadiens de 15 ans*, produit n° 81-590-X au catalogue de Statistique Canada, no 3, Ottawa.
- CECH, Erin, Brian RUBINEAU, Susan SILBEY, et Caroll SERON. 2011. « Professional role confidence and gendered persistence in engineering », *American Sociological Review*, vol.76, n° 5, p. 641 à 666.
- CHRISTIE, Pamela, et Michael SHANNON. 2001. « Educational attainment and the gender wage gap: Evidence from the 1986 and 1991 Canadian censuses », *Economics of Education Review*, vol. 20, p. 165 à 180.
- CLARK, Warren. 2000. « Cent ans d'éducation scolaire », *Tendances sociales canadiennes*, hiver, produit n° 11-008-XWF au catalogue de Statistique Canada, no 59, p. 3 à 8.
- COOKE-REYNOLDS, Melissa, et Nancy ZUKEWICH. 2004. « La féminisation du marché du travail », *Tendances sociales canadiennes*, printemps, produit no 11-008-XWF au catalogue de Statistique Canada, no 72, p. 27 à 33.
- CORNWELL, Christopher M., David B. MUSTARD, et Jessica VAN PARYS. 2011. *Non-cognitive skills and the gender disparities in test scores and teacher assessments: Evidence from primary school*, IZA Document de travail, n° 5973, Bonn, Allemagne.
- CORRELL, Shelley J. 2001. « Gender and the career choice process: The role of biased self-assessments », *American Journal of Sociology*, vol. 106, n° 6, p. 1691 à 1730.

DAVIES, Scott, et Neil GUPPY. 1997. « Fields of study, college selectivity, and student inequalities in higher education », *Social Forces*, vol. 75, n° 4, p. 1415 à 1436.

DESJARDINS, Louise, et Darren KING. 2011. *Espérances et résultats sur le marché du travail des titulaires de doctorat des universités canadiennes*, « Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation : documents de recherche », n° 89, produit no 81-595-M au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

DOWNEY, Douglas B., et Anastasia S. VOGT YUAN. 2005. « Sex differences in school performance during high school: Puzzling patterns and possible explanations », *The Sociological Quarterly*, vol. 46, p.299 à 321.

DROLET, Marie. 2011. « Pourquoi l'écart salarial entre les hommes et les femmes a-t-il diminué? », *L'emploi et le revenu en perspective*, printemps, produit no 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, vol. 23, n° 1, p.3 à 13.

DUCKWORTH, Angela Lee, et Martin E. P. SELIGMAN. 2006. « Self-discipline gives girls the edge: Gender in self-discipline, grades and achievement test scores », *Journal of Educational Psychology*, vol. 98, n° 1, p.198 à 208.

ENGLAND, Paula, Paul ALLISON, Su LI, Noah MARK, Jennifer THOMPSON, Michelle J. BUDIG, et Han SUN. 2007. « Why are some academic fields tipping toward female? The sex composition of U.S. fields of doctoral degree receipt, 1971-2002 », *Sociology of Education*, vol. 80, n° 1, p. 23 à 42.

FERGUSON, Sarah Jane, et John ZHAO. 2013. *Scolarité au Canada : niveau de scolarité, domaine d'études et lieu des études*, « Document analytique : Enquête nationale auprès des ménages, 2011 », produit n° 99-012-X2011001 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

FINNIE, Ross. 2001. « Fields of plenty, fields of lean: The early labour market outcomes of Canadian university graduates by discipline », *The Canadian Journal of Higher Education*, vol. 31, n° 1, p. 141 à 176.

FINNIE, Ross, et Stephen CHILDS. 2010. *STEM students: Who goes into science, technology, engineering, and mathematics disciplines, and what happens when they get there – Evidence from the Youth in Transition Survey*, document présenté à la Conférence socioéconomique de Statistique Canada 2010, Gatineau, Québec.

FRENETTE, Marc, et Simon COULOMBE. 2007. *Est-ce que l'enseignement supérieur chez les jeunes femmes a considérablement réduit l'écart entre les sexes en matière d'emploi et de revenus?*, « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 301, produit n° 11-F0019 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

GERBER, Theodore P., et Sin Yi CHEUNG. 2008. « Horizontal stratification in postsecondary education: Forms, explanations, and implications », *Annual Review of Sociology*, vol. 34, p. 299 à 318.

GILES, Philip, et Torben DREWES. 2001. « Les diplômés en sciences humaines et sociales et le marché du travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, automne, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, vol. 13, n° 3, p. 27 à 33.

GOLDIN, Claudia, Lawrence F. KATZ, et Ilyana KUZIEMKO. 2006. « The homecoming of American college women: The reversal of the college gender gap », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, n° 4, p. 133 à 156.

GOYETTE, Kimberly, et Ann L. MULLEN. 2006. « Who studies the arts and sciences? Social background and the choice and consequences of undergraduate field of study », *The Journal of Higher Education*, vol. 77, n° 3, p. 497 à 538.

HALPERN, Diane F., Camilla P. BENBOW, David C. GEARY, Ruben C. GUR, Janet SHIBLEY HYDE, et Morton Ann GERNSBACHER. 2007. « The science of sex differences in science and mathematics », *Psychological Science in the Public Interest*, vol. 8, n° 1, p. 1 à 51.

HANGO, Darcy. 2010. *Les expériences des jeunes sur le marché du travail après la fin des études : l'effet des cheminements scolaires au fil du temps*, « Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation : documents de recherche », n° 87, produit n° 81-595-M au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

- JACOB, Brian A. 2002. « Where the boys aren't: Non-cognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education », *Economics of Education Review*, vol. 21, p. 589 à 598.
- LEE, James Daniel. 2002. « More than ability: Gender and personal relationships influence science and technology involvement », *Sociology of Education*, vol. 75, n° 4, p. 349 à 373.
- LEPPEL, Karen, Mary L. WILLIAMS, et Charles WALDAUER. 2001. « The impact of parental occupation and socioeconomic status on choice of college major », *Journal of Family and Economic Issues*, vol. 22, n° 4, p. 373 à 394.
- MCMULLEN, Kathryn, Jason GILMORE, et Christel LE PETIT. 2010. « Les femmes dans les professions et les domaines d'études non traditionnels », *Questions d'éducation*, produit no 81-004-X au catalogue de Statistique Canada, vol. 7, no 1. www.statcan.gc.ca/pub/81-004-x/2010001/article/11151-fra.htm (site consulté le 10 août 2012).
- MONTMARQUETTE, Claude, Kathy CANNINGS, et Sophie MAHSEREDJIAN. 2002. « How do young people choose college majors? », *Economics of Education Review*, vol. 21, p. 543 à 556.
- NIEDERLE, Muriel, et Lise VESTERLUND. 2010. « Explaining the gender gap in math test scores: The role of competition », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 24, n° 2, p. 129 à 144.
- ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES. 2009. *Equally Prepared For Life? How 15 Year Old Boys and Girls Perform in School*, Paris, Éditions OCDE.
- ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES. 2010. *Les clés de la réussite : Impact des connaissances et compétences à l'âge de 15 ans sur le parcours des jeunes canadiens*, Paris, Éditions OCDE.
- ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES. 2011. *Report on the Gender Initiative: Gender Equality in Education, Employment and Entrepreneurship 2011*, rapport préparé pour la réunion du Conseil de l'OCDE au niveau des ministres tenue à Paris du 25 au 26 mai 2011, Paris, Éditions OCDE.
- ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES. 2012. *Inégalités hommes-femmes : Il est temps d'agir*, Paris, Éditions OCDE. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179660-fr>
- PHIPPS, Shelley, Peter BURTON, et Lynn LETHBRIDGE. 2001. « In and out of the labour market: Long-term income consequences of child-related interruptions to women's paid work », *Canadian Journal of Economics*, vol. 34, n° 2, p. 411 à 429.
- STATISTIQUE CANADA. 2004. *Enquête auprès des jeunes en transition 2000, La cohorte de lecture de L'EJET, Cycle 1 Guide de l'utilisateur*, Statistique Canada, Ottawa.
- STATISTIQUE CANADA. 2005. *Classification des programmes d'enseignement, Canada, 2000*, produit n° 12-590-XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.
- TRUSTY, Jerry. 2002. « Effects of high school course-taking and other variables on choice of science and mathematics college majors », *Journal of Counseling and Development*, vol. 80, p. 464 à 474.
- TRUSTY, Jerry, Chester R. ROBINSON, Maximo PLATA, et Kok-Mun NG. 2000. « Effects of gender, socioeconomic status, and early academic performance on postsecondary educational choice », *Journal of Counseling and Development*, vol. 78, p. 463 à 472.
- TURCOTTE, Martin. 2011. « Les femmes et l'éducation », *Femmes au Canada : rapport statistique fondé sur le sexe*, produit n° 89-503-X au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.
- TURNER, Sarah E., et William G. BOWEN. 1999. « Choice of major: The changing (unchanging) gender gap », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 52, n° 2, janvier, p. 289 à 313.

VAN DE WERFHORST, Herman G., Alice SULLIVAN, et Sin Yi CHEUNG. 2003. « Social class, ability and choice of subject in secondary and tertiary education in Britain », *British Educational Research Journal*, vol. 29, n° 1, p. 41 à 62.

WALDFOGEL, Jane. 1998. « Understanding the 'family gap' in pay for women with children », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n° 1, p. 137 à 156.

WALTERS, David. 2004. « A comparison of the labour market outcomes of postsecondary graduates of various levels and fields over a four-cohort period », *Canadian Journal of Sociology*, vol.29, n° 1, p. 1 à 27.

WANNELL, Ted. 1990. « L'écart salarial hommes–femmes des récents gradués d'université », *L'emploi et le revenu en perspective*, été, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada , vol. 2, n° 2.

WARE, Norma C., et Valerie E. LEE. 1988. « Sex differences in choice of college science majors », *American Educational Research Journal*, vol. 25, n° 4, p. 593 à 614.

WILLIAMS, Cara. 2010. « Bien-être économique », *Femmes au Canada : rapport statistique fondé sur le sexe*, produit n° 89-503-X au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

ZARIFA, David. 2012. « Choosing fields in an expansionary era: Comparing two cohorts of baccalaureate degree-holders in the United States and Canada », *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 30, p. 328 à 351.

ZHANG, Xuelin. 2009. « Gains des femmes ayant des enfants et des femmes sans enfant », *L'emploi et le revenu en perspective*, mars, produit no 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada, vol. 10, n° 3, p. 5 à 14.