



Comprendre l'écart entre les sexes au chapitre de la fréquentation de l'université : étude du comportement des élèves du secondaire de l'Ontario relativement à la demande d'admission

Rapport préparé par David Card, A. Abigail Payne, Cristina Sechel
pour le Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur



Conseil ontarien
de la qualité de
l'enseignement supérieur

Un organisme du gouvernement de l'Ontario

Avertissement :

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

Se référer au présent document comme suit :

Card, D., Payne, A. A., Sechel, C. (2011) *Comprendre l'écart entre les sexes au chapitre de la fréquentation de l'université : étude du comportement des élèves du secondaire de l'Ontario relativement à la demande d'admission*. Toronto : Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur.

Publié par :

Le Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur

1, rue Yonge, bureau 2402
Toronto (Ontario) Canada M5E 1E5
Téléphone : 416 212-3893
Télécopieur : 416 212-3899
Site Web : www.heqco.ca
Courriel : info@heqco.ca

© Imprimeur de la Reine pour l'Ontario, 2011

Les auteurs remercient les examinateurs du Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur (COQES) de leurs commentaires détaillés sur la version préliminaire.

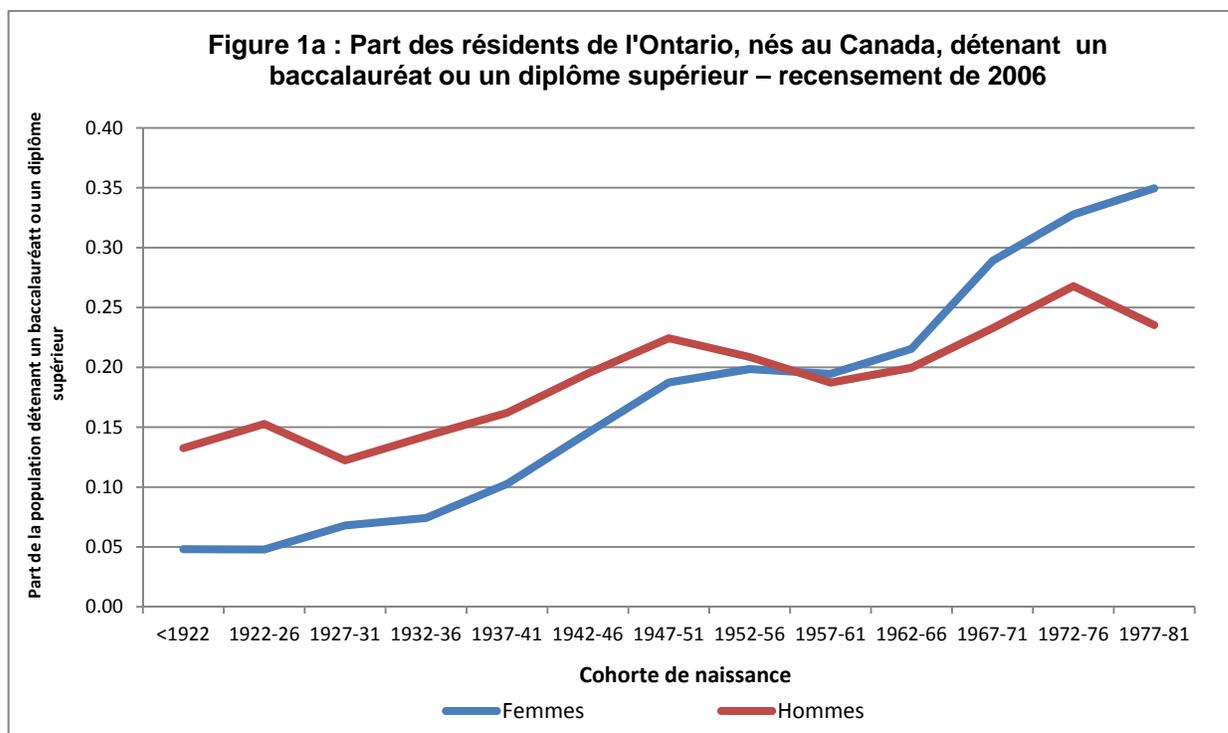
Introduction

Durant la majeure partie du XX^e siècle, les Canadiennes étaient moins susceptibles que les Canadiens de fréquenter l'université. Cependant, au cours des trois dernières décennies, cette situation s'est inversée (Frenette et Zeman, 2007). En 1971, le tiers seulement des diplômés universitaires âgés de 25 à 29 ans étaient des femmes. En 1991, les femmes représentaient environ 50 % des diplômés universitaires récents et en 2006, elles représentaient 60 % de ce groupe. Une augmentation similaire du nombre de diplômées universitaires s'est produite dans la plupart des pays de l'OCDE, y compris les États-Unis. Il semble toutefois que l'écart actuel entre les sexes au Canada soit supérieur à celui de tous les pays avancés¹.

Les tendances en matière de fréquentation de l'université en Ontario reflètent celles du Canada dans son ensemble. La figure 1a montre les fractions de résidents de l'Ontario nés au Canada et appartenant à différentes cohortes de naissance qui, au moment du recensement de 2006, ont déclaré posséder un baccalauréat ou un grade de niveau supérieur². La figure montre deux faits importants qui ont motivé notre étude. Après la cohorte des hommes nés à la fin des années 1940, la fraction d'hommes détenteurs d'un baccalauréat ou d'un grade de niveau supérieur n'a augmenté que modestement. Pendant près de 20 ans, en fait, les cohortes d'hommes postérieures à 1940, ont affiché des taux d'achèvement d'études universitaires **inférieurs** à ceux des hommes nés entre 1947 et 1951. La plus récente cohorte des jeunes hommes (nés entre 1977 et 1981) n'est que légèrement en avance sur ce groupe. Par comparaison, les femmes ont beaucoup progressé, en particulier celles des cohortes les plus récentes. Les Ontariennes nées à la fin des années 1970, par exemple, ont presque doublé le taux d'achèvement d'études universitaires de celui des femmes nées 30 ans plus tôt.

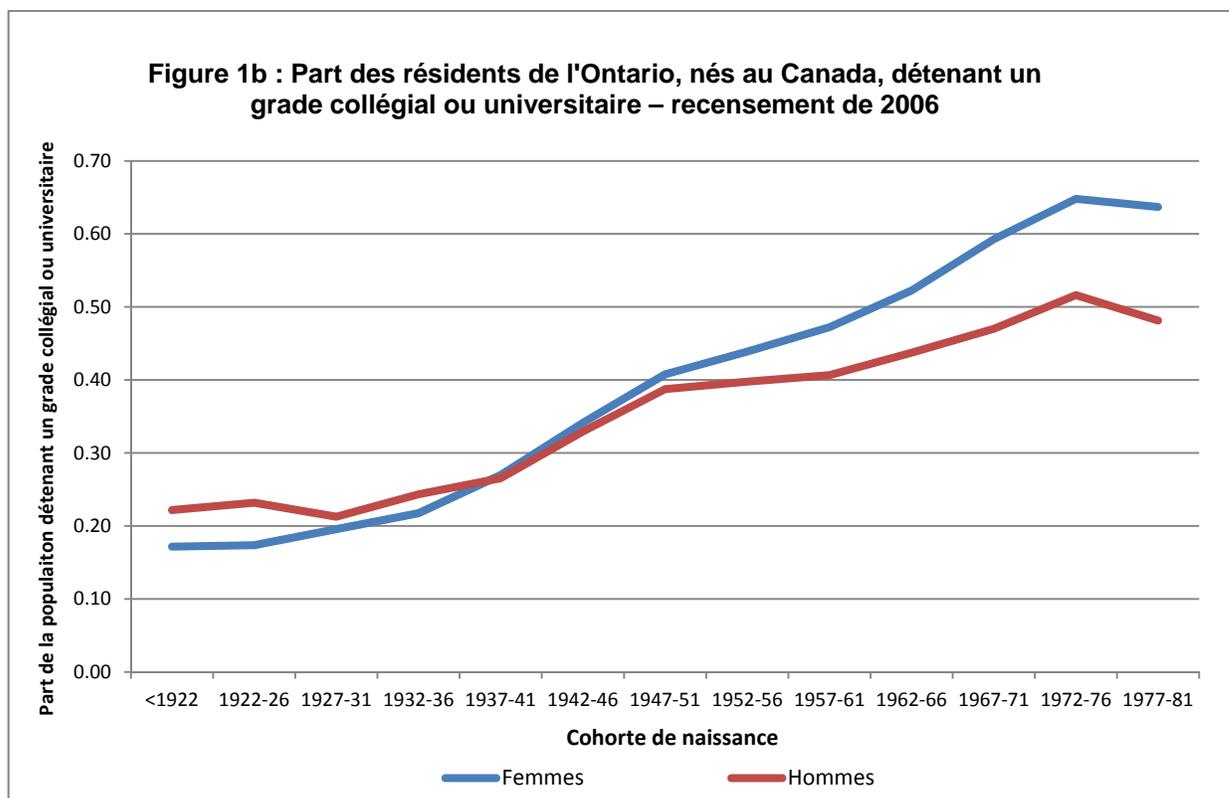
¹ Une publication récente de l'OCDE (2004) rend compte des estimations des fractions d'hommes et de femmes ayant fait au moins certaines études postsecondaires. En 2001, 56 % des Canadiennes et 45 % des Canadiens avaient suivi au moins certaines études postsecondaires. L'écart de 11 points est l'un des plus élevés des grands pays développés et il est substantiellement supérieur à l'écart de 6 points des É.-U., de 5 points de la France ou de l'écart négligeable du R.-U.

² Lemieux et Card (2001) présentent des données de recensements antérieurs qui montrent l'écart entre les niveaux d'études des cohortes précédentes.



Bien que le présent rapport mette l'accent sur la fréquentation de l'université, il importe de souligner que l'écart entre les hommes et les femmes s'élargit de façon similaire, qu'il s'agisse d'un titre collégial ou universitaire. L'augmentation est montrée à la figure 1b, où nous représentons les fractions de résidents de l'Ontario nés au Canada détenant un titre collégial ou universitaire par cohorte de naissance et par sexe. Parmi les hommes et les femmes nés à la fin des années 1940, des fractions à peu près égales possédaient un diplôme postsecondaire. L'écart est de 16 points de pourcentage dans le cas des cohortes récentes, les femmes ayant une avance marquée sur les hommes pour ce qui est de l'achèvement d'études universitaires aussi bien que collégiales.

La faible croissance de la fréquentation de l'université par les jeunes hommes Canadiens pose un sérieux défi sur le plan des politiques. L'évolution de la technologie et la croissance du commerce international ont produit une augmentation de la demande relative de travailleurs hautement scolarisés, créant un « écart de compétences » sur le marché du travail canadien (Conseil canadien sur l'apprentissage, 2006; Boothby et Drewes, 2010). En supposant que ces tendances se maintiennent, le taux relativement faible de fréquentation de l'université des cohortes actuelles de Canadiens contribuera à élargir l'écart entre les besoins des employeurs et les compétences disponibles au sein de la main-d'œuvre masculine au cours des prochaines décennies, compromettant la capacité de gain à long terme de la moitié de la main-d'œuvre.



Nous résumons dans ce rapport les observations sur les causes de l'écart entre la fréquentation de l'université par les femmes et les hommes, dérivées de notre analyse d'une base de données nouvellement collationnée sur les personnes qui présentent une demande d'admission à l'université. Cette base de données combine de l'information provenant des formulaires soumis au Centre de demande d'admission aux universités de l'Ontario (CDAUO), des données compilées au niveau de l'école pour les écoles secondaires financées par des fonds publics en Ontario (y compris les résultats moyens au Test de mathématiques de neuvième année, de l'Office de la qualité et de la responsabilité en éducation (OQRE) ainsi que les caractéristiques socioéconomiques des quartiers obtenues des recensements de 1991 à 2006. L'absence de données provenant de l'école et concernant **spécifiquement l'élève**, limite de façon considérable notre base de données dans le cas des jeunes qui ne demandent pas à être admis à l'université. Nous devons alors nous appuyer sur les résultats au niveau de l'école (notes moyennes aux tests à l'échelle de l'école p. ex.) pour avoir une idée approximative des résultats individuels correspondants. Malgré cette limite, nous croyons que les données disponibles nous fournissent de nombreuses indications utiles sur les déterminants de l'écart entre le nombre de jeunes Ontariens et Ontariennes qui présentent une demande d'admission à l'université.

Résumé des contestations

Nous pouvons dériver six conclusions majeures de notre analyse des demandes d'admission à l'université et des bases de données sur les caractéristiques des écoles secondaires.

1. Les taux de demande d'admission à l'université des femmes et des hommes ont augmenté au cours de la dernière décennie. Le taux des femmes est passé de 41 % du bassin de candidates potentielles en 1994 (selon le nombre d'élèves en dixième année en 1991) à 52 % de ce bassin en 2006 (selon le nombre d'élèves en dixième année en 2004). Chez les hommes, le taux de demande d'admission est passé de 32 % du bassin potentiel en 1994 à 39 %, en 2006.

Cette augmentation des taux de demande d'admission, agencée à la croissance de la taille de la cohorte de l'école secondaire, signifie que le nombre total de demandes présentées aux universités de l'Ontario a augmenté de près de 47 %. Le pourcentage de femmes parmi ces candidats a connu une légère hausse, soit de 55 à 56 %.

2. Parmi les femmes qui ont présenté une demande, un peu moins de 75 % se sont inscrites dans une université ontarienne en septembre suivant. Le taux d'inscription est légèrement moindre chez les hommes (70 %). Malgré les fluctuations liées à l'entrée de la « double cohorte », les deux taux étaient similaires en 2006 à leurs niveaux correspondants de 1994.

La petite augmentation de la fraction de femmes ayant présenté une demande ainsi que les taux relativement stables d'inscription signifient que le pourcentage de femmes parmi les nouveaux inscrits à l'université en Ontario a légèrement augmenté au cours de cette période : de 57 à 58 %.

3. L'analyse individuelle des écoles révèle une variation importante de la fraction de candidats potentiels qui font une demande d'admission à l'université.

Les taux des demandes d'admission écoles séparées sont légèrement supérieurs à ceux des écoles publiques; les écoles situées dans des quartiers à faible revenu, comptant un nombre moindre d'adultes ayant étudié à l'université, les écoles rurales et les écoles situées loin des campus ont des taux inférieurs.

4. Il reste que l'écart entre le nombre d'élèves des deux sexes qui présentent une demande d'admission à l'université est similaire pour toutes les écoles secondaires. Très peu d'écoles de la province affichent un taux égal pour les hommes et les femmes. Dans la plupart des cas, l'écart est de près de 10 points de pourcentage.

L'écart entre les sexes n'est pas limité à un type particulier d'écoles. Il est notamment semblable pour les écoles des quartiers à revenu élevé et celles des quartiers à faible revenu.

5. Les taux de demande d'admission propres à chaque sexe des cohortes d'étudiants d'une école spécifique sont plus élevés dans les écoles où la plupart des élèves ont

obtenu une note se situant dans la moitié supérieure au Test de mathématiques de neuvième année de l'OQRE. L'écart moyen entre les sexes pour ce test est cependant relativement faible et par conséquent ne fournit pas beaucoup d'explications sur l'écart entre les taux de demande d'admission.

Des mesures plus détaillées du rendement en 9^e année peuvent montrer un écart plus important entre les sexes. L'écart entre le rendement des garçons et des filles peut également augmenter entre la neuvième et la douzième année. Les données disponibles ne nous permettent pas d'examiner cette possibilité.

6. Les taux de demande d'admission des hommes et des femmes d'une école secondaire spécifique sont très fortement liés aux pourcentages d'élèves qui subissent la version théorique du test par rapport à ceux qui subissent la version appliquée. Les filles sont un peu plus susceptibles que les garçons de subir le test théorique en neuvième année (73 % contre 68 %), ce qui explique en partie l'écart entre les taux de demande d'admission des deux sexes.

Cette preuve limitée porte à croire que la sélection des cours au secondaire et la filière choisie par les élèves peuvent jouer un rôle important dans l'explication de l'écart entre les sexes pour ce qui est des demandes d'admission à l'université.

Contexte

L'Ontario

Durant les années 1990 et au début des années 2000, les élèves du secondaire en Ontario qui présentaient une demande d'admission ont connu une série d'importants changements des politiques³. Au palier provincial, l'orientation des politiques a été influencée par le rapport de la Commission royale sur l'éducation (1994) qui soulignant que 55 % des diplômés du secondaire de la province ne s'inscrivaient pas au collège ou à l'université. En réponse à ce rapport, le ministère de l'Éducation a établi un nouveau programme d'études pour le secondaire, mis en œuvre de nouveaux programmes ayant pour but d'améliorer les services de counseling destinés aux élèves et raccourci la durée du secondaire en éliminant la dernière année, connue sous le nom de Cours préuniversitaire de l'Ontario (CPO) (voir p. ex. le ministère de l'Éducation et de la Formation de l'Ontario, 1955). Pour les élèves se dirigeant vers l'université, la fin du programme d'études de cinq ans a eu un effet dramatique en 2003, alors que deux cohortes d'élèves du secondaire devaient entrer à l'université en même temps.

Un deuxième ensemble de politiques provinciales a visé les des droits de scolarité. En 1997, la province a introduit des politiques pour permettre la dérèglementation des

³ En outre, de nombreux changements ont été apportés durant cette période au Régime d'aide financière aux étudiantes et étudiants de l'Ontario, changements qui ont également influé sur l'accès à l'aide financière. Ainsi, une des réorientations majeures du programme fut d'exiger que tous les étudiants admissibles à l'aide financière se qualifient d'abord pour un prêt, puis en deuxième lieu, pour une bourse. L'étude des répercussions du Régime d'aide sur la participation aux études universitaires ne s'inscrit toutefois pas dans la portée du présent rapport.

droits de scolarité s'appliquant aux programmes de baccalauréat et d'études supérieures dans des domaines tels que le génie, le droit, le commerce et la médecine⁴. Les hausses des droits de scolarité qui ont résulté de cette annonce sont progressivement entrées en vigueur au cours des années scolaires 1998 et 1999.

Durant la même période, de nombreuses universités ont créé des programmes de bourses qui fournissent un soutien substantiel (totalité des droits de scolarité et une allocation p. ex.) pour les étudiants ayant eu un rendement supérieur durant le secondaire. Les caractéristiques des programmes de bourses diffèrent quant au montant de l'aide accordée, aux notes exigées pour avoir droit à la bourse et à l'année d'adoption⁵. Puisque les élèves des deux sexes obtiennent des notes différentes au secondaire et présentent des demandes à une combinaison différente d'universités, ces programmes de bourse ont potentiellement une incidence différente sur

Recherche actuelle sur l'écart entre les sexes

Un certain nombre d'études ont documenté et essayé d'expliquer l'écart grandissant entre la fréquentation des universités par les hommes et les femmes (et, de façon plus générale, des établissements postsecondaires). Lorsque l'on interprète ces études, il ne faut pas oublier que cet écart représente un défi redoutable du point de vue des hypothèses « traditionnelles » auxquelles les spécialistes des sciences sociales ont eu recours pour expliquer pourquoi certains enfants poursuivent des études supérieures et d'autres non. Les principaux facteurs familiaux qui influent sur la plus grande partie de la variation observée dans les choix en matière d'éducation, y compris le niveau de scolarité des parents, le revenu familial, l'ethnicité et le statut d'immigré, sont (en moyenne) les mêmes pour les hommes et les femmes⁶. Les explications de l'écart entre les sexes doivent mettre l'accent sur des facteurs qui sont différents entre les hommes et les femmes ou sur ceux qui ont une incidence différente sur les choix d'études des femmes et des hommes. Les explications du changement de l'écart entre les sexes doivent relever un défi encore plus important parce que nombre de différences (p. ex. la tendance selon laquelle les filles obtiennent de meilleures notes que les garçons aux tests de lecture) persistent depuis des décennies⁷.

Une étude canadienne récente de Frenette et Zeman (2007), utilise des données représentatives à l'échelle nationale de l'Enquête auprès des jeunes en transition

⁴ En 2004 et 2005, la province a gelé les droits de scolarité, endiguant temporairement les hausses que les universités auraient pu imposer à la suite des politiques de déréglementation introduites à la fin des années 1990.

⁵ Consulter Dooley, Payne et Robb (2008) pour en savoir davantage sur ces bourses. En outre, la Fondation canadienne des bourses d'études du millénaire a été créée en 1998 et la Subvention ontarienne pour l'accès aux études, en 2005.

⁶ Card (1999) montre que le niveau de scolarité explique à lui seul au moins 30 % de la différence dans le nombre d'années d'études terminé.

⁷ Aux É.-U. le *National Assessment of Education Progress* mesure le rendement des enfants en mathématiques et en lecture depuis les années 1970. Le (petit) écart entre les sexes quant aux notes obtenues en lecture par les jeunes de 17 ans (environ 11 points de plus pour les filles à un test dont la moyenne est de 285) est à peu près constant, tout comme le faible écart relatif aux notes en mathématiques des jeunes de 17 ans (environ 5-6 points de plus pour les garçons à un test dont la moyenne est de 300 points).

(EJT) pour examiner les différences entre les sexes relativement à l'inscription à l'université à 19 ans. L'EJT offre l'avantage d'inclure des renseignements communiqués volontairement sur les notes obtenus à l'école et les résultats aux tests standardisés administrés dans le cadre du PISA⁸. Frenette et Zeman ont constaté que les jeunes femmes ont des notes aux épreuves normalisées en lecture et des notes au secondaire plus élevées que les jeunes hommes et que ces différences peuvent, ensemble, expliquer jusqu'à trois quarts de l'écart de 13 points de pourcentage relatif à la fréquentation d'une université de l'échantillon de l'EJT⁹. Une des limites de cette étude est qu'elle ne porte que sur une seule cohorte d'élèves (qui avaient 15 ans en décembre 1999). Elle ne permet donc pas de mieux comprendre les changements de l'écart entre les sexes au fil du temps.

Une deuxième étude canadienne, de Christofides, Hoy et Yang (2010), se penche sur le comportement d'inscription des jeunes hommes et femmes de 18 à 24 ans, interviewés dans le cadre de l'Enquête sur le revenu des ménages (1977-1997) et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1998-2005). Ces ensembles de données ne contiennent pas de renseignements sur les notes des élèves ou leurs résultats aux tests. L'échantillon est également restreint aux enfants qui vivent avec leurs parents – une limite qui peut se révéler importante puisque seulement la moitié environ des adultes de 24 ans vivent avec leurs parents au début de la vingtaine (Card et Lemieux, 1999)¹⁰. Christofides, Hoy et Yang attribuent en grande partie l'écart moyen entre la fréquentation de l'université par les hommes et les femmes, durant leur période d'échantillonnage de 29 ans, aux estimations différentes de rendement de la formation universitaire qu'ils font pour les femmes et les hommes. La majeure partie de l'augmentation de l'écart dans leur échantillon demeure toutefois sans explication¹¹.

À l'extérieur du Canada, les études sur l'écart entre les sexes au chapitre des études postsecondaires pointent généralement vers le même agencement de facteurs causals – dont le « rendement » plus élevé pour les femmes que pour les hommes d'un grade universitaire et le rendement supérieur des jeunes femmes à l'école secondaire (voir Buchmann, DiPrette et McDaniel (2008) pour une analyse récente). Par exemple, une étude influente de Jacob (2002) utilise la *National Longitudinal Education Study* (NELS) (dont la conception ressemble à celle de l'EJT) pour étudier la différence entre la participation des hommes et des femmes aux études collégiales ou universitaires. Dans l'échantillon de la NELS, qui vise l'année 1994, l'écart est plutôt modeste (seulement +4 points de pourcentage) et Jacobs montre que cet écart s'explique en grande partie par des différences entre les notes, les heures consacrées aux devoirs et l'incidence de problèmes de discipline au secondaire.

⁸ Le PISA est le Programme international pour le suivi des acquis des élèves – une initiative de l'OCDE. Les élèves de l'EJT ont subi les tests du PISA à 15 ans.

⁹ Frenette et Zeman ne font que modéliser l'incidence des notes en lecture : en mathématiques l'écart entre les sexes est généralement plus petit (ou même inversé).

¹⁰ Il existe une étroite corrélation entre le fait de vivre chez ses parents et la fréquentation de l'école. L'échantillon de Christofides, Hoy et Yang sous-représente donc les jeunes qui ont quitté l'école et qui vivent seuls.

¹¹ Des tendances non limitées sont incluses dans leurs modèles qui montrent une tendance beaucoup plus importante chez les femmes que chez les hommes. Ces tendances expliquent 80 % de l'augmentation de l'écart relatif à la participation aux études universitaires durant leur période d'échantillonnage.

Notre étude présente plusieurs avantages par rapport à la recherche existante; l'un des principaux étant que nous avons accès à des données pour à peu près l'ensemble des étudiants des universités ontariennes sur une période d'échantillonnage de 13 ans. Cet échantillon de taille importante permet l'estimation de modèles plus complexes, tout en tenant compte des nombreux facteurs non observables (dont certains sont communs aux élèves d'une même école secondaire, région ou période) qui influent sur les décisions relatives à la fréquentation de l'université.

Élaboration d'un ensemble de données

Pour explorer l'écart entre les sexes lorsqu'il s'agit de présenter une demande d'admission à l'université, nous nous appuyons sur trois principales sources de données : les demandes présentées par les étudiants au Centre de demande d'admission aux universités de l'Ontario (CDAUO); les données au niveau de l'école du ministère de l'Éducation et les caractéristiques socioéconomiques des quartiers extraites des recensements de 1991, 1996, 2001 et 2006 de Statistique Canada. Des renseignements détaillés sur la transformation de ces données en ensemble de données de recherche peuvent être obtenus des auteurs.

Taux de demande d'admission de l'école secondaire

Les données du CDAUO incluent des demandes d'admission à plein temps présentées par les élèves du secondaire en Ontario de l'automne 1995 à 2008. Bien que des données soient disponibles pour les écoles privées et les écoles publiques, notre analyse se concentre sur les élèves des écoles secondaires financées par des fonds publics¹². Nous classifions ces écoles en quatre types majeurs : publiques de langue anglaise, séparées de langue anglaise (catholiques), publiques de langue française et séparées de langue française. Nous avons également mis au point un certain nombre d'autres descripteurs : s'il s'agit d'une « petite » école (taille de l'effectif correspondant au décile inférieur pour ce type); s'il s'agit d'une école rurale (selon le code postal); la distance entre l'école et l'université et le collège les plus proches (également selon le code postal).

Nous utilisons les données sur les inscriptions annuelles de chaque école et les comptes de demandeurs d'admission aux universités du CDAUO pour élaborer l'estimation du taux de « demande d'admission à l'université » de chaque école secondaire (et séparément pour les hommes et les femmes). Nous avons eu à relever deux défis pour élaborer cette estimation. Il fallait d'abord identifier un dénominateur approprié pour refléter le bassin d'étudiants susceptibles de présenter une demande d'admission à l'université. Les élèves ontariens doivent décider en neuvième et/ou en dixième année s'ils souhaitent suivre des cours théoriques ou appliqués dans plusieurs domaines (dont les mathématiques). Ceux qui ne s'inscrivent pas aux cours théoriques peuvent avoir de la difficulté à faire les cours préalables afin que leur demande d'admission prise en considération. Compte tenu de ce système de sélection, on pourrait élaborer un dénominateur fondé sur le nombre d'élèves d'une école

¹² Nous excluons l'école du soir et les écoles offrant une éducation spécialisée.

secondaire possédant les préalables nécessaires pour être admis à l'université (cours déjà suivi au moment où ils sont en douzième année). Cependant notre préoccupation étant d'expliquer les différences propres à la fraction d'élèves qui font une demande d'admission à l'université, nous croyons qu'il est important d'adopter une perspective plus vaste, intégrant la sélection des cours et le décrochage comme éléments du processus qui détermine en dernier ressort l'admission et l'immatriculation universitaires. Nous avons donc défini le taux de demande d'admission d'une cohorte d'élèves d'une école secondaire donnée comme étant le ratio du nombre d'élèves présentant une demande d'admission à l'université au cours d'une année spécifique divisé par le nombre d'élèves inscrits en dixième année deux ou trois ans plus tôt à cette école¹³.

Un deuxième défi connexe découle du fait que les dossiers d'admission ne contiennent pas d'information sur le nombre d'années durant lesquelles les élèves ont fréquenté l'école secondaire, juste leur date de naissance et l'école secondaire fréquentée le plus récemment. Durant notre période d'échantillonnage, l'année du CPO a été éliminée. Au cours de la période de transition, certaines jeunes ont fait une demande à l'université après quatre années d'école secondaire et d'autres, après cinq années (parfois même six). En excluant la période de transition, il est possible que des élèves passent une année supplémentaire à l'école pour terminer des cours avancés ou pour d'autres raisons.

Dans des rapports précédents, nous avons rattaché un groupe de demandeurs d'admission d'une année spécifique à des cohortes d'écoles secondaires en fonction d'une évaluation du pourcentage moyen d'élèves ayant présenté une demande d'admission à l'université après quatre ou cinq ans. En préparant le présent rapport, nous avons toutefois découvert que l'âge au moment de la demande diffère dramatiquement d'un sexe à l'autre. Avant l'élimination du CPO, les hommes étaient habituellement âgés de 19 et 20 ans au moment de présenter une demande, tandis que les femmes étaient âgées de 18 et 19 ans. Cette tendance s'est maintenue après l'élimination du CPO, les hommes tendent à être plus âgés que les femmes au moment de présenter leur demande.

Puisque ce rapport porte principalement sur la différence entre les taux de demande d'admission selon le sexe, nous avons élaboré une autre règle d'affectation fondée sur l'année où l'élève atteint 15 ans. Plus précisément, nous affectons un élève à une cohorte de dixième année en supposant que les élèves entrent en dixième année l'année civile où ils atteignent 15 ans. Un aspect négatif de cette approche est que les étudiants qui répètent une année ou qui en sautent une ne seront pas affectés à la bonne cohorte. Sans l'accès au dossier scolaire détaillé de chaque élève du secondaire, nous ne pouvons pas vraiment faire plus pour corriger ce problème.

¹³ Un aspect négatif de l'utilisation des élèves inscrits en dixième année en tant que cohorte de demandeurs est que les élèves peuvent quitter une école et entrer dans une autre entre leur dixième année et l'année où ils présentent une demande. Notre hypothèse est que les inscriptions sont relativement stables dans l'école secondaire pour une cohorte donnée. L'accès à des données au niveau de l'élève nous permettrait de mesurer les taux de demande d'admission au niveau individuel.

Dans l'analyse qui suit, les mesures suivantes sont appliquées à chaque école secondaire.

- **Taux de demande d'admission à l'université** : Nombre d'élèves d'une année particulière divisé par le nombre correspondant d'inscriptions en dixième année (tel qu'expliqué précédemment). Nous définissons le taux de demande d'admission selon le sexe et l'écart entre les sexes spécifique à l'école comme la différence entre les taux de demande des hommes et des femmes.
- **Taux d'inscription** : Le nombre d'inscription à l'université (universités ontariennes seulement) pour la cohorte de demandeurs de la dixième année divisé par le nombre de demandes d'admission pour cette cohorte.
- **Taux de participation** : Le nombre d'inscriptions à l'université déclaré (universités de l'Ontario seulement) pour les demandeurs de la cohorte de dixième année divisé par les inscriptions de la dixième année correspondante.
- **Taux de demande d'admission par programme d'étude** : Nous regroupons les demandes en fonction du premier choix de programme visé par la demande¹⁴. Les programmes sont groupés comme suit : arts, sciences, commerce et génie. Aux fins de l'analyse, nous excluons les programmes d'accès direct tels que l'éducation, le journalisme et les sciences infirmières. Une liste des programmes de chaque groupe figure en annexe au tableau 1.
- **Taux de demande d'admission des étudiants très qualifiés et des étudiants moins qualifiés** : Nous classons les demandeurs en deux groupes sur la base de leurs moyennes au secondaire dans les cours servant à déterminer leur classement aux fins d'admissibilité. Les demandeurs très qualifiés sont ceux qui ont une moyenne de 80 ou plus (sur 100); les moins qualifiés sont ceux dont la moyenne est inférieure à 80. Nous divisons les nombres de chaque groupe par le nombre d'inscriptions de la dixième année correspondante.

Caractéristiques du quartier

Nous avons utilisé les trois premiers caractères du code postal de chaque école secondaire pour déterminer dans quelle région de tri d'acheminement (RTA) elle est située¹⁵. Nous avons ensuite jumelé les tableaux du recensement au niveau de la RTA

¹⁴ Les candidats classent les programmes et universités par ordre de priorité et ont trois choix par frais de demande. Ces dernières années, on pouvait acheter des choix additionnels au moment de présenter la demande. Les premier, deuxième et troisième choix peuvent tous être à la même université, dans des programmes différents, ou pour le même programme dans des universités différentes.

¹⁵ Une RTA correspond aux trois premiers caractères du code postal (p. ex. M6S du code postal M6S 1H6). Ces codes sont définis par Poste Canada et représentent l'installation postale à partir de laquelle le courrier est livré. En 2001, il y avait 510 RTA en Ontario.

à l'école secondaire afin de saisir les caractéristiques socioéconomiques des familles de chaque école¹⁶. Nous avons jumelé les écoles aux recensements de 1991, 1996, 2001 et 2006. Puis, nous avons interpolé les données pour obtenir des observations annuelles pour chaque école dans et pour chaque année. Tous les montants en dollars utilisés ont été ajustés en fonction d'une valeur réelle (2002 servant d'année de référence).

Nos caractéristiques du quartier provenant du recensement sont toutes fondées sur des indicateurs précisant si le résultat d'intérêt (le revenu des ménages p. ex.) se situe dans le tiers supérieur, intermédiaire ou inférieur de la population générale des RTA de l'Ontario où se trouve une école secondaire. Nous avons construit des indicateurs pour les mesures suivantes :

- revenu moyen des ménages;
- part de la population ayant moins de 19 ans;
- part des familles monoparentales;
- part de la population ayant immigré au Canada avant 1981;
- part de la population ayant déménagé dans la région métropolitaine centrale au cours des cinq dernières années;
- part de la population des 25 ans et plus détenant un grade universitaire ou supérieur;
- part de la population ayant déclaré être de religion catholique.

Le tableau 2 en annexe montre les limites des terciles pour chacune des mesures.

Résultats obtenus aux tests – niveau de l'école

L'élément final de notre ensemble de données combinées sur l'école est fondé sur le test de mathématiques de l'Office de la qualité et de la responsabilité en éducation (OQRE), administré à tous les élèves de la neuvième année des écoles secondaires financées par les fonds publics depuis 1998. Puisque notre ensemble de données inclut de nombreuses années antérieures à l'introduction des tests de l'OQRE, nous avons construit une mesure de la moyenne du rendement en neuvième année spécifique à l'école, mesure qui s'appuie sur la moyenne des années pour lesquelles nous disposons de données sur l'école en question, et nous assignons cette moyenne temporairement invariante à toutes les cohortes de l'école. Nous construisons également la fraction moyenne d'étudiants qui ont répondu à la version théorique du test de mathématiques de l'OQRE comparativement à la version « appliquée ». Nous utilisons cette fraction comme simple (et il faut en convenir imparfait) indicateur de la fraction d'élèves d'une école secondaire qui suivent des cours théoriques et non théoriques.

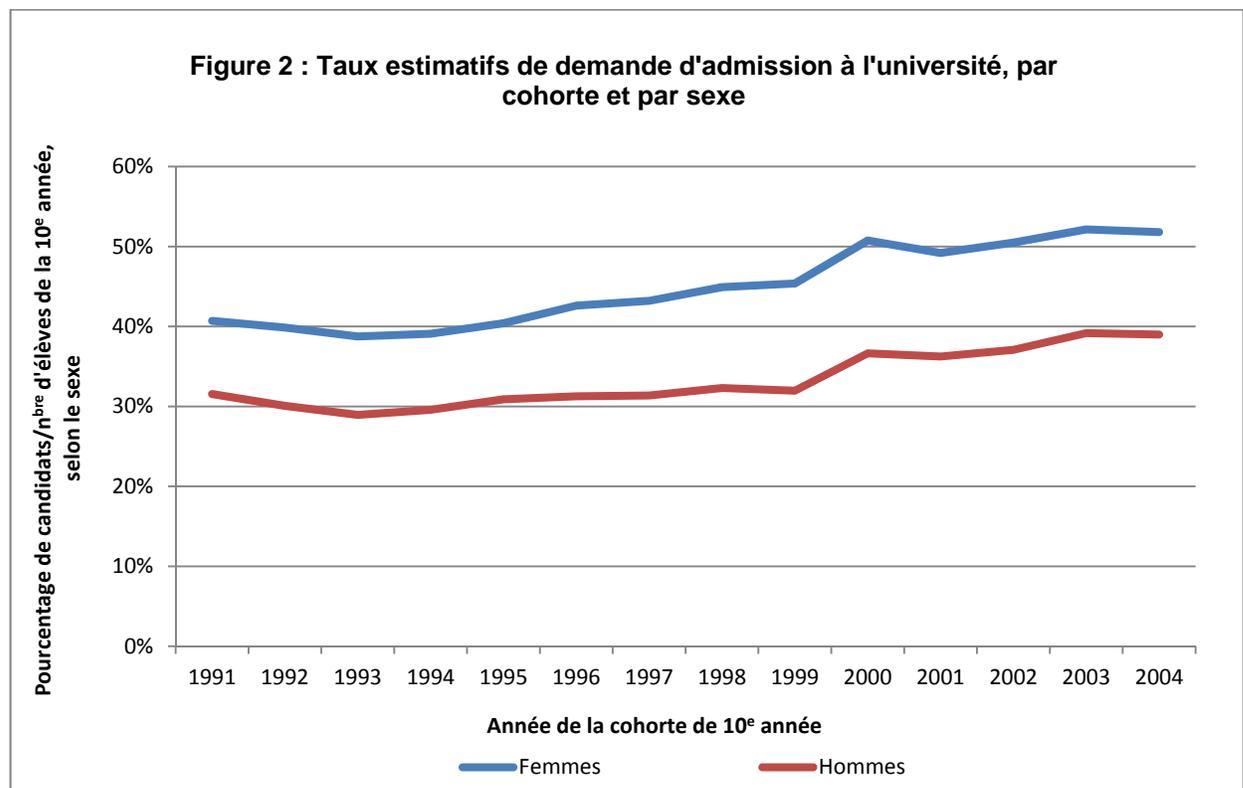
¹⁶ Une méthode plus détaillée, fondée sur les secteurs de dénombrement (SD) du recensement pourrait être utilisée si nous avons accès au code postal de chaque élève. Puisque qu'une école secondaire typique accueille des élèves de nombreux SD, nous avons choisi les RTA comme région géographique plus susceptible de correspondre le mieux à la zone desservie par une école.

Une des limitations des données sur le test de l'OQRE est qu'il n'est pas administré dans les écoles privées n'ont pas à subir le test. C'est pourquoi, nous mettons principalement l'accent des élèves des écoles financées par les fonds publics, bien que certaines de nos analyses descriptives englobent les élèves des écoles secondaires privées.

Analyse descriptive

Tendances des taux de demande d'admission, d'inscription et de participation

La figure 2 montre les pourcentages de jeunes hommes et femmes des écoles de l'Ontario qui ont fait une demande d'admission à l'université au cours des 15 dernières années. Nous avons représenté les taux des cohortes en commençant avec les élèves inscrit en dixième année en 1991 (année de présentation de demande d'admission 1994) et en finissant avec les élèves en dixième année en 2004 (année 2006 de demande d'admission). Au début de la période, il y avait environ 68 000 femmes et 72 000 hommes inscrits en dixième année dans l'ensemble de la province. Parmi eux, 41 % des femmes et 32 % des hommes ont présenté une demande d'admission à l'université trois ans plus tard. Au cours de cette période, la taille de la cohorte de dixième année a augmenté d'environ 14 % pour les hommes et de 15 % pour les femmes. La taille du bassin de candidats a augmenté d'environ 32 % pour les hommes et 33 % pour les femmes. Le ratio hommes-femmes comme pourcentage du bassin de candidats est donc resté relativement constant durant cette période.



Les taux de demande des deux groupes se sont légèrement abaissés pour les cohortes de 1992 à 1994, tandis que l'écart entre les sexes est demeuré relativement constant, à environ 9-10 points de pourcentage. Entre les cohortes de 1995 et de 1996, le pourcentage de femmes qui ont demandé l'admission à l'université a augmenté de 2 points de pourcentage (juste en dessous de 43 %), tandis que celui des hommes est resté relativement constant, à 31 %¹⁷.

Dans le cas des cohortes de 1996 à 1999, le taux des demandes d'admission des femmes et des hommes ont augmenté, mais de façon plus marquée pour les femmes, ce qui a élargi l'écart entre les sexes à 13 points de pourcentage (45 % contre 32 %). Puis les taux se sont élevés de façon dramatique avec la cohorte de 2000 (de +4 points de pourcentage), en raison de la transition du programme d'études de cinq ans au secondaire à un programme de quatre ans ainsi que des changements apportés au programme d'études général¹⁸. Nous soulignons que cette hausse ne reflète *pas* mécaniquement l'ajout de la « double cohorte » au nombre total des demandes d'admission à l'université, mais puisque nos taux sont fondés sur des cohortes de dixième année, l'augmentation semble témoigner d'un effet réel de la diminution du nombre d'années d'études du secondaire – peut-être parce qu'une fraction des élèves qui n'auraient jamais terminé le CPO ont décidé de présenter une demande en douzième année. Au-delà de la cohorte de 2000, les pourcentages de candidats des deux sexes ont connu une légère hausse. Ainsi, si l'on examine toute la période de 1991 à 2004, le taux de demande s'est élevé de 11 points de pourcentage chez les femmes (de 41 à 52 %), tandis que celui des hommes s'est élevé de 7 points de pourcentage (de 32 à 39 %), produisant une augmentation de 4 points de pourcentage de l'écart entre les sexes.

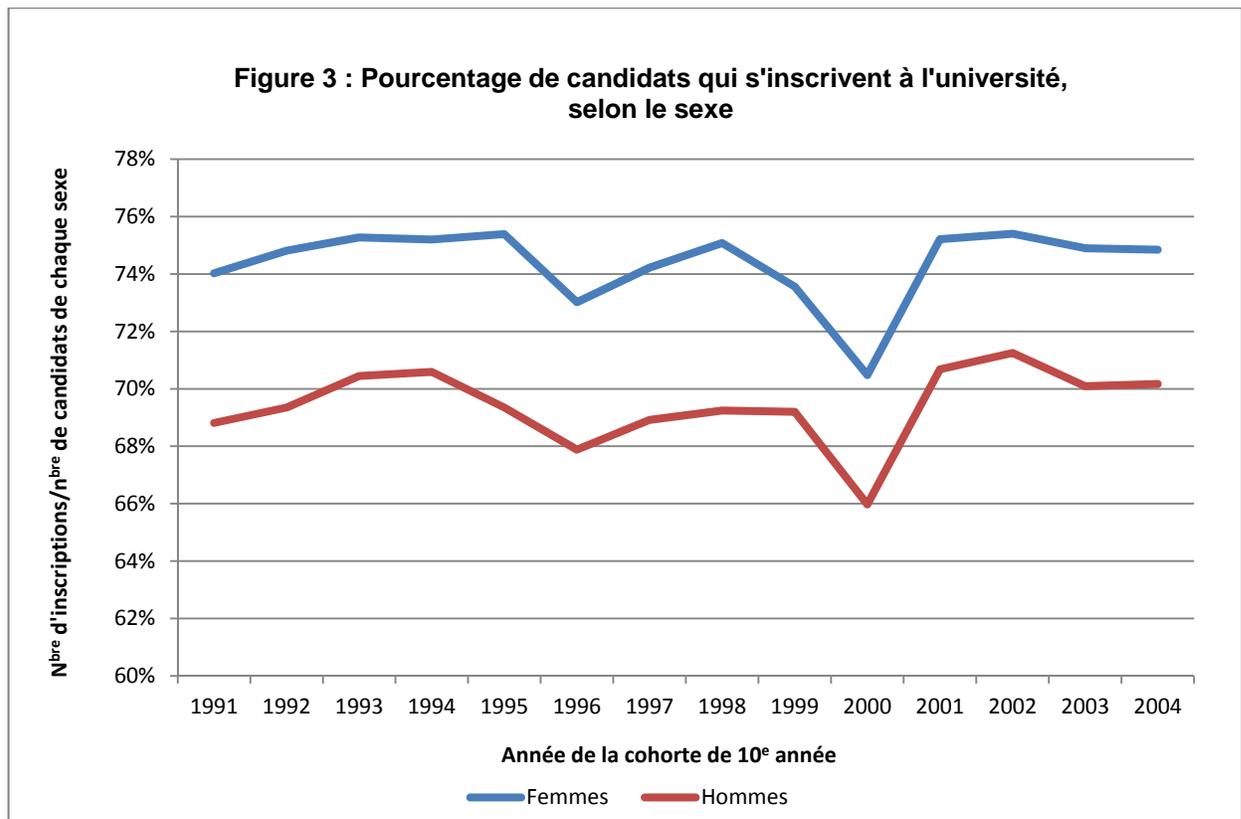
La figure 3 montre le taux estimatif d'inscription à l'université des demandeurs des deux sexes. Notez que ce taux tient compte d'un agencement du taux d'acceptation (c.-à-d., la fraction de candidats qui sont admis à au moins un des programmes choisis) et le taux d'acceptation (la fraction de candidats admis qui décident de s'inscrire). Au cours de notre période d'échantillonnage, le taux d'inscription des femmes a varié mais sans tendance moyenne manifeste : le taux pour la cohorte de 1991 était de 74 %, tandis que celui de la cohorte de 2004 était de 75 %. Les élèves de sexe masculin affichent des fluctuations semblables et une hausse nette similaire au cours de cette période – d'un taux de 69 % pour la cohorte de 1991 à 70 % pour celle de 2004.

Un détail important de la figure 3 est la série de replis des taux d'inscriptions des cohortes 1996 et 2000. Le premier s'est produit au cours de l'année de demande 1999 – première année du régime de dérèglementation. Le deuxième, plus important, s'est produit autour de l'année de demande 2002, et on l'associe à l'arrivée de la

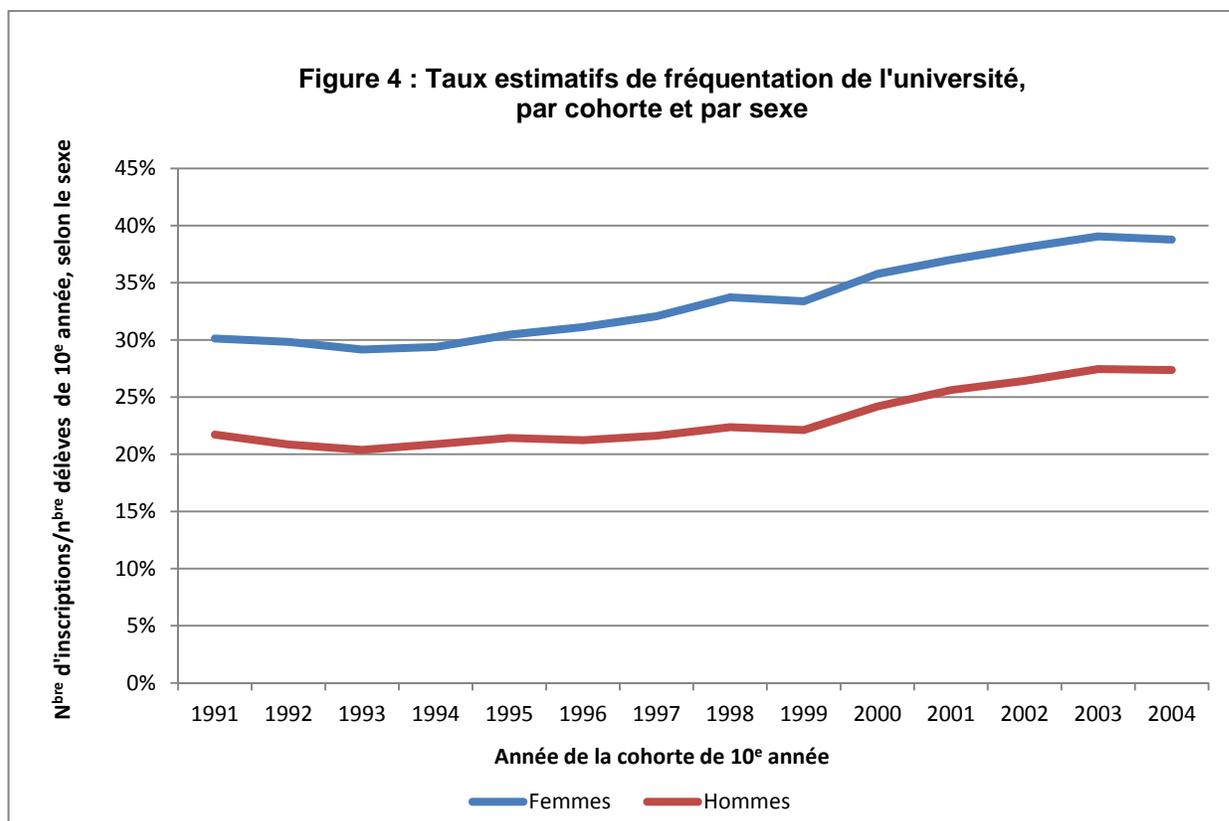
¹⁷ La cohorte d'élèves de 1996 a vécu à la fois les changements apportés au curriculum et les politiques de dérèglementation des droits de scolarité.

¹⁸ En vertu du programme de cinq ans, les étudiants souhaitant aller à l'université suivaient un volet d'études qui les qualifiaient pour des cours de niveau CPO. Les élèves du programme de quatre ans ont davantage de choix dans certains cours où ils peuvent opter pour la filière théorique (« U ») ou la filière théorique/appliquée (« M »).

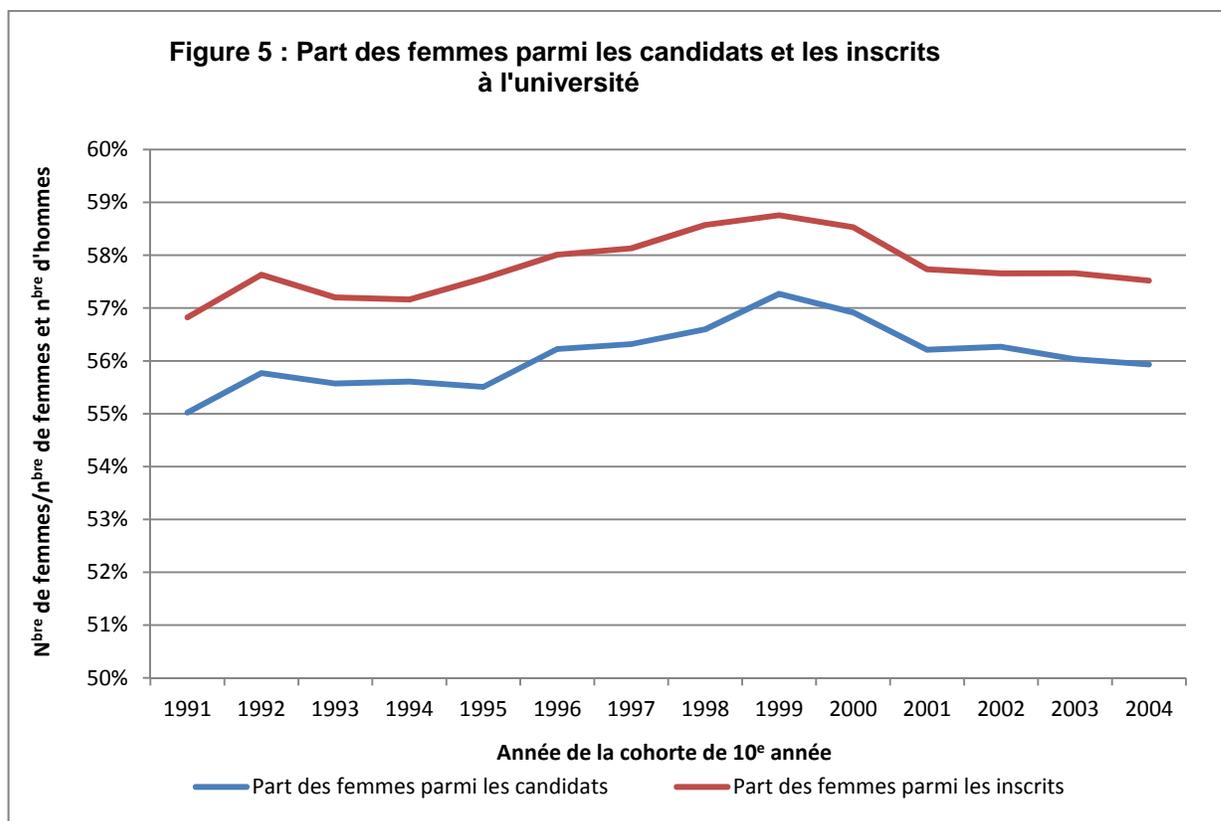
double cohorte. Une analyse plus approfondie (non montrée) des taux d'inscription des élèves dont la moyenne au secondaire était de 80 ou plus révèle que ces taux ont été relativement constants au cours de la période. Puisque tous ces élèves ont probablement été acceptés à au moins un des programmes choisis, la constance des taux d'inscription laisse croire que les taux d'acceptation de demandeurs hautement qualifiés étaient très stables. La variation des taux généraux d'inscription montrée à la figure 3 est attribuable aux changements que se sont produits chez les élèves ayant un moins bon rendement et peuvent très bien être dus aux fluctuations de la fraction des élèves admis à au moins un des programmes choisis. Il est intéressant de constater que l'écart entre les taux d'inscription des hommes et des femmes semble également attribuable au groupe moins qualifié. Les taux d'inscription des hommes et des femmes ayant une moyenne de 80 ou plus sont égaux.



La figure 4 montre l'effet combiné de la demande, de l'acceptation et du comportement d'inscription sur la génération de taux de fréquentation de l'université des étudiantes et des étudiants. Il est intéressant de noter que les variations à court terme des taux de demande d'admission et d'inscription ont tendance à se contrebalancer, les tendances des taux de fréquentation sont donc relativement lisses. Au cours de la période d'échantillonnage de 15 ans, la fraction des filles de dixième année qui se sont inscrites dans une université ontarienne s'est élevée de 30 % à 39 %, tandis que pour les garçons, la hausse a été de 22 % à 27 %. L'écart (absolu) entre la participation des sexes aux études universitaires s'est donc légèrement élargi (+4 points de pourcentage).

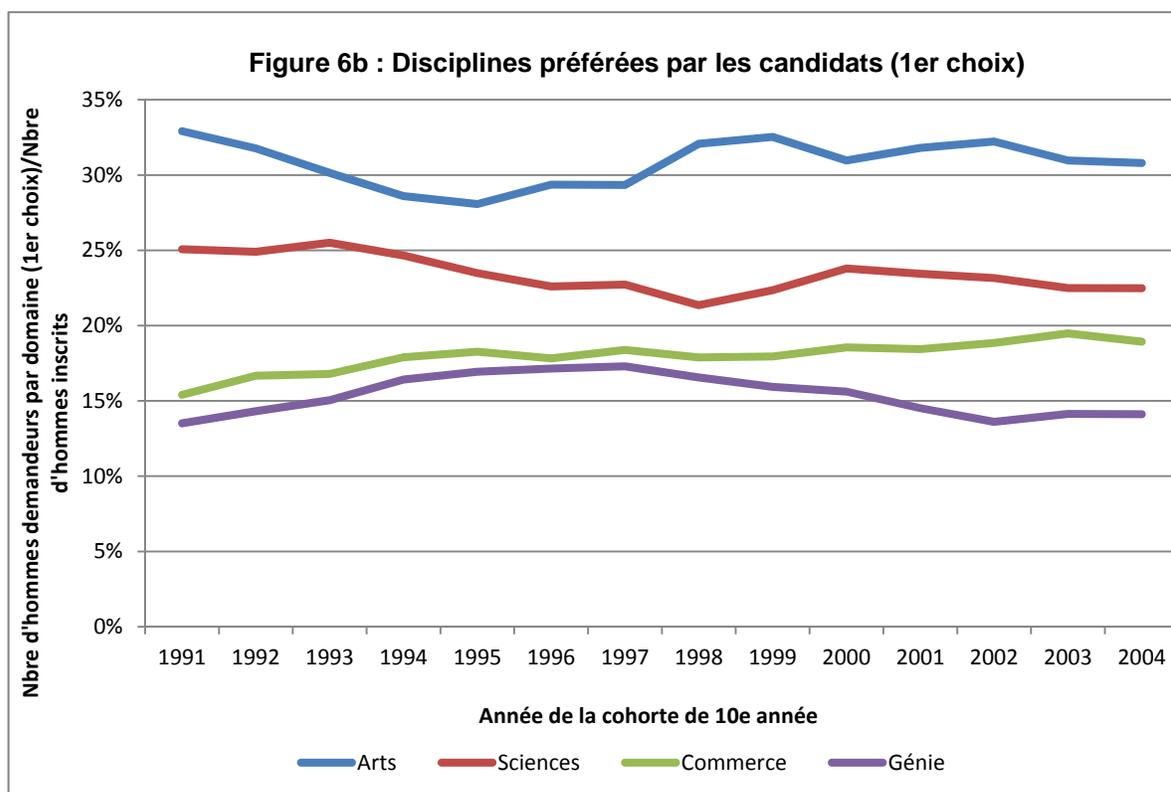
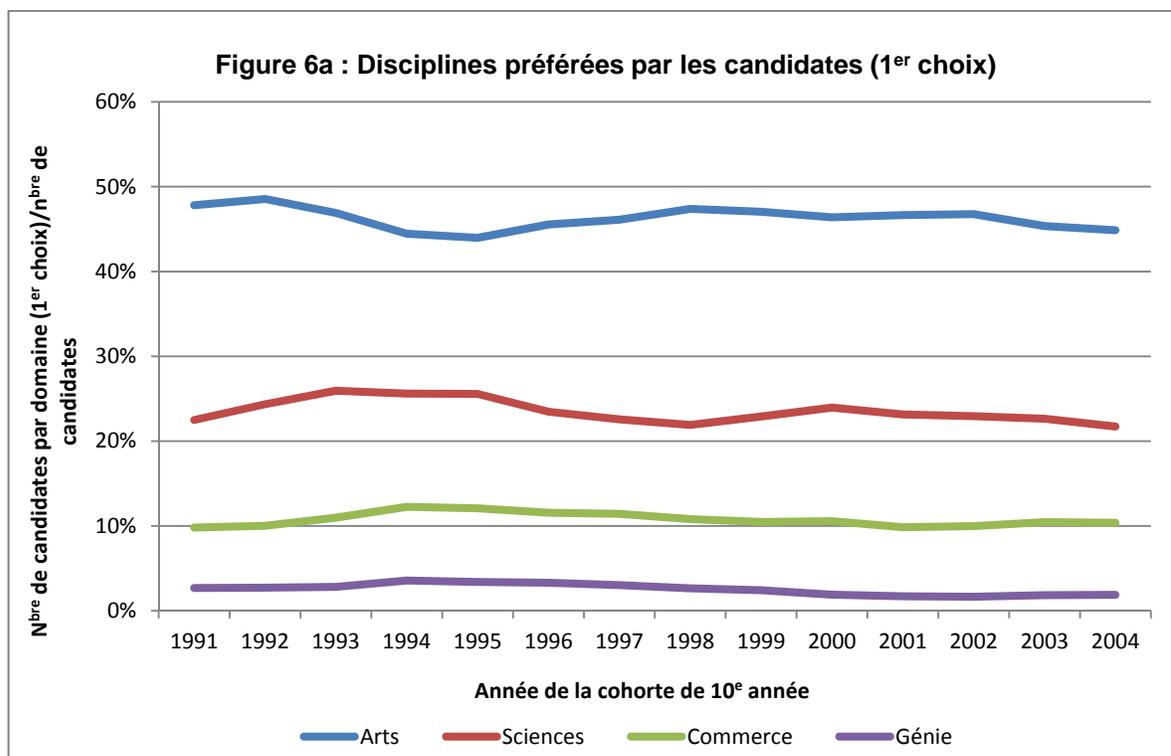


Les figures qui précèdent établissent un lien entre les taux de demande et d'inscription pour chacun des sexes. La figure 5 résume l'incidence nette de taux différentiels de demande et d'inscription sur la composition, selon le sexe, des bassins de personnes qui présentent une demande d'inscription et qui s'inscrivent à l'université (donc un dénominateur différent). Dans l'ensemble, le pourcentage de femmes dans les deux groupes a légèrement augmenté durant la période (d'environ 1 %). Vers le milieu des années 2000, environ 58 % des personnes nouvellement inscrites à l'université en Ontario étaient des femmes.



Enfin, les figures 6a et 6b illustrent les programmes d'études universitaires qui constituent le « premier choix » des candidats des deux sexes. Chez les femmes, les préférences semblent relativement stables : un peu plus 45 % choisissent d'abord un programme en arts; de 23 à 25 %, un programme en sciences; à peu près 10 %, le commerce; de 2 à 3 %, le génie. Les préférences des hommes sont très différentes et un peu plus variées. Environ 30 % indiquent un programme en arts comme premier choix (la courbe montre un léger fléchissement au début des années 1990). L'intérêt pour le commerce semble augmenter de façon constante (de 15 à 19 % des premiers choix), tandis que l'intérêt pour les programmes en sciences diminue. Le génie est le premier choix de 14 à 17 % des hommes (comparativement à seulement 2 à 3 % des femmes) et montre une forme en U inversée, atteignant un sommet à la fin des années 1990. Les différences marquées entre les préférences des deux sexes en matière de domaines d'études à l'université et l'absence de tendance chez les femmes sont intéressantes compte tenu de l'évidence d'un changement de la demande visant différents groupes de diplômés au cours des deux dernières décennies¹⁹.

¹⁹ Nous avons utilisé le recensement de 2006 qui a recueilli des données sur le domaine d'études par grandes catégories, pour examiner les différences entre les domaines d'études des diplômés plus âgés des deux sexes en Ontario. Parmi les résidents de l'Ontario âgés de 35 à 39 ans, nés au Canada, et détenant un baccalauréat ou un grade supérieur, 66 % des femmes ont une majeure en arts; 19 %, en sciences; 12 %, en affaires ou en commerce; 3 %, en génie; tandis que chez les hommes les pourcentages réciproques sont 47 % (arts), 20 % (sciences), 21 % (commerce) et 13 % (génie). On constate des répartitions semblables chez les 40 à 59 ans.



Variation des taux de demande d'admission entre les écoles secondaires

Compte tenu de la persistance de l'écart entre les taux de demande d'admission des deux sexes à l'échelle de la province, il est intéressant de se demander si les différences dans le comportement d'inscription sont les mêmes dans toutes les écoles secondaires, ou s'il existe des écoles où les taux des hommes et des femmes sont plus similaires. Les taux moyens de demande au niveau de l'école des élèves de sexe masculin et de sexe féminin, par type d'école, sont résumés au tableau 1. (Pour simplifier ce tableau, nous avons exclu les écoles secondaires privées.) Parmi les 698 écoles financées par les fonds publics de notre ensemble de données, le taux moyen (non pondéré) de demande est de 41 % pour les femmes et de 30 % pour les hommes²⁰. Les taux varient quelque peu selon le type de conseil et ils sont relativement plus élevés dans les écoles séparées de langue anglaise et légèrement inférieurs dans les écoles de langue française²¹. Néanmoins, l'écart entre les taux de demande des deux sexes se situe entre 10 et 14 % dans les quatre types de conseils. Qui plus est, comme le montre la dernière colonne du tableau, le taux de demande d'admission des femmes dépasse d'au moins 5 % celui des hommes de la même école dans 90 % des écoles des quatre conseils, à l'exception du conseil public de langue française.

Tableau 1 : Taux moyen de demande d'admission (niveau de l'école) par type de conseil scolaire

	Taux de demande spécifique à l'école par sexe				
	Nombre d'écoles	Taux moyen de demande des femmes	Taux moyen de demande des hommes	Différence moyenne entre les taux des femmes et des hommes	Pourcentage d'écoles où le taux des femmes est supérieur d'au moins 5 % aux taux des hommes
Toutes	698	40.9%	29.7%	11.3%	92.0%
Publiques anglaises	479	39.5%	28.9%	10.6%	91.4%
Séparées anglaises	162	46.3%	33.7%	13.2%	92.6%
Publiques françaises	18	36.3%	26.5%	9.8%	88.9%
Séparées françaises	39	38.5%	24.9%	13.7%	97.4%

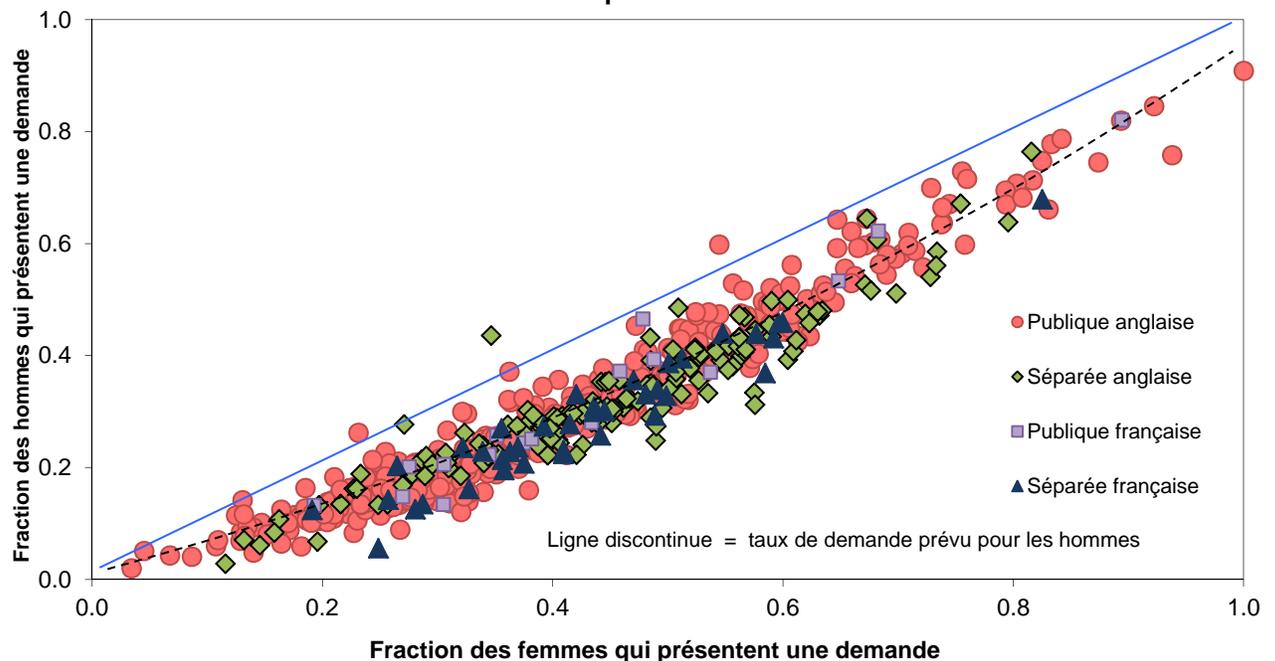
Nota : Les taux moyens de demande d'admission correspondent aux moyennes pondérées des inscriptions pour l'ensemble des cohortes en dixième année de 1991 à 2004. Les moyennes ne sont pas pondérées pour l'ensemble des écoles

²⁰ Comme nous en discutons ci-après, les taux de demande d'admission des écoles de petite taille ayant tendance à être inférieurs, les taux moyens de demande non pondérés de l'ensemble des écoles sont donc légèrement inférieurs au taux moyen d'inscription pondéré.

²¹ Les élèves des écoles de langue française peuvent être plus susceptibles que ceux des écoles de langue anglaise de présenter une demande d'admission dans des universités à l'extérieur de la province (spécifiquement au Québec).

La figure 7 dresse un tableau plus complet de la variation des taux de demande d'admission des hommes et des femmes dans l'ensemble des écoles secondaires. Le taux moyen des élèves de sexe masculin d'une école secondaire spécifique y est représenté par rapport aux taux correspondants des élèves de sexe féminin. Nous utilisons des symboles différents pour chaque type de conseil scolaire financés par les fonds publics. Aux fins de référence, nous superposons également deux lignes. La première est une ligne à 45 degré – si les taux de demande des hommes et des femmes étaient identiques dans chaque école, tous les points se situeraient sur cette ligne. La deuxième ligne est une ligne peu prononcée ajustée, dérivée d'une régression simple du taux de demande des hommes sur une fonction quadratique du taux des femmes. (On peut clairement constater sur le graphique que le lien est légèrement « courbé », d'où le choix d'un modèle de prédiction quadratique.)

Figure 7 : Taux de demande d'admission à l'université des hommes et des femmes par école secondaire



Le graphique nous permet deux importantes observations qui appuient le message du tableau 1. D'abord, dans l'ensemble des écoles affichant des taux de demande très variés pour les femmes (de moins de 10 à 90 % ou plus), les taux de demande des hommes sont presque uniformément inférieurs. L'écart entre les sexes dans une école donnée, qui équivaut à la distance verticale entre la ligne à 45 % et le point représentant une école secondaire particulière, se situe habituellement autour de 10 %, mais est légèrement moindre dans les écoles où les taux de demande des femmes sont très faibles, et dans les écoles où ils sont très élevés. Ensuite, la fourchette de variation entre les taux de demande des deux plus grands ensembles d'écoles – écoles publiques de langue anglaise et écoles séparées de langue anglaise – est relativement similaire.

Résultats du test au niveau de l'école

Le Test de mathématique de neuvième année de l'OQRE est noté en fonction de quatre niveaux, de 1 (niveau de rendement le plus faible) à 4 (niveau le plus élevé). Il existe deux versions du test : la version théorique pour les étudiants de la filière théorique en mathématiques et une version appliquée, pour ceux de la filière appliquée. Le tableau 2 montre la répartition des résultats des jeunes hommes et femmes qui ont subi les deux versions du test entre 1998 et 2005. Dans l'ensemble, environ 73 % des élèves de sexe féminin et 68 % des élèves de sexe masculin ont subi la version théorique du test. De ce groupe, les résultats moyens des hommes sont légèrement supérieurs à ceux des femmes, et les notes de 62 à 66 % des élèves se situent dans les deux niveaux supérieurs (niveaux 3 et 4). Parmi ceux et celles qui ont subi la version appliquée du test, les résultats sont plus faibles (de 25 à 27 % seulement se sont classés au niveau 3 ou 4) et ils sont légèrement plus élevés pour les hommes que pour les femmes.

Tableau 2 : Résultats au test de mathématiques de 9^e année de l'OQRE

	Version théorique du test		Version appliquée du test	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Fraction des femmes et des hommes subissant cette version du test	73.1%	68.3%	26.9%	31.7%
<u>Répartition des notes (%) :</u>				
Niveau 1 (inférieur)	16.4%	15.2%	28.3%	26.6%
Niveau 2	21.8%	21.0%	46.4%	45.9%
Niveau 3	57.1%	58.9%	25.0%	27.1%
Niveau 4	4.7%	4.9%	0.3%	0.3%

Nota : Les résultats sont ceux du Test de mathématiques de 9^e année de 2002-2003 de l'OQRE. L'échantillon inclut 247 335 résultats valides pour les femmes et 251 755, pour les hommes.

Le tableau 3 illustre la répartition, selon le sexe, des résultats au test spécifique à l'école, pour les écoles administrées par les différents conseils scolaires. Pour simplifier les choses, nous classons les résultats de chaque école par fraction d'élèves ayant obtenu des résultats de niveau 3 ou 4. Dans l'ensemble des écoles secondaires de la province financées par des fonds publics, le pourcentage moyen d'hommes se classant au niveau 3 ou 4 est légèrement supérieur au pourcentage moyen de femmes se classant à ces niveaux (52,7 % contre 52,6 %). Dans la logique de quasi égalité entre les résultats des hommes et des femmes, ces dernières obtiennent des résultats supérieurs dans 49,1 % des écoles. Les résultats ne sont pas si différents entre les conseils, bien que les élèves de sexe masculin des écoles publiques de langue française obtiennent des résultats un peu moins bons que les élèves de sexe féminin, mais ces dernières obtiennent des notes supérieures dans environ 50 % de ces

écoles, Dans les écoles séparées de langue anglaise, les femmes n'obtiennent de meilleurs résultats que les hommes dans seulement 44,4 % des écoles.

Tableau 3 : Moyenne au niveau de l'école des résultats au Test de mathématiques de 9^e année par type de conseil scolaire

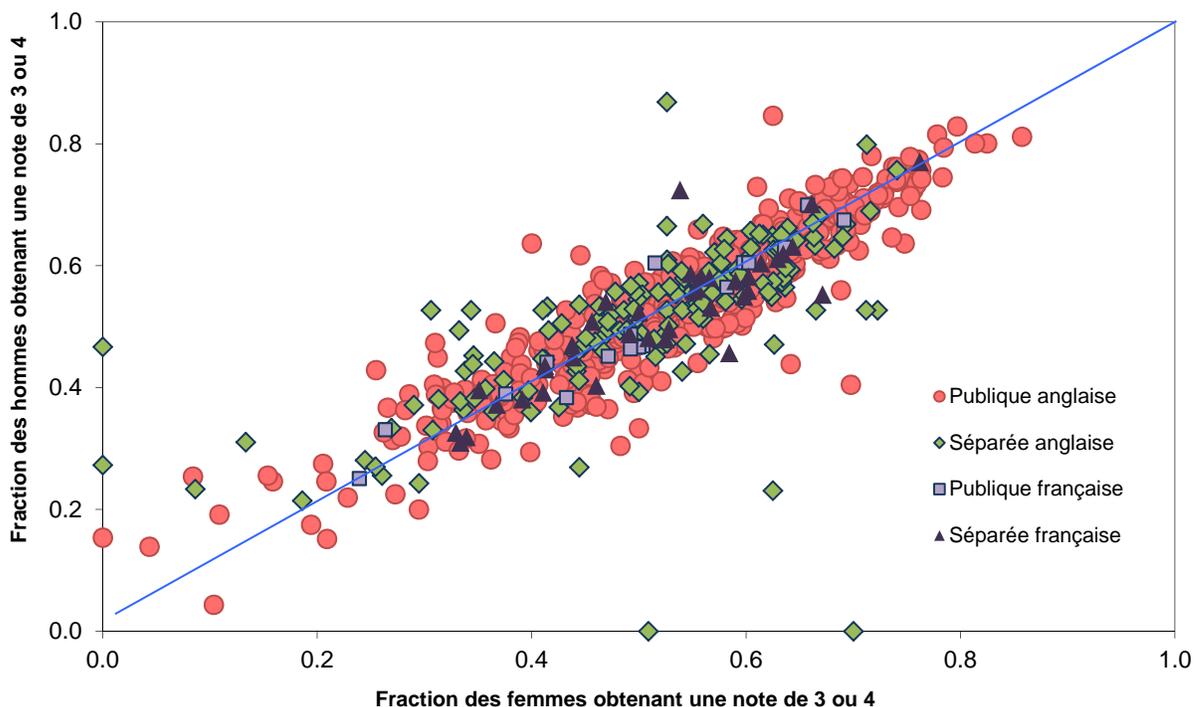
	Nombre d'écoles	Fraction moyenne de répondants ayant des résultats de niveau 3 ou 4			Différence : femmes-hommes	Pourcentage d'écoles où le taux des femmes est supérieur à celui des hommes
		Femmes	Hommes			
Toutes	698	52.6%	52.7%	-0.2%	49.1%	
Séparées anglaises	162	50.7%	51.5%	-0.8%	44.4%	
Publiques françaises	18	50.1%	48.1%	2.0%	50.0%	
Séparées françaises	39	55.2%	54.4%	0.8%	51.3%	

Nota : Les résultats spécifiques à une école sont fondés sur les résultats aux tests de mathématiques de 9^e année de l'OQRE administrés entre 1998 et 2004. La fraction moyenne obtenant des résultats de niveau 3 ou 4 n'est pas pondérée.

La figure 8 fournit d'autres renseignements sur la variation entre les écoles des résultats au test des élèves des deux sexes. Nous y montrons le pourcentage des élèves de sexe masculin de neuvième année dont les résultats au test de mathématiques de l'OQRE se situent au niveau 3 ou 4 et le pourcentage correspondant les élèves de sexe féminin. Comme le suggèrent les résultats du tableau 3, la plupart des points de la figure 7 sont regroupés près de la ligne à 45 degrés. Cela est vrai dans les écoles dont le rendement est relativement faible (où moins de 40 % des élèves atteignent le niveau 3 ou 4) et dans les écoles dont le rendement est élevé (où 60 % de la population étudiante obtient des résultats de niveau 3 ou 4). Si les résultats varient énormément d'une école à l'autre, les hommes et les femmes de la même école ont tendance à obtenir des notes similaires.

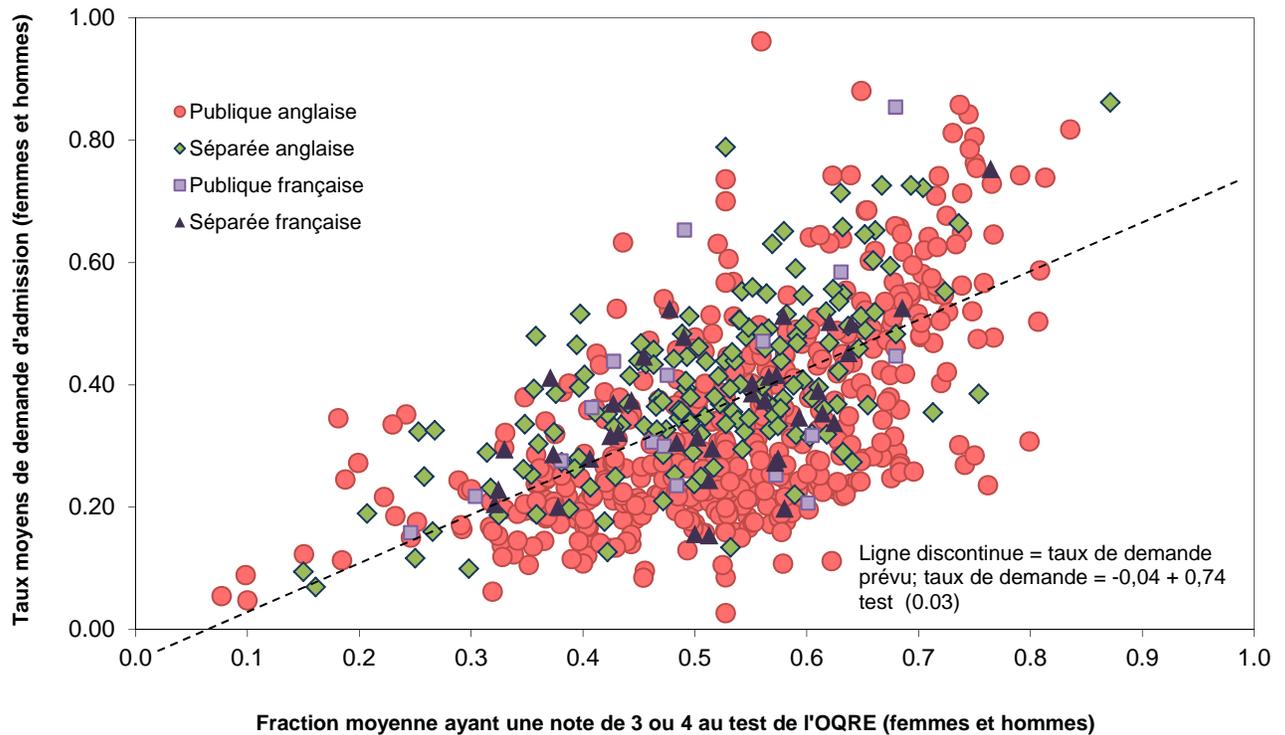
À titre d'exercice descriptif final, nous avons mis en rapport les notes moyennes au

Figure 8 : Fractions d'hommes et de femmes obtenant une note de 3 ou 4 au Test de mathématiques de 9^e année de l'OQRE, par école secondaire



Test de mathématiques de neuvième année de l'OQRE d'une école donnée et le taux de demande d'admission à l'université des élèves de cette école. La figure 9 illustre la relation pour tous les élèves (de sexe masculin et féminin). Chaque point de la figure représente une école secondaire financée par les fonds publics : l'axe des X montre la fraction moyenne d'hommes et de femmes qui obtiennent une note de 3 ou 4 aux tests de l'OQRE (entre 1998 et 2005), tandis que l'axe des Y montre la fraction de ceux et celles qui ont fait une demande d'admission à l'université (de 1994 à 2006). Aux fins de référence, nous montrons également le taux prévu de demande d'admission, selon un modèle de régression linéaire simple. On constate donc une relation fortement positive entre le rendement des élèves d'une école au test et le taux de demande à l'université. La pente de la relation prédite suggère qu'une augmentation de 10 points de pourcentage de la fraction d'élèves qui obtiennent une note dans les deux niveaux supérieurs au test de l'OQRE augmenterait le taux de demande d'environ 7,5 points de pourcentage. Nous croyons que le lien entre les taux de demande d'admission et des mesures plus générales du rendement (les notes obtenues dans les cours de la neuvième à la douzième année p. ex.) pourrait être encore plus étroit. Bien sûr, une interprétation causale de cette relation est difficile parce que les élèves des écoles obtenant les notes les plus élevées proviennent habituellement de familles plus riches dont les parents sont plus scolarisés, ce qui fait qu'ils peuvent être plus susceptibles de faire une demande d'admission à l'université peu importe leurs résultats au test de la neuvième année.

Figure 9 : Notes moyennes au Test de mathématiques de 9^e année et taux moyens de demande d'admission à l'université, par école secondaire



Analyse multivariable

Dans quelle mesure les données observées (comme les notes au test de la neuvième année) aident-elles à expliquer l'écart entre les taux de demande d'admission des deux sexes dans différentes écoles secondaires? Nous présentons dans cette section les résultats d'un ensemble de modèles de régression qui mettent en relation les taux de demande spécifiques à chacun des sexes (et la différence entre les taux des femmes et des hommes) et une gamme de caractéristiques mesurées de chaque école secondaire pour chaque année pour laquelle nous avons des données. Nous mettons l'accent sur trois groupes de caractéristiques mesurées : a) les caractéristiques de l'école – type de conseil scolaire, milieu rural ou urbain, inscription, distance du campus collégial ou universitaire le plus proche, etc.; b) les résultats moyens au test de mathématiques de la neuvième année des élèves de sexe masculin et féminin fréquentant l'école (dont la moyenne a été calculée pour la période de 2000 à 2003); c) les caractéristiques du quartier, provenant des recensements de 1991 à 2006, et interpolées pour les années intercensitaires. Notre modèle inclut de plus des variables fictives annuelles qui saisissent tous les changements de la variable dépendante qui ne sont pas pris en compte par les autres variables explicatives du modèle. Ces effets de l'année sont importants parce qu'ils rendent compte de tout facteur d'envergure provinciale tels que les niveaux des droits de scolarité et le

changement des conditions économiques moyennes qui touchent également les élèves de toutes les écoles²².

Le tableau 4a fait état des coefficients (et erreurs-types estimées) des caractéristiques au niveau de l'école et des élèves des trois modèles²³. En débutant par les caractéristiques de l'école, les trois premiers rangs montrent les différences entre les taux de demande liées aux écoles séparées de langue anglaise, aux écoles publiques de langue française et aux écoles séparées de langue française toutes mesurées relativement aux écoles publiques de langue anglaise qui constituent le « groupe de base » de nos modèles. Lorsque l'on tient compte des autres facteurs, les taux de demande des élèves de sexe féminin des écoles séparées sont supérieurs d'environ 2 points de pourcentage à ceux des écoles publiques, tandis que les taux de demande des élèves de sexe masculin sont plus élevés d'environ 0,6 points de pourcentage. De façon nette, l'écart entre les sexes est donc plus important dans les écoles séparées (d'environ 2,2 points de pourcentage), après neutralisation des effets des autres facteurs. Il est intéressant de constater qu'il s'agit ici d'une différence juste un peu plus petite que la différence non corrigée de l'écart entre les sexes dans les écoles publiques et séparées (voir le tableau 1). Les taux de demande des hommes des écoles francophones sont également inférieurs à ceux des écoles secondaires publiques; encore une fois, ces différences corrigées ne sont pas éloignées des différences non corrigées documentées au tableau 1.

Tableau 4a : Coefficients des modèles estimés applicables aux taux de demande des élèves de sexe féminin et de sexe masculin, et différence entre ces taux

Variable dépendante	Taux de demande des femmes	Taux de demande des hommes	Taux de demande des femmes-hommes
	(1)	(2)	(3)
<u>Caractéristiques de l'école :</u>			
École séparée de langue anglaise	2.18 (0.68)	0.56 (0.62)	2.21 (0.40)
École publique de langue française	-1.19 (2.17)	-2.30 (1.94)	0.92 (1.17)
École séparée de langue française	-0.60 (1.09)	-2.94 (1.03)	2.38 (0.75)
En milieu rural	-4.91 (1.06)	-5.50 (1.07)	0.88 (0.50)
École dont l'effectif est peu nombreux	-4.13 (1.22)	-0.81 (1.33)	-2.92 (0.78)

²² Dans l'analyse de régression, nous regroupons les erreurs-types au niveau de la RTA qui constitue notre niveau le plus élevé d'agrégation (mesures du recensement).

²³ Les modèles sont ajustés pour des échantillons légèrement différents : par conséquent, les coefficients du modèle d'écart entre les sexes n'égalent pas exactement les coefficients correspondants du modèle pour les femmes et du modèle pour les hommes

Variable dépendante	Taux de demande des femmes	Taux de demande des hommes	Taux de demande des femmes-hommes
Distance de l'université la plus proche (en centaine de km)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.00)
Distance du collège le plus proche (en centaine de km)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Part des répondants au test théorique ayant note élevée de l'OQRE (niveau 3/4)	25.81 (3.53)	25.49 (3.59)	0.99 (1.83)
Part des répondants au test appliqué de math. ayant note élevée de l'OQRE (niveau 3/4)	-1.01 (3.91)	0.33 (4.05)	-1.38 (2.11)
Part des répondants au test théorique de mathématiques	61.17 (3.73)	60.37 (3.57)	2.76 (1.96)
Données sur le test de l'OQRE manquantes	-0.63 (3.60)	-0.05 (3.35)	-1.04 (1.37)
R-carré	0.584	0.618	0.052
Contrôles additionnels	Année et recensement	Année et recensement	Année et recensement
Moyenne de la variable dépendante (portion des demandes)	41.66	30.26	11.46
Écart type	(18.78)	(17.91)	(10.16)
Nombre d'observations	9,555	9,490	9,430

Nota : Le tableau montre les coefficients de régression (et des erreurs-types) de modèles ajustés au pourcentage estimé de la cohorte d'une école secondaire donnée qui fait une demande d'admission à l'université. La construction des taux de demande d'admission est discutée dans le texte. Les données sont celles des cohortes qui ont fait leur 10^e année entre 1991 et 2004. Tous les modèles incluent des effets d'années non limités et des mesures du quartier provenant de recensements (présentées au tableau 4b).

Le prochain ensemble de coefficients du tableau 4a montre que les écoles des régions rurales et les écoles de petite taille affichent des taux de demande inférieurs tant pour les femmes que pour les hommes. L'effet des écoles rurales est semblable pour les deux sexes, alors que l'effet des écoles de petite taille est de plus grande envergure (plus négatif) dans le cas des femmes. Les mesures de la distance entre l'école et les collèges et universités les plus proches semblent ne pas avoir un effet significatif ou important sur les taux de demande d'admission.

Enfin, nous examinons les répercussions d'un rendement scolaire élevé en neuvième année (tel que mesuré par le Test de mathématiques de l'OQRE) sur les taux de demande des cohortes 3 ou 4 ans plus tard. Nous distinguons dans le tableau 4a entre deux groupes d'élèves : ceux qui subissent le test de la filière théorique et ceux qui subissent le test de la filière appliquée en neuvième année. Nous contrôlons également directement la portion des élèves inscrits comme répondants au test théorique en mathématiques. Cette portion a une très forte incidence sur les taux de demande : les estimations de coefficient laissent supposer qu'une augmentation de

10 points de pourcentage de la fraction d'élèves de la filière théorique hausserait d'environ 6 points de pourcentage les taux de demande d'admission à l'université. Cet effet très important suggère que même lorsque mesuré grossièrement, le choix précoce d'une filière a un effet puissant sur les taux de demande, bien qu'il convienne de noter que l'effet peut surestimer l'effet « causal » réel d'orienter les élèves vers la filière théorique puisque ce choix peut être corrélé à d'autres facteurs (comme le niveau de scolarité des parents) qui prédisent le comportement à l'égard de la demande d'admission à l'université.

Une autre indication de la force des effets de filière est que les taux de demande d'admission deux sexes sont fortement influencés par le pourcentage des élèves de la filière théorique obtenant des notes supérieures à la moyenne au test de l'OQRE, mais qu'ils ne sont pas affectés par le pourcentage d'élèves de la filière appliquée qui obtiennent de bonnes notes. Puisque le rendement des élèves de la filière appliquée n'a à peu près aucun effet sur les taux de demande, il semble que ce groupe soit peu susceptible de « faire la transition » vers l'autre filière et de présenter éventuellement une demande d'admission à l'université²⁴. En revanche, une amélioration du rendement des élèves de la filière théorique entraîne une augmentation importante des taux de demande. Ainsi, une augmentation de 10 points de pourcentage de la fraction d'élèves de la filière théorique qui obtiennent un note de 3 ou 4 au Test de mathématiques de l'OQRE est liée à des augmentations des taux de demande des élèves des deux sexes de 2,5 points de pourcentage. Il est intéressant de constater que les effets sur les taux des hommes et des femmes sont très similaires.

Nous avons également ajusté des modèles similaires où nous mettons en relation le taux de demande de chacun des sexes et les fractions du groupe de même sexe qui sont dans la filière théorique ainsi que les fractions du groupe de même sexe de chaque filière qui obtiennent une note de 3 ou 4 au test de l'OQRE. Les estimations des coefficients relatives aux variables critiques du test pour ces modèles figurent au tableau 5. Les estimations de coefficients des modèles propres à chaque sexe ne sont pas très différentes de celles du tableau 4a, bien que l'effet des notes plus élevées des répondants de la filière théorique soit légèrement atténué dans le cas des hommes et qu'il semble y avoir un effet modeste mais significatif d'élévation des notes des répondants au test appliqué. Ces résultats laissent entendre qu'il peut y avoir un faible nombre d'élèves de sexe masculin qui font la transition de la filière appliquée à la filière théorique pour éventuellement s'inscrire à l'université, mais pas d'élèves de sexe féminin.

²⁴ Le ministère de l'Éducation a apporté deux modifications au programme de mathématiques : 1) la création en 2006 d'un cours de transition permettant aux élèves de la filière appliquée en 9^e année de passer à la filière théorique en dixième année; 2) le curriculum de 2007 qui a permis aux élèves d'entrer au collège ou à l'université avec un cours appliqué de mathématiques appliqué en dixième année. Le suivi continu des cohortes plus récentes aidera à déterminer si cela a facilité la « transition » des élèves.

Tableau 5 : Coefficients d'un ensemble de mesures de rechange de l'OQRE

Variable dépendante	Taux de demande des femmes	Taux de demande des hommes	Taux de demande femmes-hommes
Moyenne de la variable dépendante	0.427	0.319	0.109
Écart type	(0.211)	(0.208)	(0.114)
	(1)	(1)	(1)
Part des répondants au test théorique obtenant une note élevée de l'OQRE, selon le sexe	24.77 (3.17)	19.33 (3.19)	4.61 (2.10)
Part des répondants au test appliqué obtenant une note élevée de l'OQRE, selon le sexe	0.75 (0.49)	5.00 (1.36)	-0.25 (0.06)
Part des répondants au test théorique selon le sexe	53.72 (3.93)	55.72 (4.21)	14.53 (2.83)
Données sur le test de l'OQRE manquantes	-3.75 (3.04)	-1.15 (3.02)	-1.84 (1.29)

Nota : Toutes les autres variables de contrôle sont restées les mêmes. Pour chaque colonne les mesures de l'OQRE diffèrent selon la variable dépendante. Dans le cas du taux de demande des femmes, les mesures de la note sont pour les femmes seulement. Dans le cas du taux des hommes, les mesures de la note ne visent que les hommes. Pour ce qui est du taux femmes-hommes, les notes reflètent la différence entre les mesures (femmes-hommes).

Le tableau 4b montre les coefficients des variables au niveau du quartier à partir des spécifications indiquées au tableau 4a. Généralement, ceux-ci illustrent les tendances attendues. Par exemple, les écoles des RTA comptant un pourcentage plus important de familles à revenu élevé, un pourcentage plus important d'adultes scolarisés et un faible pourcentage de familles monoparentales affichent des taux de demande d'admission élevés tant chez les femmes que chez les hommes. Par contre, les écoles situées dans des RTA ayant les caractéristiques opposées ont des taux de demande moindre. En général, les variables du quartier ont des effets similaires pour les hommes et pour les femmes, et donc peu d'effet net sur l'écart entre les taux de demande des deux sexes.

Tableau 4b : Coefficients de modèles estimés applicables aux taux de demande des élèves de sexe féminin et de sexe masculin, et différence entre ces taux

Variable dépendante	Taux de demande des femmes	Taux de demande des hommes	Taux de demande des femmes-hommes
	(1)	(2)	(3)
<u>Mesures fondées sur le recensement :</u>			
Tercile inférieur du groupe de revenu	-1.42 (0.70)	-0.52 (0.70)	-0.81 (0.38)
Tercile supérieur du groupe de revenu	2.43 (0.98)	1.28 (0.96)	1.11 (0.47)
Tercile supérieur de la part de la population de moins de 19 ans	-1.29 (0.76)	-1.48 (0.68)	0.15 (0.33)
Tercile inférieur de la part de la population de moins de 19 ans	-0.78 (0.79)	-0.19 (0.77)	-0.41 (0.36)
Tercile supérieur de la part des familles monoparentales	-1.01 (0.78)	0.09 (0.73)	-0.66 (0.44)
Tercile inférieur de la part des familles monoparentales	2.76 (0.90)	2.86 (0.91)	0.07 (0.39)
Tercile supérieur de la population ayant immigré après 1981	6.66 (0.92)	6.65 (0.93)	0.25 (0.43)
Tercile inférieur de la population ayant immigré après 1981	-2.44 (0.74)	-3.39 (0.68)	0.94 (0.43)
Tercile supérieur de la population ayant déménagé au cours des 5 dernières années	0.06 (0.66)	-0.46 (0.65)	0.49 (0.31)
Tercile inférieur de la population ayant déménagé au cours des 5 dernières années	1.77 (0.73)	1.99 (0.72)	-0.02 (0.35)
Tercile supérieur de la population des plus de 25 ans détenant un grade universitaire	4.73 (1.11)	5.95 (1.04)	-1.16 (0.47)
Tercile inférieur de la population des plus de 25 ans détenant un grade universitaire	-1.05 (0.72)	-1.30 (0.65)	0.48 (0.42)
Tercile supérieur – population catholique	0.88 (0.81)	0.22 (0.76)	0.58 (0.40)
Tercile inférieur – population catholique	2.09 (0.91)	2.07 (0.88)	0.03 (0.44)
Population totale	6.44 (18.80)	0.72 (16.55)	0.09 (10.19)
Contrôles additionnels	Année et école	Année et école	Année et école

Nota : Le tableau montre les coefficients de régression (et les erreurs-types) de modèles ajustés au pourcentage estimé de la cohorte d'une école secondaire donnée qui fait une demande d'admission à l'université. La construction des taux de demande d'admission est discutée dans le texte. Les données sont celles des cohortes qui ont fait leur 10^e année entre 1991 et 2004. Tous les modèles incluent des effets d'année non limités ainsi que des variables du niveau de l'école.

Enfin, bien que nous ne présentions par les estimations de coefficient, il est intéressant d'examiner les effets de l'année prévus par nos modèles et de les comparer aux effets de l'année des modèles qui excluent les autres variables explicatives. Cette comparaison nous permet de résumer facilement la fraction de la tendance des taux de demande des femmes et des hommes, ou de l'écart entre les taux de demande d'admission des deux sexes qui est expliqué par notre modèle. Fait intéressant, nous constatons que les tendances décelées dans différentes mesures recueillies sur les écoles et les quartiers expliquent en partie (quelque 20 %) les tendances à la hausse des taux de demande des femmes et des hommes durant notre période d'échantillonnage, mais pratiquement aucune des tendances de l'écart entre les

Discussion stratégique et conclusion

À l'instar des analyses portant sur le Canada et d'autres pays, nous montrons l'existence d'un écart entre les sexes pour ce qui est du niveau de scolarisation postsecondaire en Ontario et que cet écart s'accroît. Au début des années 1990, l'écart entre les taux de demande d'admission à l'université étaient d'environ 9 %. Il atteint aujourd'hui approximativement 13 %. La majeure partie de cet écart est attribuable à la croissance plus rapide du nombre de demandes présentées par des femmes que de celui des hommes. Les explications de cette croissance sont par contre moins claires.

Durant les années 1990 et 2000, dans l'ensemble du système universitaire ontarien, le pourcentage de femmes inscrites à l'université a augmenté plus modestement que le pourcentage d'hommes, d'environ 57 à 58 %. Les préférences des femmes en matière de disciplines universitaires (arts, sciences, etc.) sont restées relativement constantes au fil des ans, les programmes d'arts recevant la majeure partie des demandes d'admission présentées par les femmes. Les préférences des hommes en matière de disciplines universitaires ont été plus variées au cours de cette même période et leur intérêt pour le commerce a augmenté alors que celui pour les sciences a diminué.

Notre analyse de niveau de l'école secondaire nous permet plusieurs constatations intéressantes. Dans l'ensemble, les caractéristiques de l'école et du quartier expliquent une petite proportion de l'élargissement de l'écart entre les taux de demande d'admission à l'université des deux sexes. L'analyse suggère cependant que le choix d'une filière particulière et le rendement en neuvième année constituent des facteurs importants dans la détermination des taux de demande et pour expliquer l'écart entre les sexes. D'autres études et des données plus détaillées sur cet aspect sont nécessaires.

Ce rapport est le résultat d'une étude initiale de l'écart entre la participation des deux sexes aux études postsecondaires en Ontario. À l'aide de données plus détaillées au niveau de l'école secondaire, une enquête plus élaborée sur les choix faits par les étudiants ainsi que sur les causes possibles de l'écart entre les sexes au chapitre des études postsecondaires peut être réalisée.

Bibliographie

BOOTHBY, D., et T. DREWES (2010). *The Payoff: Returns to University, College and Trades Education in Canada, 1980 to 2005*, C.D. Howe Institute e-brief

BUCHMANN, C., T. DIPRETE et A. MCDANIEL (2008). « Gender Inequalities in Education », *Annual Review of Sociology*, vol. 34, p. 319-37.

CONSEIL CANADIEN SUR L'APPRENTISSAGE (2006). *L'enseignement postsecondaire au Canada*, Conseil canadien sur l'apprentissage, Ottawa, Ontario.

CARD, D., et T. LEMIEUX (1999). « Adapting to Circumstances: The Evolution of Work, School, and Living Arrangements Among North American Youth », dans Blanchflower, D., et R. Freeman (éd.), *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, p. 171-217, Chicago, University of Chicago Press.

CHRISTOFIDES, L., M. HOY et L. YANG (2010). « Participation in Canadian Universities: The Gender Imbalance (1977-2005) », *Economics of Education Review*, vol. 29, n° 3, p. 400-410.

DOOLEY, M., A. PAYNE et L. ROBB (2010). *Merit Aid and the Distribution of Entering Students Across Ontario Universities*, miméographie, Université McMaster.

FRENETTE, M., et K. ZEMAN (2007). « Pourquoi la plupart des étudiants universitaires sont-ils des femmes? Analyse fondée sur le rendement scolaire, les méthodes de travail et l'influence des parents », *Document de recherche de la Direction des études analytiques*, Statistique Canada, numéro au catalogue 11F0019MIF – numéro 303.

JACOB, B. A. (2002). « Where the boys aren't: noncognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education », *Economics of Education Review*, vol. 21, p. 589-98.

LEMIEUX, T., et D. CARD (2001). « Education, Earnings, and the Canadian G.I. Bill », *Revue canadienne d'économique*, vol. 34, p. 313-344.

OCDE (2004). *Learning for Tomorrow's World: First Results from PISA 2003*, OCDE, Paris.

MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION ET DE LA FORMATION DE L'ONTARIO (1995). *New foundations for Ontario Education*, le Ministère, Toronto.

COMMISSION ROYALE SUR L'ÉDUCATION (1994). *Pour l'amour d'apprendre : rapport de la Commission royale sur l'éducation*, la Commission, Toronto.

Annexe

Tableau 1 : Disciplines de chaque catégorie de programme

Arts	Lettres et sciences humaines Sciences sociales Beaux-arts et arts appliquées
Sciences	Sciences Éducation physique, santé et loisirs
Commerce	Commerce Gestion et administration des affaires
Génie	Génie et sciences appliquées
Autres	Agriculture Architecture Éducation Études de l'environnement Foresterie Économie domestique Journalisme Architecture du paysage Musique Soins infirmiers Optométrie Pharmacie Médecine de réadaptation Travail social Médecine vétérinaire Autre administration Autres grades Année préliminaire Mathématiques

Tableau 2 : Statistiques sommaires sur les mesures des écoles et des recensements

nom var	Mesures au niveau de l'école	Explication de la mesure	Moyenne	Écart type	
private	École privée	=1 si école privée	0,08	(0,27)	
encath	École séparée (catholique) de langue anglaise	=1 si école séparée de langue anglaise	0,22	(0,41)	
frpub	École publique de langue française	=1 si école publique de langue française	0,02	(0,15)	
frcath	École séparée (catholique) de langue française	=1 si école séparée de langue française	0,05	(0,22)	
rural	En milieu rural	=1 si code postal de l'école correspond à une région rurale	0,30	(0,46)	
lowenr	École à faible effectif	=1 si l'effectif total de l'école correspond au 10 % inférieur selon le type d'école	0,07	(0,25)	
uni_dist	Distance de l'université la plus proche	Distance minimale jusqu'à l'université la plus proche (en km)	37,09	(59,45)	
cg_dist	Distance du collège le plus proche	Distance minimale jusqu'au collège le plus proche (en km)	16,58	(25,44)	
eqaohi_all	Part des répondants ayant obtenu une note élevée de l'OQRE (niveau 3 ou 4)	Nombre de répondants au test dont la note est 3 ou 4/nombre de répondants	53,08	(12,16)	
eqaohi_ac	Part des répondants au test théorique de mathématiques ayant obtenu une note élevée de l'OQRE (niveau 3 ou 4)	Nombre de répondants au test théorique dont la note est 3 ou 4 /nombre de répondants au test théorique	0,63	(0,12)	
eqao_ac	Part des répondants au test théorique de mathématiques	Nombre de répondants au test théorique/nombre total de répondants	0,71	(0,11)	
eqao_mi	Données du test de l'OQRE manquantes	L'école n'a pas de notes pour les tests de l'OQRE (toutes les écoles privées, certaines écoles publiques)	0,10	(0,30)	
Mesures des recensements (333 RTA uniques)		Explication de la mesure	Moyenne	Écart type	Limite moyenne du tercile
pop_tot	Population totale	Population totale de la RTA divisée par 1 000 000	0,03	(0,02)	
lowinc	Tercile inférieur du groupe de revenu	=1 si revenu moyen des ménages de la RTA se situe dans le tercile inférieur des	0,34	(0,47)	\$54 714
hiinc	Tercile supérieur du groupe de revenu	=1 si revenu moyen des ménages de la RTA se situe dans le tercile supérieur	0,30	(0,46)	\$70 128
hi_p19	Tercile supérieur de la part de la population de moins de 19 ans	=1 si part de la population de la RTA âgée de 19 ans ou moins se situe dans le tercile supérieur	0,36	(0,48)	28,07%
low_p19	Tercile inférieur de la part de la population de moins de 19 ans	=1 si part de la population de la RTA âgée de 19 ans ou moins se situe dans le tercile inférieur	0,27	(0,44)	24,43%
hi_f1p	Tercile supérieur de la part des familles monoparentales	=1 si part des familles monoparentales de la RTA se situe dans le tercile	0,28	(0,45)	16,19%
low_f1p	Tercile inférieur de la part des familles monoparentales	=1 si part des familles monoparentales de la RTA se situe dans le tercile	0,40	(0,49)	11,96%
hi_i81p	Tercile supérieur de la population ayant immigré après 1981	=1 si part de la population ayant immigré au Canada après 1985 se situe dans le tercile supérieur	0,28	(0,45)	12,00%
low_i81p	Tercile inférieur de la population ayant immigré après 1981	=1 si part de la population ayant immigré au Canada après 1985 se situe dans le tercile inférieur	0,45	(0,50)	3,96%
hi_move	Tercile supérieur de la population ayant déménagé au cours des 5 dernières années	=1 si part de la population ayant déménagé dans la RMR de la région se situe dans le tercile supérieur	0,32	(0,46)	22,08%
low_move	Tercile inférieur de la population ayant déménagé au cours des 5 dernières années	=1 si part de la population ayant déménagé dans la RMR de la région se situe dans le tercile inférieur	0,32	(0,47)	16,85%
hi_uni	Tercile supérieur de la population des plus de 25 ans détenant un grade universitaire ou supérieur	=1 si part de la population détenant un grade universitaire ou supérieur se situe dans le tercile supérieur	0,30	(0,46)	23,83%
low_uni	Tercile inférieur de la population des plus de 25 ans détenant un grade universitaire ou supérieur	=1 si part de la population ayant un grade universitaire ou supérieur se situe dans le tercile inférieur	0,39	(0,49)	14,05%
hi_cath	Tercile supérieur – population catholique	=1 si en 2001 la part catholique de la population se situe dans le tercile	0,34	(0,47)	39,11%
low_cath	Tercile inférieur – population catholique	=1 si en 2001 la part catholique de la population se situe dans le tercile inférieur	0,37	(0,48)	28,40%

Nota : Les limites des terciles ont été calculées séparément pour chaque année – la fourchette des limites représente la limite moyenne du maximum du tercile inférieur et du minimum du tercile supérieur.

