



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 243

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-79176-2

## Document de recherche

**Direction des études analytiques  
documents de recherche**

# **Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990?**

par Marie Drolet

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
24<sup>e</sup> étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136

*Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.*



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

**Canada**

# **Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990?**

**par**

**Marie Drolet**

**11F0019MIF N° 243  
ISSN : 1205-9161  
ISBN : 0-662-79176-2**

Analyse des entreprises et du marché du travail  
24<sup>e</sup> étage, Immeuble R.H.Coats, Ottawa, ON K1A 0T6  
Statistique Canada

**Comment obtenir d'autres renseignements:**  
Service national de renseignements: 1 800 263-1136  
Renseignements par courriel : [infostats@statcan.ca](mailto:infostats@statcan.ca)

**Février 2005**

Ce document représente les vues des auteurs et ne reflète pas forcément les opinions de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

*Also available in English*

## **Table des matières**

I. Introduction.....	5
II. Revue des ouvrages publiés .....	6
III. Données et définitions.....	7
III.1 Les données.....	7
III.2 Définitions.....	9
IV. Analyse descriptive.....	12
IV.1 Tendances générales des taux de participation .....	12
IV.2 Taux de participation selon le revenu des parents .....	13
IV.3 Taux de participation selon le niveau de scolarité des parents .....	17
IV.4 Taux de participation selon le type de famille .....	19
IV.5 Taux de participation selon la région .....	20
V. Analyse multidimensionnelle .....	20
V.1 Spécification des modèles .....	20
V.2 Résultats de l'analyse multidimensionnelle.....	23
VI. Discussion des résultats .....	26
VI.1 Comment ces résultats se comparent-ils à ceux d'autres travaux de recherche? .....	26
VI.2. Autres considérations.....	28
VII. Conclusion.....	29
Bibliographie.....	50

## **Résumé**

Le présent document porte sur la mesure dans laquelle le lien entre la participation aux études postsecondaires et la situation familiale, soit le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents, a évolué entre 1993 et 2001. Les résultats confirment une tendance de longue date selon laquelle les taux de participation aux études universitaires sont les plus élevés chez les jeunes de familles à revenu élevé et dont les parents sont très instruits. Rien n'indique que ce lien entre la participation aux études universitaires et la situation familiale a évolué au cours de la période de 1993 à 2001. Bien que le taux de participation aux études universitaires augmente généralement au fur et à mesure que le revenu de la famille augmente, il y a peu de différence entre les taux de participation des jeunes de familles à revenu modeste (moins de 75 000 \$) et ceux des jeunes de familles à faible revenu. Dans l'ensemble, la corrélation entre la participation aux études universitaires et le revenu de la famille a très peu varié entre 1993 et 2001. En outre, lorsque nous tenons compte à la fois du niveau de scolarité des parents et du revenu des parents, nous constatons que les taux de participation aux études universitaires sont associés plus fortement au niveau de scolarité des parents qu'à leur revenu. Nous examinons dans le présent document les lacunes statistiques significatives et en arrivons à la conclusion qu'elles n'ont pas de répercussions importantes sur nos conclusions au sujet du lien entre les études postsecondaires et la situation familiale au cours de la période allant de 1993 à 2001.

**Mots-clés :** taux de participation aux études universitaires, situation familiale

## **I. Introduction**

Selon l'Enquête sur les approches en matière de planification des études de 2002, plus de 80 % des enfants canadiens avaient des parents qui souhaitent que leurs enfants poursuivent des études postsecondaires<sup>1</sup>. Pour l'individu, il y a un lien entre les études supérieures et les succès sur le marché du travail sous forme de revenu plus élevé et de meilleures perspectives de carrière. Pour la société, une main-d'œuvre hautement qualifiée joue un rôle important dans l'atteinte des objectifs socialement souhaitables liés à l'égalité des chances, à l'inclusion sociale et à la promotion de la citoyenneté. Pour l'économie, une main-d'œuvre qualifiée favorise l'innovation et améliore la compétitivité du Canada sur un marché mondial en expansion constante.

Les mesures prises dernièrement par les administrations publiques dans le domaine des études postsecondaires visent à procurer les mêmes avantages. Dans le cadre de sa promesse d'investir dans les Canadiens et les Canadiennes, le gouvernement fédéral s'est engagé à accroître l'accès aux études postsecondaires en adoptant des dispositions législatives destinées à aider les familles à faible revenu à financer les études postsecondaires de leurs enfants (Canada 2004). Le gouvernement de l'Ontario a annoncé récemment qu'une étude exhaustive de la structure et du financement de l'éducation postsecondaire en Ontario sera entreprise dans le but de garantir un système de qualité, accessible et abordable (ministère de l'Éducation de l'Ontario, 2004).

Les coûts associés aux études postsecondaires peuvent empêcher à tous d'y avoir accès. En premier lieu, on a assisté à d'importantes augmentations des frais de scolarité durant les années 1990 : à l'automne de 2000, les frais de scolarité des étudiants de premier cycle en arts au Canada s'élevaient en moyenne à 3 456 \$ (en dollars constants de 2001) par rapport à 1 866 \$ en 1990-1991 (Corak, Lipps et Zhao, 2003)<sup>2</sup>. En deuxième lieu, l'incapacité des parents d'épargner suffisamment peut limiter l'accès aux études supérieures : en 1999, moins d'un cinquième des familles ayant un revenu inférieur à 30 000 \$ épargnaient pour les études postsecondaires de leurs enfants, comparativement à environ les deux tiers des familles ayant un revenu supérieur à 80 000 \$ (Statistique Canada, 2001). En troisième lieu, le *montant* épargné par les parents pour les études postsecondaires est considérablement inférieur au coût moyen total de la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire estimé actuellement : la valeur médiane de l'épargne-études déclarée en 1999 pour tous les enfants de 18 ans ou moins était 3 000 \$ (Statistique Canada, 2001), tandis qu'une année à l'université coûte généralement environ 10 000 \$ dans le cas d'un jeune habitant à la maison (y compris les frais de scolarité, les livres et d'autres dépenses) et 5 000 \$ de plus s'il fréquente un établissement dans une autre localité (Finnie, 2002). En quatrième lieu, les niveaux d'emprunt et le fardeau de la dette des étudiants ont augmenté durant les années 1980 et 1990. Durant les années 1990, environ 40 % des étudiants avaient un prêt étudiant au moment d'obtenir leur baccalauréat; toutefois, leur dette est passée d'environ 10 000 \$ en 1990 à environ 14 000 \$ en 1995 (Finnie, 2002). En cinquième lieu, bien que la plupart des parents s'attendent à ce que leurs enfants travaillent et épargnent pour aider à financer leurs études postsecondaires, bon nombre de

---

1. Shipley, Ouelette et Cartwright (2003), tableau A-3.

2. Voir la figure 2 dans Corak, Lipps et Zhao (2003).

jeunes doivent avoir recours à des ressources financières à l'extérieur de la famille (ils obtiennent des prêts ou reçoivent des subventions, des bourses de perfectionnement ou des bourses d'études)<sup>3</sup>.

Il n'est donc pas étonnant que l'accès aux études postsecondaires demeure une importante question stratégique. Ce document présente les conclusions d'une étude empirique de la participation aux études postsecondaires, et plus particulièrement aux études universitaires, pour la période de 1993 à 2001. L'auteur utilise les données tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu pour mettre à jour les résultats de plusieurs autres études (à savoir, Corak, Lipps, Zhao (2003) et Finnie, Laporte et Lascelles (2004)) et en élargir la portée. Le présent document vise trois objectifs. En premier lieu, il fournit une analyse descriptive de l'accès aux études postsecondaires selon le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents. En deuxième lieu, il traite de la question de savoir si l'effet du revenu des parents et du niveau de scolarité des parents s'est accentué durant la période de 1993 à 2001. En troisième lieu, il expose les lacunes statistiques significatives et résout des dilemmes posés par les études antérieures.

Les résultats confirment une tendance à long terme selon laquelle les taux de participation aux études universitaires sont les plus élevés chez les jeunes provenant de familles à revenu élevé et dont les parents sont très instruits. Rien n'indique que ce lien entre la participation aux études universitaires et la situation familiale a évolué au cours de la période de 1993 à 2001. Bien que les taux de participation aux études universitaires augmentent généralement au fur et à mesure que le revenu de la famille augmente, il y a peu de différence entre les taux de participation des jeunes de familles à revenu modeste (moins de 75 000 \$) et de ceux des jeunes de familles à faible revenu. Dans l'ensemble, la corrélation entre la participation aux études universitaires et le revenu de la famille a très peu varié entre 1993 et 2001. En outre, lorsque nous tenons compte à la fois du niveau de scolarité des parents et du revenu des parents, nous constatons que les taux d'inscription à l'université sont associés plus fortement aux niveaux de scolarité des parents qu'à leur revenu. Nous examinons dans le présent document les lacunes statistiques significatives et en arrivons à la conclusion que ces lacunes n'ont pas de répercussions importantes sur nos conclusions au sujet du lien entre les études postsecondaires et la situation familiale au cours de la période allant de 1993 à 2001.

## ***II. Revue des ouvrages publiés***

Une série d'ouvrages publiés récemment montrent l'importance que revêt la question de l'accès aux études postsecondaires. Plusieurs conclusions intéressantes se dégagent de ces ouvrages.

En premier lieu, on observe une tendance à long terme selon laquelle les personnes membres de familles à revenu élevé sont plus susceptibles de fréquenter l'université que celles membres de familles à faible revenu. Zhao et de Broucker (2001) utilisent les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1998 pour montrer que le taux d'inscription à l'université était de 2,5 fois plus élevé chez les jeunes de familles se situant dans le quartile supérieur de la répartition

---

3. Dans le cas de 90 % des 2 millions d'enfants canadiens de 13 à 18 ans, les parents s'attendaient à ce qu'ils aident à financer leurs études postsecondaires, dans le cas de 29 %, à ce qu'ils reçoivent des bourses d'études ou des subventions, dans le cas de 30 %, à ce qu'ils aient recours aux prêts gouvernementaux aux étudiants et dans le cas de 11 %, à ce qu'ils obtiennent des prêts remboursables d'une d'institution financière, de membres de la famille ou d'amis. (Shipley, Ouelette et Cartwright (2003), tableau A-13.)

du revenu que chez ceux de familles se situant dans le quartile inférieur. Corak, Lipps et Zhao (2003) (ci-après appelés CLZ) utilisent les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1979 à 1997 et concluent que les personnes membres de familles à revenu élevé sont beaucoup plus susceptibles de poursuivre des études universitaires.

En deuxième lieu, même si les personnes membres de familles à revenu élevé sont plus susceptibles de fréquenter un établissement d'enseignement supérieur, les chercheurs ont documenté une convergence des taux relatifs de participation aux études postsecondaires des enfants de familles à revenu élevé et des enfants de familles à faible revenu. En se fondant sur les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1975 à 1993, Christofides, Cirello et Hoy (2001) montrent qu'en 1975 les enfants de familles à revenu élevé (c.-à-d. se situant dans le quintile supérieur de la répartition du revenu) étaient trois fois plus susceptibles de fréquenter un établissement d'enseignement supérieur que les enfants de familles à faible revenu (c.-à-d. se situant dans le quintile inférieur de la répartition du revenu) mais qu'en 1993, ce facteur n'était plus que de 1,6. CLZ (2003) font une mise à jour de Christofides, Cirello et Hoy (2001) jusqu'en 1997 et concluent que l'écart en matière de participation aux études supérieures entre les étudiants provenant des familles au revenu le plus élevé et de ceux provenant des familles au revenu le plus faible s'est en fait rétréci, principalement en raison de faibles augmentations des taux de participation des étudiants de ménages à faible revenu et de baisses des taux de participation des étudiants de familles au revenu moyen durant la période allant des années 1980 au milieu des années 1990.

En troisième lieu, plus le niveau de scolarité des parents est élevé, plus l'enfant est susceptible de poursuivre des études postsecondaires. Selon de Broucker et Underwood (1998), les parents très instruits jouent un rôle important pour ce qui est de motiver leurs enfants à poursuivre des études postsecondaires en créant un environnement qui encourage l'apprentissage. En se fondant sur les données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes de 1994, de Broucker et Lavallée (1998) montrent que la probabilité d'obtenir un diplôme ou un grade est la plus élevée chez les jeunes adultes dont les parents sont également titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires. Les conclusions de Finnie, Laporte et Lascelles (2004) (appelés ci-après FLL), appuient celles de Broucker et Lavallée (1998), mais FLL (2004) montrent également que le lien entre la participation aux études postsecondaires et le niveau de scolarité des parents est devenu plus étroit vers la fin des années 1990. En fait, les taux de participation ont augmenté chez les jeunes dont les parents étaient très instruits et ont augmenté moins ou même baissé chez les jeunes provenant de familles où les parents étaient moins instruits. Chose intéressante, l'écart entre les taux de participation selon le type de famille s'est rétréci durant les années 1990<sup>4</sup>.

### **III. Données et définitions**

#### **III.1 Les données**

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) est une enquête longitudinale par panel menée auprès des individus. Elle vise à mesurer les changements au niveau du bien-être économique des individus et à cerner les facteurs qui influent sur ces changements.

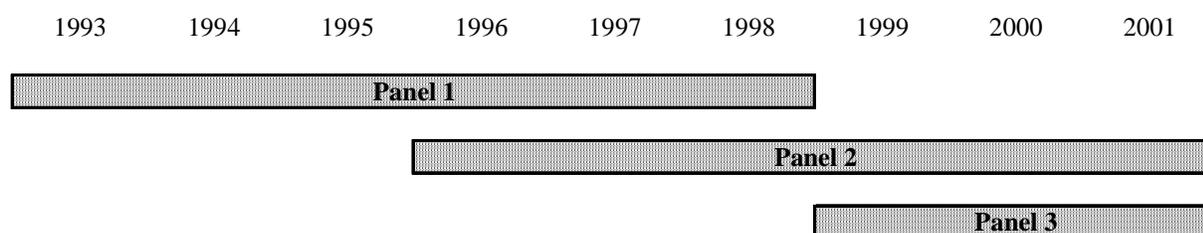
---

4. FLL (2004) n'ont pu examiner la convergence des taux de participation relatifs selon le revenu de la famille puisque ni l'ES ni l'EJET ne fournissent des données sur le revenu de la famille. Le revenu de la famille est considéré comme peu fiable lorsqu'il est déclaré par de jeunes personnes.

La population cible est celle des habitants des dix provinces au 31 décembre de l'année de référence, à l'exception des personnes vivant dans des réserves, des résidents d'établissements et des résidents des casernes militaires. Tous les membres du panel longitudinal et les personnes habitant dans leur ménage (cohabitants) font partie de l'échantillon transversal. La population transversale et les poids respectifs sont utilisés dans la plupart des tableaux de la présente étude.

L'échantillon de l'enquête est constitué de panels d'une durée de six ans chacun. Le panel 1 a été sélectionné le 31 décembre 1992, le panel 2, le 31 décembre 1995 et le panel 3, le 31 décembre 1998. Un nouveau panel est sélectionné tous les trois ans pour remplacer les panels sortants. Depuis l'introduction du deuxième panel en l'année de référence 1996, deux panels se chevauchent durant trois ans tel qu'il est indiqué à la figure 1.

Figure 1  
Panels chevauchants de l'EDTR



En utilisant les données transversales de l'EDTR, nous montrons à la figure 1 que les estimations calculées pour les années de référence 1993-1995 sont fondées sur les données tirées du panel 1. Celles calculées pour 1996-1998 sont fondées sur les données sur les personnes membres des panels 1 et 2, tandis que les estimations pour 1999-2001 sont fondées sur les données tirées des panels 2 et 3.

### *Échantillons analytiques*

Deux échantillons d'intérêt sont utilisés aux fins de la présente étude et présentés au tableau 1. Le premier comprend tous les répondants à l'EDTR de 18 à 24 ans qui ne fréquentaient plus l'école élémentaire ou secondaire durant l'année de référence<sup>5</sup>. Les répondants fréquentant encore l'école élémentaire ou secondaire exclus représentent environ 12 % à 15 % de l'échantillon. La taille de l'échantillon varie de 3 000 répondants lorsqu'on utilise le premier panel de données de 1993-1995 à entre 6 500 et 7 100 répondants lorsqu'on utilise les deux panels des années de référence 1996-2001. Cela correspond à une population pondérée de 2,3 à 2,5 millions de Canadiens de 18 à 24 ans ne fréquentant plus l'école secondaire ou élémentaire.

5. L'inclusion des personnes fréquentant l'école élémentaire ou secondaire en l'année de référence produira des taux d'inscription biaisés, tel qu'indiqué dans FLL (2004). Par exemple, si l'on considère ces personnes qui fréquentent encore l'école secondaire ou élémentaire comme des non-participants aux études postsecondaires, le taux de participation global sera biaisé par défaut, puisque certaines de ces personnes pourraient ultérieurement poursuivre une certaine formation postsecondaire.

Le deuxième échantillon comprend les répondants de l'EDTR de 18 à 24 ans qui ne fréquentaient plus l'école élémentaire ou secondaire ET ceux qui vivaient avec au moins un parent (biologique, par alliance, adoptif ou de famille d'accueil) durant l'année de référence<sup>6</sup>. Exclure les répondants qui ne vivaient pas avec au moins un parent durant l'année de référence équivaut à exclure environ 43 % à 49 % de l'échantillon de jeunes Canadiens de 18 à 24 ans<sup>7</sup>. La taille de l'échantillon varie d'environ 1 600 à 3 800 personnes selon l'année de référence et le nombre de panels répondants. Ce dernier échantillon correspond à entre 1,4 et 1,6 million de Canadiens de 18 à 24 ans qui ne fréquentaient plus l'école élémentaire ou secondaire et qui vivaient avec au moins un parent.

Les deux échantillons sont utilisés aux fins de l'analyse. Toutefois, l'échantillon analytique utilisé sera clairement défini au début de la section pertinente. Comme nous l'avons mentionné, l'EDTR est une enquête longitudinale. Par conséquent, bon nombre des jeunes faisant partie de l'échantillon seraient les mêmes en n'importe quelles deux années consécutives, certains atteignant leur majorité, c'est-à-dire 18 ans et d'autres atteignant 25 ans et quittant l'échantillon<sup>8</sup>.

### **III.2 Définitions**

#### ***Mesures de la participation aux études postsecondaires***

Dans la présente étude, nous examinons deux définitions de la participation. En premier lieu, conformément à CLZ (2003), nous définissons la participation aux études postsecondaires en combinant les données sur le plus haut niveau de scolarité atteint et sur la fréquentation actuelle d'un établissement d'enseignement. « Participation aux études universitaires » s'entend des jeunes de 18 à 24 ans qui ont obtenu un diplôme ou certificat universitaire ou qui sont inscrits à l'université actuellement. « Participation aux études collégiales » s'entend des jeunes qui ont obtenu un diplôme ou certificat d'un collège communautaire, d'un CÉGEP ou d'une école de métiers ou qui sont actuellement inscrits à un collège communautaire, un CÉGEP ou un programme de certificat ou de

- 
6. On examine les liens de parenté entre tous les membres du ménage. Dans cet échantillon, l'enfant est défini comme étant un jeune adulte de 18 à 24 ans qui est le fils ou la fille (biologique, par alliance, adopté ou en famille d'accueil) d'un autre membre du ménage. CLZ (2003) définissent l'enfant vivant dans une famille économique comme étant un jeune adulte de 18 à 24 ans qui est le fils ou la fille (naturel ou adopté), le petit-fils ou la petite-fille, l'enfant en famille d'accueil, le gendre ou la bru, le frère ou la sœur ou un autre parent du chef du ménage.
  7. On observe une légère tendance à la baisse de la proportion de jeunes n'habitant pas avec un parent durant les années de référence 1993-2001 (tableau 2).
  8. Cela a d'importantes répercussions sur le calcul des erreurs types. Les comparaisons d'une année à l'autre doivent tenir compte des liens de dépendance qui existent dans l'échantillon de l'EDTR : l'échantillon de 1996 comprend des répondants du premier cycle et du deuxième cycle et l'échantillon de 2001, des répondants du deuxième cycle et du troisième cycle.

Toutes les erreurs types présentées dans ce document sont calculées en utilisant des poids bootstrap. Les échantillons bootstrap sont coordonnés, c.-à-d. que chaque échantillon bootstrap est sélectionné au début d'un panel et est conservé pendant la durée de vie du panel. Comme les poids bootstrap sont sélectionnés de cette façon, toutes les variances et les covariances calculées en utilisant ces poids bootstrap tiennent compte de l'échantillon commun aux deux années. Autrement dit, les poids bootstrap tiennent compte des liens de dépendance qui existent dans l'échantillon de l'EDTR.

diplôme d'une école de métiers<sup>9</sup>. Cette taxonomie, qui fait une distinction entre la participation aux études universitaires et la participation aux études collégiales, accorde plus d'importance au plus haut niveau de scolarité atteint qu'à la fréquentation scolaire actuelle. Toute participation aux études postsecondaires est simplement la combinaison de la participation aux études universitaires et de la participation aux études collégiales.

La définition ci-dessus porte sur la participation aux études postsecondaires mais pas nécessairement sur l'accès à ces études. Selon les ouvrages publiés, il y aurait lieu de considérer la « poursuite » et l'« achèvement » des études comme mesures de la « persistance ». On entend généralement par « accès » la possibilité d'entreprendre des études postsecondaires. CLZ (2003) excluent les décrocheurs définis comme étant des jeunes qui s'étaient inscrits au collège ou à l'université mais qui n'ont pas achevé ces études ou qui ne fréquentent pas actuellement un collège ou une université.

On peut soutenir qu'il y a lieu d'inclure les décrocheurs puisque eux aussi ont eu accès aux études postsecondaires. Dans la présente étude, nous utilisons une définition additionnelle de la participation qui porte en outre sur la question de savoir si la personne a « déjà été inscrite » à l'université ou a « déjà été inscrite » au collège (y compris école de commerce, professionnelle ou de métiers). Cette approche est similaire en esprit à celle de FLL (2004).

### ***Revenu des parents***

Le revenu des parents est défini pour la population de jeunes vivant avec au moins un parent (échantillon 2 seulement)<sup>10</sup>. L'EDTR saisit le lien entre tous les membres du ménage. Pour chaque personne de 18 à 24 ans, nous avons tâché d'établir le lien de filiation ou l'appariement entre le parent (biologique, par alliance, adoptif ou de famille d'accueil) et l'enfant (biologique, par alliance, adopté ou en famille d'accueil). S'il existait un lien de filiation, le revenu du parent (mère ou père) a été attribué au jeune. Le revenu des parents est le revenu total (avant impôt) de toutes sources du

---

9. « Participation aux études collégiales » s'entend de la fréquentation d'une école professionnelle ou d'une école de métiers. On s'interroge sur la question de savoir s'il y a lieu de considérer la fréquentation d'une école professionnelle ou de métiers comme participation aux études collégiales. Une année de référence donnée, environ de 3 % à 5 % des jeunes de 18 à 24 ans fréquentent une école professionnelle ou de métiers. Cette petite population n'aura pas d'incidence significative sur les résultats globaux.

10. Certains répondants pouvaient entrer dans l'échantillon et en sortir selon qu'ils retournaient vivre à la résidence de leurs parents ou la quittaient. Les étudiants et leurs parents sont traités dans la documentation sur l'enquête de la manière suivante. Les étudiants sont considérés comme ayant déménagé s'ils ont passé au total moins de 30 jours au cours des 12 derniers mois dans le logement parental sélectionné ou si leurs parents considèrent qu'ils ont déménagé en permanence. Il faut retracer les étudiants jusqu'à leur nouveau ménage et ajouter tous nouveaux membres qui vivent maintenant avec eux. Les étudiants qui quittent le ménage de septembre à mai puis reviennent et y restent pendant plus de 30 jours sont considérés comme étant des membres du ménage de leurs parents et doivent être interviewés.

père et/ou de la mère (biologique, par alliance, adoptif ou de famille d'accueil) et il est mesuré en dollars constants de 2001 selon l'indice des prix à la consommation<sup>11</sup>.

### *Niveau de scolarité des parents*

Le niveau de scolarité des parents est saisi pour tous les jeunes de 18 à 24 ans, qu'ils habitent actuellement avec au moins un parent ou non<sup>12</sup>. Le concept du niveau de scolarité des parents est défini selon le plus haut niveau de scolarité atteint par l'un ou l'autre parent du répondant<sup>13</sup>. Nous avons ensuite établi quatre niveaux de scolarité des parents : « diplôme universitaire » pour les jeunes ayant au moins un parent titulaire d'un diplôme universitaire (y compris baccalauréat, maîtrise ou doctorat et grade professionnel), quel que soit le niveau de scolarité de l'autre parent; « diplôme collégial ou d'études postsecondaires » pour les jeunes ayant au moins un parent titulaire d'un diplôme ou certificat collégial (mais dont ni l'un ni l'autre parent n'a fait d'études universitaires); « diplôme d'études secondaires ou niveau moins élevé » pour les jeunes dont le plus haut niveau de scolarité des parents est un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur; et « ne sais pas » pour les jeunes pour lesquels le niveau de scolarité de l'un et l'autre parent est inconnu<sup>14</sup>.

### *Autres variables*

Nous avons inclus un ensemble de variables nominales représentant le type de famille pour les jeunes vivant encore avec au moins un parent. Nous utilisons l'expression « famille comptant un couple » dans le cas des jeunes qui habitent avec un couple marié ou un couple en union libre et « famille monoparentale » dans le cas des jeunes qui habitent avec une famille monoparentale dont

- 
11. Certains commentaires soutiendront qu'il y a lieu d'utiliser le revenu après impôt puisqu'il fournit une meilleure mesure du revenu disponible que le revenu avant impôt. Toutefois, aux fins de la présente étude, nous utilisons le concept du revenu avant impôt des parents et ce, pour trois raisons principales. En premier lieu, l'utilisation du revenu avant impôt rend les résultats de la présente étude comparables à ceux d'autres études récentes, à savoir, CLZ (2003). En deuxième lieu, rappelons que les liens entre les membres du ménage sont utilisés pour saisir les liens de filiation. Ce faisant, l'EDTR saisit le revenu avant impôt de l'autre membre du ménage (voir la note en bas de page n° 6). En troisième lieu, étant donné que la présente étude porte entre autres sur la variation des taux de participation selon le revenu des parents au fil du temps, le « revenu avant impôt » est un concept stable puisqu'il n'est pas touché par les modifications apportées au régime fiscal.
  12. L'EDTR saisit le niveau de scolarité des parents en obtenant ce renseignement du répondant initial. Si un jeune habite à la maison avec ses ou l'un de ses parents et le parent est le répondant initial, alors le parent répond pour l'enfant. En pareil cas, le parent répond à la question sur le niveau de scolarité des parents et déclare le niveau de scolarité qu'il a lui-même atteint. Si un jeune n'habite pas à la maison avec ses parents, alors le jeune répond à la question sur le niveau de scolarité des parents. Les jeunes qui n'habitent pas à la maison sont légèrement plus susceptibles de répondre « ne sais pas » à la question sur le niveau de scolarité des parents pour les années de référence 1993-1995 et 1999-2001, tandis qu'il n'y a pas de différence significative en ce qui concerne la variable niveau de scolarité des parents selon les modalités de logement des jeunes pour les années de référence 1996-1999.
  13. FLL (2004) déclare les résultats pour (1) le plus haut niveau de scolarité atteint par l'un ou l'autre parent, (2) le niveau de scolarité moyen des parents et (3) le cas où les parents ont le même niveau de scolarité.
  14. Le tableau 2 montre que la fraction de jeunes qui répondent « ne sais pas » à la question sur le niveau de scolarité de leurs parents n'a pas changé durant la période de 1993 à 2001.

le chef est une femme ou un homme<sup>15</sup>. D'autres variables incluent la région (provinces de l'Atlantique, Québec, Ontario, provinces des Prairies, Colombie-Britannique), l'âge, le sexe et l'interaction entre le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents.

Le tableau 2 comprend les statistiques descriptives des variables utilisées aux fins de l'analyse. L'une des tendances importantes qui se dégagent est l'augmentation évidente du niveau de scolarité des parents au cours de la période étudiée.

## **IV. Analyse descriptive<sup>16</sup>**

### **IV.1 Tendances générales des taux de participation<sup>17</sup>**

Échantillon analytique : tous les jeunes de 18 à 24 ans.

Les tendances des taux de participation aux études postsecondaires des hommes et des femmes de 18 à 24 ans sont conformes aux attentes (tableau 3).

Au cours de la période de 1993 à 2001, environ 3 Canadiens sur 5 de 18 à 24 ans et ne fréquentant plus l'école élémentaire ou secondaire ont poursuivi des études postsecondaires. Environ 1 jeune sur 3 a poursuivi des études collégiales tandis qu'un nombre inférieur, soit environ 1 jeune sur 4, a fréquenté l'université ou achevé ses études universitaires durant la période de référence. Un nombre légèrement plus élevé de jeunes, soit presque 2 sur 5, s'étaient inscrits à l'université à un moment donné durant leur carrière scolaire.

Les femmes ont continué d'afficher des taux de participation aux études postsecondaires plus élevés que les hommes tout au long de la période, principalement en raison de leurs taux de participation aux études universitaires plus élevés (d'environ 4 à 10 points)<sup>18</sup>. Fait intéressant, les estimations ponctuelles portent à croire que l'écart entre les hommes et les femmes sur plan de la participation aux études universitaires a commencé à s'accroître au cours de la période : les taux de participation des femmes étaient de 6,5 points plus élevés que ceux des hommes en 1996 et de 9,4 points plus

---

15. Les tailles des échantillons étaient trop petites pour nous permettre de procéder à une analyse distincte des familles monoparentales dont le chef est une femme et de celles dont le chef est un homme.

16. Sauf indication contraire, des poids transversaux ont été utilisés pour la plus grande partie de l'analyse dans cette section.

17. L'idéal serait de comparer les taux de participation à des points assez semblables du cycle économique. Toute variation observée du taux de participation représenterait un changement structurel et non une variation cyclique. Il n'est pas évident quels points de données comparer au cours de la période de 1993 à 2001 pour en arriver à cette conclusion. Toutes les années comprises entre 1993 et 2001 s'inscrivent dans la « période de redressement » où 1993 est « près du creux » et 2001 est « près du sommet ». Dans l'analyse présentée ici, certains résultats sont sensibles aux points dans le temps choisis. Dans la plupart des cas, la comparaison de 1996 et de 2001 est la plus appropriée puisque les échantillons sont grands et que les échantillons associés sont plus petits.

18. Les taux de participation aux études universitaires des femmes sont significativement plus élevés que ceux des hommes pour toutes les années au niveau de signification de 5 %, sauf pour 1998.

élevés en 2001. Toutefois, les erreurs types des estimations ponctuelles permettent de déterminer que l'écart entre les taux de participation aux études universitaires des hommes et des femmes n'a pas évolué de façon statistiquement significative au cours de la période.

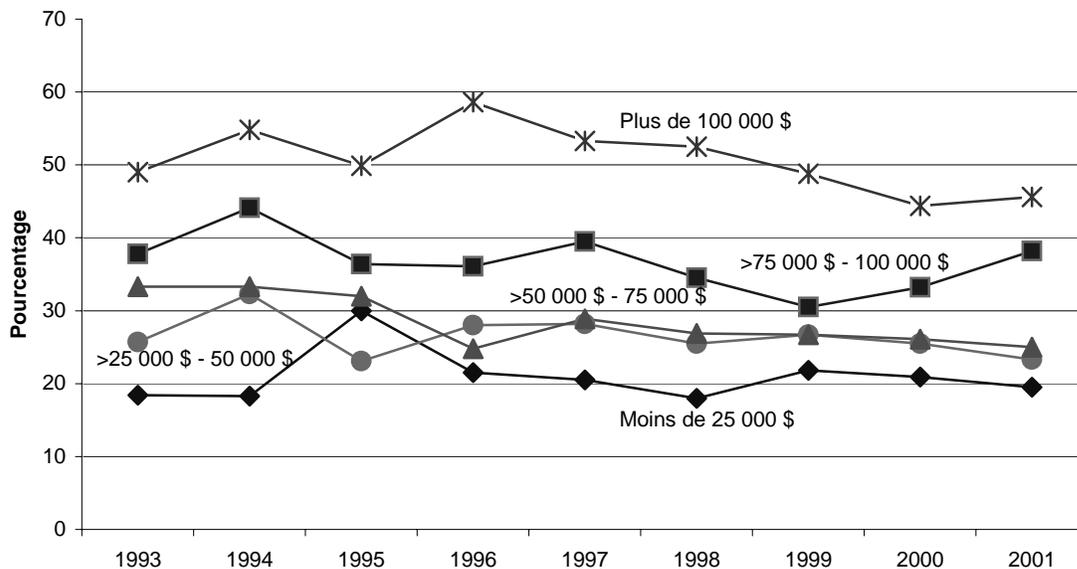
## IV.2 Taux de participation selon le revenu des parents

Échantillon analytique : tous les jeunes de 18 à 24 ans vivant avec au moins un parent.

### Participation aux études universitaires

La présente étude s'inscrit dans le prolongement de CLZ (2003) et comprend des données sur la période de 1993 à 2001. Le tableau 4 montre les tendances des taux de participation aux études postsecondaires selon de grandes catégories de revenu de la famille. Ces tendances sont présentées sous forme graphique à la figure 2. Cette partie de l'analyse ne porte que sur les jeunes vivant avec au moins un parent (biologique, par alliance, adoptif ou de famille d'accueil) en l'année de référence. Nous présentons un certain nombre de constatations intéressantes.

Figure 2 :  
Taux de participation aux études universitaires, 1993-2001



Premièrement, conformément aux résultats d'autres études, les personnes membres de familles à revenu élevé sont plus susceptibles de fréquenter une université que celles membres de familles à faible revenu<sup>19</sup>. Le taux de fréquentation d'une université est environ deux fois plus élevé pour les jeunes de familles à revenu élevé (plus de 100 000 \$) comparativement aux jeunes de familles à faible revenu (moins de 25 000 \$) tout au long de 1993 et de 2001<sup>20</sup>. Par exemple, en 2001, environ

19. On observe une tendance semblable dans le cas de la participation à « toutes études postsecondaires ». Cette tendance tient à des taux plus élevés de participation aux études universitaires selon les groupes de revenu.

20. Ces différences sont statistiquement significatives au niveau de 1 % pour toutes les années.

45,6 % des jeunes de familles à revenu élevé avaient achevé leurs études universitaires ou étaient inscrits à l'université, comparativement à 19,5 % des jeunes de familles à faible revenu<sup>21</sup>.

Deuxièmement, bien que le taux de participation aux études universitaires augmente généralement au fur et à mesure que le revenu de la famille augmente, il semble y avoir peu de différence entre les taux de participation aux études universitaires des jeunes de familles à revenu modeste et ceux des jeunes de familles à faible revenu. En 2001, 19,5 % des jeunes provenant des familles ayant les revenus les plus faibles poursuivaient des études universitaires comparativement à 23,3 % des jeunes de familles dont le revenu se situait entre 25 000 \$ et 50 000 \$ et à 25,0 % des jeunes de familles dont le revenu se situait entre 50 000 \$ et 75 000 \$.

Troisièmement, il existe peu de preuves à l'appui de la notion selon laquelle l'écart exposé ci-dessus sur le plan de la participation aux études universitaires entre le groupe de revenu de la famille le plus élevé et le groupe de revenu le plus faible a évolué de façon significative au cours de la période (figure 1). Les taux de participation aux études universitaires des jeunes provenant des familles ayant les revenus les plus élevés étaient de 37,1 points plus élevés en 1996 et de 26,1 points plus élevés en 2001. Toutefois, ces écarts ne sont pas statistiquement différents l'un de l'autre aux niveaux classiques de signification<sup>22</sup>.

#### *Limites des données sur le revenu des parents*

Les données sur le revenu utilisées aux fins de cette étude présentent deux inconvénients notables. Le premier est l'utilisation du revenu annuel des parents. Comme il peut varier fortement d'une année à l'autre, le revenu annuel des parents ne reflète pas toujours les véritables moyens financiers dont disposent les parents pour financer les études postsecondaires de leurs enfants.

En exploitant la nature longitudinale des données de l'EDTR<sup>23</sup>, il est possible d'utiliser les moyennes du revenu des parents sur deux et trois ans plutôt que le revenu annuel. Par exemple,

- 
21. Les estimations ponctuelles semblent indiquer que la participation aux études universitaires baisse chez les jeunes de familles à revenu élevé (passant de 58,6 % en 1996 à 45,6 % en 2001). Toutefois, en utilisant les erreurs types fournies au tableau 4, on peut rejeter l'hypothèse (au niveau de signification de 10 %) d'une baisse statistiquement significative des taux de participation aux études universitaires des jeunes de familles à revenu élevé entre 1996 et 2001.
  22. L'hypothèse selon laquelle l'écart entre les taux de participation a diminué au cours de 1996 et 2001 a été vérifiée à l'aide des estimations ponctuelles du tableau 4 et des erreurs types correspondantes. Nous avons calculé les intervalles de confiance des écarts pour l'une et l'autre année et montré qu'ils ne sont pas statistiquement différents l'un de l'autre au niveau de signification de 10 %. Autrement dit, il n'y a pas, semble-t-il, de diminution significative (du moins au niveau de signification de 10 %) de l'écart entre les taux de participation aux études universitaires des jeunes de familles à revenu élevé et ceux des jeunes de familles à faible revenu.
  23. Ici, nous avons combiné les répondants longitudinaux pour les panels chevauchants de manière à accroître la taille des échantillons utilisés aux fins de l'analyse. Rappelons la structure des données de l'EDTR présentée à la figure 1. Nous avons calculé les estimations pour 1998 en utilisant les répondants longitudinaux du panel 1 et du panel 2, et les estimations pour 2001, en utilisant les répondants longitudinaux du panel 1, du panel 2 et du panel 3. Nous utilisons dans cette partie de l'analyse les poids longitudinaux de panels combinés.

en 2001, 7 171 jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentaient pas l'école secondaire ou l'école élémentaire. Parmi ces répondants, 5 520 étaient des répondants longitudinaux et 1 642 étaient des cohabitants. Les cohabitants sont des personnes qui vivent avec un répondant longitudinal et qui ne faisaient pas partie du panel longitudinal original; ils sont exclus de cette partie de l'analyse puisqu'ils vivent rarement avec un parent. Parmi les répondants longitudinaux, 3 461 vivaient avec un parent en 2001. Le revenu des parents a été déclaré pour l'année de référence -1 (1999) et pour l'année de référence -2 (2000). Dans le cas des répondants longitudinaux en 2001 (n=3 461), 3 151 observations ont été utilisées aux fins du calcul du revenu des parents (moyenne sur 2 ans) et 2 952 observations, aux fins du calcul du revenu permanent (moyenne sur 3 ans). Ou encore, la proportion de l'échantillon utilisée pour le calcul de la moyenne sur 2 ans est 91 % (=3 151/3 461) et 85 % (=2 952/3 461) pour le calcul de la moyenne sur 3 ans. Nous avons procédé à un exercice similaire pour l'année de référence 1998<sup>24 25</sup>.

Les résultats sont non ambigus (tableau 4a). Peu importe la mesure du revenu des parents utilisée, soit revenu annuel, revenu permanent calculé sous forme de moyenne sur deux ans et revenu permanent calculé sous forme de moyenne sur trois ans, nous n'observons pas de différences qualitatives entre les estimations et les conclusions examinées précédemment. Ainsi, lorsque nous évaluons la robustesse de la mesure du revenu, nous constatons que l'utilisation de différentes mesures du revenu n'a pas de répercussions importantes sur les conclusions tirées précédemment au sujet du lien entre la participation aux études universitaires et le revenu des parents.

Les données utilisées dans cette étude présentent un autre inconvénient important (comme d'ailleurs pour les travaux d'autres chercheurs) qui tient à ce que le revenu des parents n'est déterminé que dans le cas des jeunes qui vivent à la maison avec au moins un parent (soit pour environ 60 % à 65 % de la population estimée). Autrement dit, pour une partie significative de l'échantillon (entre 35 % et 40 %) on ne peut mesurer le revenu des parents directement. Par conséquent, il est difficile d'étendre les constatations concernant l'incidence du revenu des parents sur la probabilité de participation aux études postsecondaires à l'ensemble de la population de jeunes de 18 à 24 ans lorsque le taux de réponse à l'item est si faible. Étant donné ces faibles taux de réponse, les preuves de l'évolution de l'incidence du revenu des parents sur les taux de participation aux études postsecondaires des jeunes sont incomplètes<sup>26</sup>.

---

24. Le tableau 1 en annexe montre comment ces données ont été construites et la taille des échantillons utilisés pour calculer les estimations.

25. La proportion de l'échantillon utilisée aux fins des calculs pour 1998 et 1995 était de 94 % et de 91 %, respectivement.

26. Les jeunes qui vivent avec au moins un parent ont tendance à être plus jeunes et sont plus susceptibles de s'être inscrits à l'université. Ces constatations peuvent avoir une incidence sur le taux de participation aux études universitaires selon le revenu des parents. Examinons deux scénarios extrêmes. Dans le premier scénario, si seuls les enfants de familles à revenu élevé sont en mesure de fréquenter une université à l'extérieur de la ville et s'ils représentent la majorité des jeunes ne vivant pas à la maison qui fréquentent l'université ou qui ont achevé leurs études universitaires, alors la proportion déclarée de jeunes de familles à revenu élevé qui fréquentent l'université serait biaisée par défaut ou bien estimée de façon conservatrice. Dans le deuxième scénario, si la majorité des jeunes ne vivant pas à la maison proviennent de familles à faible revenu et s'ils ne fréquentent pas l'université, alors la proportion déclarée de jeunes de familles à faible revenu qui fréquentent l'université serait biaisée par excès.

Dans le cas des répondants longitudinaux ne vivant pas avec au moins un parent en l'année de référence, nous avons examiné les liens au sein du ménage deux ans plus tôt<sup>27</sup>. Dans près de la moitié des cas, les jeunes vivaient avec un parent deux années plus tôt. Ces liens de filiation existant deux ans plus tôt nous permettent d'obtenir un identificateur unique de la famille économique<sup>28</sup>. En utilisant cet identificateur unique, nous pouvons (dans plus de 93 % des cas) déterminer le revenu total de la famille économique en l'année de référence<sup>29</sup>.

Dans le cas des répondants longitudinaux en 2001 (n=5 520), 3 461 répondants vivaient avec au moins un parent et 2 059 ne vivaient pas avec au moins un parent. C'est dans le cas de ces 2 059 répondants que nous voulons identifier les parents et, ultérieurement, attribuer une valeur pour le revenu des parents. Parmi ces 2 059 répondants, 1 043 vivaient avec leurs parents 2 ans plus tôt, lorsqu'ils avaient entre 16 et 22 ans. Nous avons pu attribuer le revenu des parents dans le cas de 978 autres répondants. Dans le cas des répondants restants, nous ne pouvons pas attribuer le revenu des parents. Le tableau 2 en annexe montre les résultats pour les années de référence 2001 et 1998<sup>30</sup>.

Cette méthode permet de mesurer directement le revenu des parents pour plus de 80 % de l'échantillon pour les années de référence 1998 et 2001, comparativement à 65 % seulement lorsqu'on utilise les données pour les jeunes qui vivent encore avec au moins un parent. De nouveau, les résultats sont non ambigus (tableau 4a). Après avoir attribué le revenu des parents aux jeunes ne vivant plus à la maison, nous n'avons pas observé de différences qualitatives entre les estimations et les résultats examinés plus haut et ceux obtenus à l'aide de la méthode ci-dessus. Ainsi, le fait que le revenu des parents n'est saisi que pour la population de jeunes vivant encore à la

---

Selon l'un et l'autre scénario extrême, l'effet éventuel serait d'élargir l'écart entre les taux de participation aux études universitaires des jeunes provenant de familles à revenu élevé et de ceux provenant de familles à faible revenu. Lorsque les taux de participation des jeunes de familles à faible revenu sont maintenus constants, dans le scénario 1, la proportion de jeunes participant aux études universitaires qui proviennent de familles à revenu élevé est sous-estimée (surestimée), de sorte que la « véritable » estimation pourrait être plus élevée et l'écart, plus grand. Lorsque les taux de participation des jeunes provenant de familles à revenu élevé sont maintenus constants, dans le scénario 2, la proportion de jeunes qui participent aux études universitaires provenant de familles à faible revenu est surestimée, de sorte que la « véritable » estimation peut être plus faible et l'écart, plus grand. Les données ne nous permettent pas de déterminer quel scénario est le plus plausible. Si ce scénario, quel qu'il soit, est constant au fil du temps, il ne devrait pas y avoir d'effet sur les tendances observées.

27. Aux fins de la présente analyse, nous avons utilisé des poids de panels longitudinaux combinés.
28. Une famille économique se compose de deux personnes ou plus vivant ensemble qui sont unies par les liens du sang, du mariage, de l'adoption ou de l'union de fait.
29. L'un des inconvénients de cette méthode tient à ce que le revenu est mesuré comme étant le total de tout le revenu avant impôt de tous les membres de la famille économique, de sorte qu'il ne s'agit pas d'une mesure du revenu des parents. Cela peut être sans conséquence si l'on suppose que la contribution des jeunes au revenu de la famille économique est petite. En outre, il est difficile selon cette méthode d'attribuer l'identificateur de la famille économique correct au jeune dans le cas de ménages multifamiliaux.
30. L'examen des liens au sein des ménages deux ans plus tôt a eu pour effet de restreindre l'échantillon analytique aux seuls répondants longitudinaux. Pourtant, cette restriction nous a permis de combiner les données des deux panels de l'enquête, ce qui a eu pour effet de faire passer du simple au double la taille de l'échantillon analytique et d'accroître la précision des estimations. Nous avons utilisé les poids de panels longitudinaux combinés pour calculer les estimations.

maison n'a pas d'importantes répercussions sur les conclusions auxquelles nous sommes parvenus dans la présente étude.

### *Participation aux études collégiales*

Les taux de participation aux études collégiales sont beaucoup plus semblables d'une catégorie de revenu des parents à l'autre, différant d'au plus 10 points pour les jeunes de familles à faible revenu comparativement aux jeunes de familles à revenu élevé (tableau 4). En fait, les erreurs types laissent supposer que les taux de participation aux études collégiales des jeunes sont similaires dans toutes les catégories de revenu des parents.

Ces résultats donnent à penser que les taux de participation aux études collégiales sont moins étroitement associés au revenu des parents que la participation aux études universitaires. Toutefois, la construction de la variable participation aux études collégiales est *conditionnelle* à la non-participation aux études universitaires. Autrement dit, ceux qui ne poursuivent pas d'études universitaires auraient une chance, en termes probabilistes, de participer aux études collégiales. Si le taux de participation aux études collégiales en tenait compte, le résultat serait une plus grande variabilité de la participation aux études collégiales entre groupes de revenu<sup>31</sup>. C'est exactement ce qui se produit.

Le tableau 5 montre qu'entre 1993 et 2001, le taux de participation aux études collégiales des jeunes provenant de familles à faible revenu (moins de 25 000 \$) est de 40 % comparativement à environ 60 % des jeunes provenant de familles à revenu élevé (plus de 100 000 \$). Cet écart entre les taux conditionnels de participation aux études collégiales des jeunes de familles à faible revenu et ceux des jeunes de familles à revenu élevé est similaire à l'écart entre les taux de participation aux études universitaires selon le groupe de revenu. De plus, rien ne laisse supposer que cet écart a évolué au cours des années 1990.

### ***IV.3 Taux de participation selon le niveau de scolarité des parents***

Échantillon analytique : tous les jeunes de 18 à 24 ans.

Comme le montre le tableau 6, le taux de participation aux études postsecondaires est fortement lié au niveau de scolarité des parents. Chaque niveau de scolarité des parents plus élevé est associé à un taux plus élevé de participation à toutes études postsecondaires et de participation aux études universitaires. Autrement dit, les enfants de parents titulaires d'un diplôme universitaire ont plus de chances de poursuivre des études universitaires que les enfants de parents ayant atteint un autre niveau de scolarité. En 2001, les taux de participation aux études universitaires étaient de 16,6 %, 27,8 % et 49,6 % dans le cas des jeunes dont les parents étaient titulaires, respectivement, d'un diplôme d'études secondaires ou de niveau moins élevé, d'un diplôme collégial ou d'un diplôme

---

31. La probabilité conditionnelle de participation aux études collégiales est calculée comme suit : (participation aux études collégiales) / {100 - (participation aux études universitaires)}. Cela équivaut à calculer la participation aux études collégiales pour la population qui risque de poursuivre pareilles études, dans ce cas, par rapport aux personnes qui ne fréquentent pas l'université actuellement ou qui ont achevé leurs études universitaires.

universitaire. La tendance est similaire mais moins extrême pour la participation à tout type d'études postsecondaires<sup>32</sup>.

Même si chaque niveau de scolarité plus élevé des parents est associé à un taux plus élevé de participation à toutes études postsecondaires et aux études universitaires, ce n'est pas le cas pour les études collégiales. En fait, les enfants de parents titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou de niveau moins élevé sont tout aussi susceptibles de poursuivre des études collégiales que les enfants de parents titulaires d'un diplôme universitaire. Cette constatation se maintient durant toute la période de 1996 à 2001<sup>33</sup>.

L'écart entre les taux de participation aux études universitaires des enfants de parents ayant un faible niveau de scolarité et ceux des enfants de parents au niveau de scolarité élevé se rétrécit-il durant les années 1990? La figure 7 laisse supposer un rétrécissement de l'écart entre les taux de participation aux études universitaires selon le niveau de scolarité des parents durant la période de 1996 à 2001 : en 1996, le taux de participation aux études universitaires des jeunes dont les parents étaient titulaires d'un diplôme universitaire était d'environ 41 points plus élevé que celui des jeunes dont les parents étaient titulaires d'un diplôme d'études secondaires et, en 2001, il était de 33 points plus élevé. Toutefois, cette convergence n'est pas statistiquement significative. Autrement dit, lorsqu'on tient compte de la variabilité d'échantillonnage, il y a peu de preuves à l'appui de la notion voulant que l'écart entre les taux de participation aux études universitaires des jeunes dont les parents sont très instruits et ceux des jeunes dont les parents sont peu instruits se soit rétréci entre 1996 et 2001<sup>34</sup>.

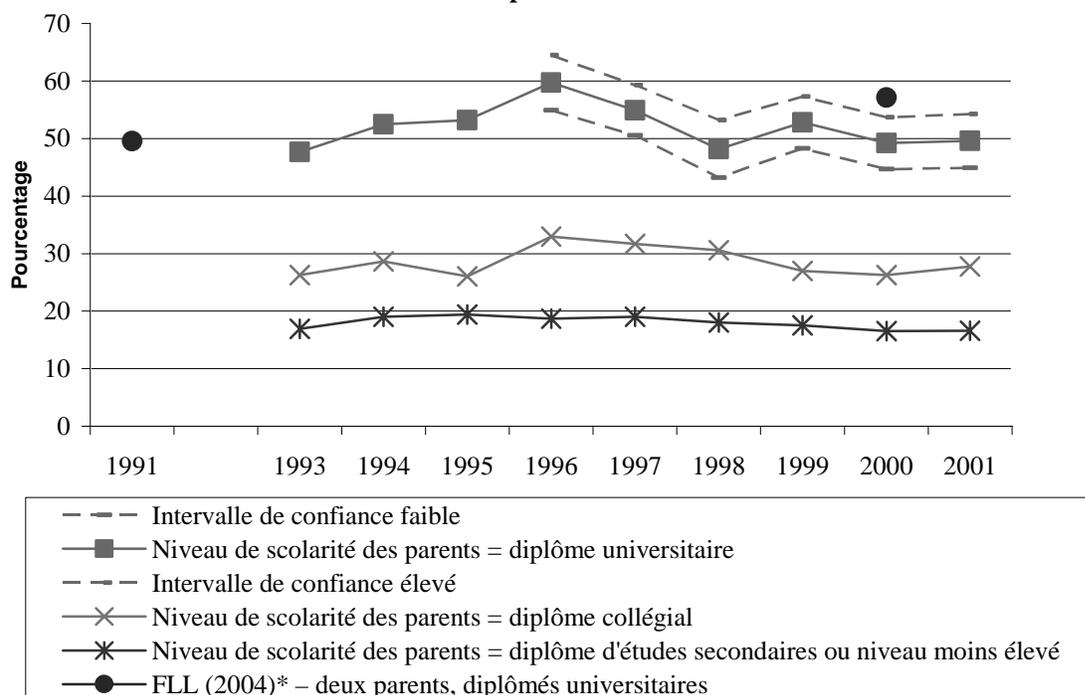
---

32. Pour la participation à tout type d'études postsecondaires, les taux sont de 56,5 %, 70,7 % et 86,4 % en 1996 et de 52,5 %, 68,2 % et 81,0 % en 2001, respectivement.

33. Nous avons trouvé de faibles indications en 1996 et 1997 que les enfants de parents titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou de niveau inférieur seraient plus susceptibles de fréquenter le collège que les enfants de parents titulaires d'un diplôme universitaire. En 1996 et en 1997, la différence était statistiquement significative au niveau de signification de 5 % et de 10 %, respectivement. Pour toutes les autres années, nous n'avons pas observé de différence statistiquement significative, du moins au niveau de confiance de 10 %.

34. L'hypothèse selon laquelle l'écart entre les taux de participation s'est rétréci entre 1996 et 2001 a été vérifiée à l'aide des estimations ponctuelles du tableau 6 et des erreurs types correspondantes. Nous avons calculé les intervalles de confiance des écarts pour l'une et l'autre année et montré qu'ils ne sont pas statistiquement différents l'un de l'autre au niveau de signification de 10 %. Autrement dit, l'écart entre les taux de participation aux études universitaires des jeunes dont les parents ont atteint un niveau de scolarité élevé et ceux des jeunes dont les parents sont titulaires d'un diplôme d'études secondaires ne semble pas avoir diminué sensiblement.

**Figure 3 :**  
**Taux de participation aux études universitaires selon le niveau de scolarité des parents**



Note : FLL (2004)\* deux parents, diplômés universitaires : cette étiquette indique que le plus haut niveau de scolarité d'au moins un des deux parents est le niveau universitaire.

#### **IV.4 Taux de participation selon le type de famille**

Échantillon analytique : tous les jeunes de 18 à 24 ans vivant avec au moins un parent.

Les enfants appartenant à des familles monoparentales généralement font face à de nombreux désavantages et le nombre de ces familles continue d'augmenter. Dans ce contexte, le type de famille auquel le jeune appartient joue un rôle important dans la décision de celui-ci de poursuivre des études postsecondaires.

Plusieurs constatations reviennent systématiquement. En premier lieu, les jeunes provenant de familles comptant un couple sont systématiquement plus susceptibles de poursuivre des études universitaires : en 2001, le taux de participation aux études universitaires des jeunes vivant dans une famille comptant un couple était de 32,1 % comparativement à 21,9 % pour les jeunes vivant dans une famille monoparentale dirigée par une femme (tableau 7)<sup>35</sup>. Toutefois, comme le montre plus loin l'analyse multidimensionnelle, lorsque les contrôles pour le revenu sont inclus, ces différences disparaissent. En deuxième lieu, les estimations ponctuelles laissent supposer une baisse des taux de

35. Les taux de participation aux études universitaires des jeunes provenant de familles comptant un couple étaient significativement plus élevés (au niveau de signification de 1 %) que ceux des jeunes provenant de familles monoparentales durant toute la période de 1993 à 2001.

participation aux études universitaires des jeunes provenant de familles monoparentales entre 1993 (27,6 %) et 2001 (21,9 %); toutefois, la baisse n'est pas significative au niveau de signification de 10 %. En troisième lieu, il y a peu de preuves à l'appui de la notion voulant que l'écart entre les taux de participation des jeunes de familles comptant un couple et de ceux de familles monoparentales ait évolué au cours de la période<sup>36</sup>. En quatrième lieu, il n'y a pas de différence entre les taux de participation aux études collégiales des jeunes membres de familles comptant un couple et ceux des jeunes membres de familles monoparentales.

#### ***IV.5 Taux de participation selon la région***

Échantillon analytique : tous les jeunes de 18 à 24 ans.

Les différences régionales sur le plan de la participation aux études postsecondaires sont saisies au tableau 8. Les taux de participation à tous les niveaux de scolarité postsecondaires sont relativement uniformes d'une année à l'autre pour la plupart des régions. En 2001, les taux de participation aux études universitaires étaient les plus élevés dans les provinces de l'Atlantique<sup>37</sup>. L'Ontario fait exception, les taux de participation dans cette province ayant augmenté de 1993 à 1997, puis baissé légèrement<sup>38</sup>. Le Québec a affiché les taux de participation aux études universitaires les plus faibles mais les taux de participation aux études collégiales les plus élevés, puisque le CÉGEP fait office à la fois d'école secondaire et de collège. Dans le cas des autres régions, la participation aux études collégiales est uniforme d'une région à l'autre et stable au cours de la décennie à l'étude.

### ***V. Analyse multidimensionnelle***

#### ***V.1 Spécification des modèles***

L'analyse porte en premier lieu sur le lien entre le revenu des parents et la participation aux études postsecondaires au cours de la période de 1993 à 2001.

Nous suivons ici la méthodologie de CLZ (2003). Nous estimons un modèle de probabilité d'études postsecondaires linéaire à l'aide de trois mesures de l'accès comme variables dépendantes  $Y_i$ , soit études universitaires, déjà été inscrit à l'université et études collégiales. Soit  $Y_i$  le niveau de scolarité

---

36. L'hypothèse selon laquelle l'écart entre les taux de participation s'est rétréci entre 1996 et 2001 a été vérifiée à l'aide des estimations ponctuelles du tableau 7 et des erreurs types correspondantes. Nous avons calculé les intervalles de confiance des écarts pour l'une et l'autre année et montré qu'ils ne sont pas statistiquement différents l'un de l'autre au niveau de signification de 10 %. Autrement dit, l'écart entre les taux de participation aux études universitaires des jeunes de familles comptant un couple et ceux des jeunes de familles monoparentales ne semble pas avoir diminué sensiblement.

37. L'estimation ponctuelle laisse supposer que les jeunes dans la région de l'Atlantique affichent les taux de participation aux études universitaires les plus élevés. Ce résultat est statistiquement significatif au niveau de signification de 5 % pour le Québec, les provinces des Prairies et la Colombie-Britannique et au niveau de signification de 10 % pour l'Ontario. Toutes les autres différences régionales ne sont pas statistiquement significatives.

38. La baisse des taux de participation aux études universitaires en Ontario est statistiquement significative au niveau de signification de 10 % mais non au niveau de signification de 5 %.

postsecondaire du jeune  $i$  de 18 à 24 ans.  $Y_i$  prend la valeur 1 si la personne fréquente actuellement un établissement postsecondaire ou si elle est titulaire d'un grade ou d'un diplôme d'études postsecondaires. Soit  $X_i$  le logarithme naturel du revenu des parents de la personne  $i$ .

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

(Modèle 1 : Corrélation du revenu des parents et de la participation)

où  $\beta_0$  est une constante et  $\beta_1$  est simplement le changement quant à la possibilité de participer aux études postsecondaires pour chaque variation en pourcentage du revenu des parents et  $\varepsilon_i$  est une composante aléatoire. En général,  $\beta_1$  est la corrélation de la participation aux études postsecondaires et du revenu des parents.

Ou bien, nous pouvons respécifier le modèle de manière à saisir le revenu des parents dans les catégories suivantes : moins de 25 000 \$; 25 000 \$ à 50 000 \$; 50 000 \$ à 75 000 \$; 75 000 \$ à 100 000 \$ et plus de 100 000 \$. En utilisant un modèle de probabilité linéaire<sup>39</sup>, nous employons les mêmes variables dépendantes que ci-dessus.

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i \text{parental\_income\_category}_i + \sum \beta_r \text{region} + \sum \beta_f \text{familytype} + \varepsilon_i$$

(Modèle 2 : Participation et catégories de revenu des parents)

L'analyse porte en deuxième lieu sur le lien entre le niveau de scolarité des parents et la participation aux études postsecondaires au cours de la période de 1993 à 2001. Nous suivons ici la méthodologie de FLL (2004). En utilisant un modèle de probabilité linéaire, nous employons les mêmes variables dépendantes que ci-dessus.

$$Y_i = \beta_0 + \sum \beta_e \text{parent\_education}_i + \sum \beta_r \text{region} + \varepsilon_i$$

(Modèle 3 : Corrélation du niveau de scolarité des parents et de la participation)

Nous utilisons des variables nominales pour représenter les différents niveaux de scolarité des parents (le niveau de scolarité le plus élevé des deux parents, dans le cas d'une famille comptant un couple) et comme mesures pour la région et le type de famille. Les catégories omises sont parents ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau moins élevé, vivant dans une famille comptant un couple et habitant en Ontario.

L'analyse ci-dessus introduit l'effet distinct du revenu des parents (modèles 1 et 2) et du niveau de scolarité des parents (modèle 3) sur la décision de poursuivre des études universitaires. Comme le niveau de scolarité des parents et le revenu des parents sont fortement corrélés, lorsqu'ils sont modélisés simultanément (modèle 4), nous pourrions nous attendre à ce que l'effet du revenu des

---

39. Nous n'avons pas utilisé un modèle logit ou probit pour plusieurs raisons. Premièrement, contrairement aux modèles logit ou probit, notre modèle permet d'interpréter les estimations des coefficients directement en termes de probabilité. Les résultats sont donc plus accessibles à un plus vaste éventail de lecteurs. Deuxièmement, Moffit (1999) montre que les MPL produisent des résultats similaires à ceux des spécifications des variables dépendantes limitées lorsque la moyenne de la variable dépendante n'est pas proche de zéro ou un.

parents et du niveau de scolarité des parents soit amorti. En utilisant un modèle de probabilité linéaire, nous employons les mêmes variables dépendantes que ci-dessus.

$$Y_i = \beta_0 + \sum \beta_e \text{parent\_education}_i + \sum \beta_i \text{parent\_income} + \sum \beta_r \text{region} + \sum \beta_f \text{familytype} + \varepsilon_i$$

(Modèle 4 : Incluant en même temps le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents)

Nous utilisons des variables nominales pour représenter les différents niveaux de scolarité des parents (le niveau de scolarité le plus élevé des deux parents dans le cas d'une famille comptant un couple) et la catégorie de revenu des parents ainsi que comme mesures pour la région et le type de famille. Les catégories omises sont parents ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau de scolarité moins élevé, revenu des parents compris entre 25 000 \$ et 50 000 \$, vivant dans une famille comptant un couple et habitant en Ontario.

En incluant le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents séparément dans la décision de poursuivre des études universitaires (modèle 4), nous supposons implicitement que l'effet différentiel du niveau de scolarité des parents est constant pour tous les niveaux de revenu et que l'effet différentiel du revenu des parents est constant pour toutes les catégories de niveaux de scolarité des parents. Autrement dit, la participation aux études universitaires est plus élevée chez les enfants ayant au moins un parent qui a fait des études universitaires et ce, quel que soit le revenu des parents. De même, la participation aux études universitaires est plus élevée chez les enfants dont les parents ont un revenu élevé et ce, quel que soit le niveau de scolarité des parents.

Cette hypothèse est restrictive. Lorsque ces variables sont introduites séparément, il peut y avoir une interaction entre le niveau de scolarité des parents et le revenu des parents qui n'est pas prise en compte. Par exemple, la décision de poursuivre des études universitaires peut être plus fréquente chez les jeunes dont les parents sont très instruits et ont un revenu élevé que chez les jeunes dont les parents sont très instruits et ont un revenu faible. En utilisant un modèle de probabilité linéaire, nous employons les mêmes variables dépendantes que ci-dessus. Le modèle 5 est estimé comme suit :

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^3 \beta_n \text{parent\_educ}_n + \sum_{k=1}^4 \beta_k \text{parent\_income}_k + \sum_{l=1}^{12} \beta_l \text{income\_education}_l + \sum_{z=1}^6 \beta_z \text{region}_z + \sum_{m=1}^4 \beta_m \text{familytype}_m + \varepsilon_i$$

(Modèle 5 : Effets d'interaction du revenu des parents et du niveau de scolarité des parents)

où  $\beta_0$  est une constante,  $\beta_n$  est simplement le changement quant à la possibilité de participer aux études postsecondaires pour chaque groupe de niveau de scolarité des parents,  $\beta_k$  est la variation de la probabilité de participer pour chaque groupe de revenu des parents,  $\beta_l$  est l'effet différentiel du niveau de scolarité des parents et du revenu des parents pris ensemble,  $\beta_z$  est le changement quant à la possibilité de participer pour chaque région et  $\beta_m$  est le changement quant à la possibilité de participer pour chaque type de famille.

## **V.2 Résultats de l'analyse multidimensionnelle**

Nous examinons tout d'abord la corrélation de la participation aux études postsecondaires et du revenu des parents. En utilisant un échantillon de jeunes de 18 à 24 ans qui vivent à la maison avec au moins un parent, nous estimons le modèle 1. Les résultats sont présentés au tableau 9<sup>40</sup>.

Les résultats de l'estimation révèlent une corrélation positive et statistiquement significative (au niveau de 1 %) entre la participation aux études universitaires et le revenu des parents au cours de la période. La variation de la participation aux études postsecondaires associée à la variation du revenu des parents peut être mesurée au moyen du concept d'élasticité. Les résultats du modèle 1 montrent que les élasticités estimées entre le revenu des parents et la participation aux études universitaires sont assez faibles, soit inférieures à 0,1 pour la plupart des années comprises entre 1993 et 2001<sup>41</sup>. Autrement dit, une augmentation de 10 % du revenu des parents augmente d'au plus 1 % la possibilité de poursuivre des études universitaires. Dans l'ensemble, la corrélation de la participation aux études universitaires et du revenu des parents a peu varié entre 1993 et 2001. Les parties inférieures du tableau 9 montrent que les résultats sont virtuellement inchangés lorsqu'on utilise les moyennes sur deux ans et trois ans du revenu des parents. En outre, il n'y a essentiellement aucune corrélation entre le revenu de la famille et la participation aux études collégiales entre 1993 et 2001. L'élasticité la plus élevée estimée est inférieure à 0,01 et les coefficients ne sont pas statistiquement différents de zéro pour les années d'enquête comprises entre 1993 et 2001.

Un examen des coefficients de régression lorsque le revenu des parents est saisi par catégorie (modèle 2) confirme les corrélations simples entre les jeunes qui participent aux études universitaires et le niveau de revenu de leurs parents indiquées à la section IV. Comme on pouvait s'y attendre, le tableau 10 montre, en premier lieu, qu'il y a une relation positive entre la participation aux études universitaires et le revenu des parents : au fur et à mesure que le revenu augmente, la probabilité de participer aux études universitaires augmente également. Lorsque nous maintenons constants la région et le type de famille, les jeunes provenant de familles où les parents ont le revenu le plus élevé (plus de 100 000 \$) ont des taux de participation aux études universitaires nettement supérieurs (+20 points environ) que les jeunes provenant de familles à revenu modeste (moins de 75 000 \$). Cette tendance s'observe chaque année de l'enquête. En deuxième lieu, il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les taux de participation des jeunes provenant de familles dont le revenu est inférieur à 75 000 \$. De nouveau, cette tendance s'observe chaque année de l'enquête. En troisième lieu, les estimations ponctuelles laissent supposer que les taux de participation aux études universitaires des jeunes provenant de familles au revenu le plus élevé ont baissé entre 1996 et 2001 (passant de 0,274 à 0,216); toutefois, il y a peu de données (au niveau de confiance de 10 %) permettant de conclure que le taux a baissé entre 1996 et 2001. En quatrième lieu, il existe peu de preuves permettant de supposer que les écarts sur le plan de la participation relevés entre les groupes de revenu ont varié au cours de la période.

---

40. Le tableau 1 en annexe présente les résultats lorsque « déjà été inscrit à l'université » est utilisé comme la variable dépendante.

41. Ces élasticités se situent dans la même fourchette générale que celles produites par CLZ (2003).

L'analyse multidimensionnelle (modèle 3) confirme la corrélation entre les jeunes qui participent aux études universitaires et le niveau de scolarité de leurs parents exposée à la section IV intitulée « Analyse descriptive ». Le modèle 3 donne trois résultats cohérents (tableau 11).

En premier lieu, il y a un lien positif entre les taux de participation aux études universitaires et le niveau de scolarité des parents : la probabilité de participer aux études universitaires augmente au fur et à mesure qu'augmente le niveau de scolarité des parents. Lorsque nous maintenons constants la région et le type de famille, en 2001 le fait d'avoir des parents titulaires d'un diplôme universitaire est associé chez les jeunes à une augmentation de 33 points de la probabilité de fréquenter l'université ou d'achever leurs études universitaires par rapport aux jeunes dont les parents ont un diplôme d'études secondaires ou un niveau de scolarité moins élevé. Le fait d'avoir des parents titulaires d'un diplôme collégial est lié chez les jeunes, d'une part, à une probabilité nettement plus forte de participer aux études universitaires que les jeunes dont les parents ont un diplôme d'études secondaires ou un niveau de scolarité moins élevé (augmentation de 11 points) et, d'autre part, à une probabilité nettement plus faible de participer aux études universitaires que les jeunes dont les parents ont un diplôme universitaire (environ 22 points en 2001).

En deuxième lieu, la tendance susmentionnée s'observe chaque année d'enquête et pour chaque mesure de la participation aux études universitaires (personnes qui fréquentent l'université ou qui ont achevé leurs études universitaires et celles qui ont « déjà été inscrites » à l'université).

En troisième lieu, l'incidence du niveau de scolarité des parents sur les taux de participation aux études universitaires n'a pas changé depuis 1993. Un examen des coefficients du niveau de scolarité des parents : diplôme universitaire au tableau 11 montre une plus forte incidence du niveau de scolarité des parents sur la participation des jeunes aux études universitaires en 1996 par rapport à 1993, le taux de participation passant de 30,8 % en 1993 à 40,2 % en 1996. Ce taux a ensuite baissé légèrement et, en 2001, s'était rapproché du taux de 30,8 % atteint en 1993, se situant à 33,0 %. Toutefois, lorsque nous examinons attentivement les erreurs types des estimations, nous en arrivons à une interprétation différente. De façon générale, les erreurs types des coefficients estimatifs calculées pour 1996 et 2001 laissent supposer que la baisse des taux de participation des jeunes dont les parents sont très instruits observée entre ces périodes n'est statistiquement significative à aucun niveau conventionnel.

L'analyse ci-dessus introduit l'effet distinct du revenu des parents (modèle 2, tableaux 9 et 10) et du niveau de scolarité des parents (modèle 3, tableau 11) sur la participation aux études universitaires. Notre principale conclusion est que le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents ont chacun un effet. Comme le niveau de scolarité des parents et le revenu des parents sont fortement corrélés lorsqu'ils sont modélisés simultanément (modèle 4), nous pourrions nous attendre à ce que l'effet du revenu des parents et du niveau de scolarité des parents soit atténué.

C'est exactement ce qui se passe, mais le revenu ainsi que le niveau de scolarité demeurent statistiquement significatifs au niveau de 1 % pour toutes les années (tableau 12). Autrement dit, il y a une forte corrélation positive entre la décision des jeunes Canadiens de participer aux études universitaires et le revenu des parents ainsi que le niveau de scolarité des parents. Ce résultat s'observe chaque année de l'enquête. Le tableau 12 montre que le fait d'avoir au moins un parent titulaire d'un diplôme universitaire est lié à une augmentation de la probabilité de poursuivre des

études universitaires de 22,8 à 30,6 points comparativement aux jeunes dont les parents ont un diplôme d'études secondaires, quel que soit le revenu des parents<sup>42</sup>. Le fait d'avoir un parent dont le revenu est élevé est associé à une augmentation de la probabilité de participer aux études universitaires de 12,4 à 21,2 points comparativement aux jeunes de familles à revenu modeste (25 000 \$ à 50 000 \$), quel que soit le niveau de scolarité des parents<sup>43</sup>.

Inclure le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents séparément dans la décision de participer aux études universitaires (comme dans le modèle 4) suppose implicitement que l'effet différentiel du niveau de scolarité des parents est constant pour tous les niveaux de revenu et que l'effet différentiel du revenu des parents est constant pour toutes les catégories de niveau de scolarité des parents. Assouplissant cette hypothèse, nous avons introduit des interactions entre le niveau de scolarité des parents et le revenu des parents dans le modèle 5. Les résultats sont présentés au tableau 13.

En premier lieu, le fait d'avoir des parents très instruits (niveau universitaire) accroît la possibilité de participer aux études universitaires pour toutes les années d'enquête même lorsqu'on tient compte de l'effet du revenu des parents. Les résultats sont légèrement plus élevés dans le cas des jeunes qui ont « déjà été inscrits » à l'université<sup>44</sup>. En deuxième lieu, après avoir tenu compte du niveau de scolarité des parents et introduit les effets d'interaction, nous constatons qu'il n'y a plus de corrélation positive statistiquement significative entre le revenu des parents et la probabilité de participer aux études universitaires. En troisième lieu, nous estimons l'importance à la fois du niveau de scolarité des parents et du revenu des parents en calculant les valeurs prédites (tableau 14). Ce calcul vient confirmer les résultats précédents. Lorsque nous tenons compte de l'effet du niveau de scolarité des parents et du revenu des parents, nous constatons que la participation aux études universitaires est associée plus fortement au niveau de scolarité des parents qu'au revenu des parents. Le tableau 14 montre que, d'une part, les jeunes provenant de familles où les parents ont un niveau de scolarité élevé sont les plus susceptibles de fréquenter l'université ou de terminer leurs études universitaires, quel que soit le niveau de revenu des parents : les taux de participation prévus des jeunes dont les parents sont très instruits varient entre 60 % et 72 % pour les jeunes de familles à revenu élevé et entre 43 % et 64 % pour les jeunes de familles à revenu plus modeste. D'autre part, le tableau 14 montre que les taux de participation aux études universitaires des jeunes dont les parents ont un diplôme d'études secondaires ou un niveau de scolarité moins élevé varient entre 25 % et 45 % pour les jeunes dont les parents ont un revenu élevé et entre 18 % et 30 % pour ceux dont les parents ont un revenu modeste. En quatrième lieu, dans la plupart des cas, les effets d'interaction  $\beta_i$  ne sont pas statistiquement significatifs tels que mesurés par la statistique t. Autrement dit, la présence simultanée du niveau de scolarité des parents et du revenu des parents ne renforce pas les effets individuels de ces attributs.

---

42. Cette augmentation de la probabilité est statistiquement significative au niveau de 1 % pour toutes les années de référence.

43. Cette probabilité plus élevée est statistiquement significative au niveau de 1 % pour toutes les années de référence sauf 1999 et 2000, où elle est statistiquement significative au niveau de 5 %.

44. Voir le tableau 3 en annexe.

Étant donné cette dernière constatation, nous pourrions être tentés de conclure des tests t que ces effets différentiels du niveau de scolarité et du revenu devraient être exclus des analyses. Toutefois, il convient de souligner que le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents sont fortement corrélés et que, pour cette raison, les tests menés à l'aide des diverses variables explicatives ne sont pas fiables. Le test F, qui mesure la signification de tous les effets d'interaction pris ensemble, n'étaye pas la conclusion du test t<sup>45</sup>. En fait, les résultats du test F donnent à penser qu'il y a lieu d'inclure les effets d'interaction. L'omission des termes d'interaction significatifs donne lieu à un biais de spécification, un biais dans les estimations et des tests d'inférence inexacts. Contrairement à Knighton et Mirza (2002), nous avons inclus les effets d'interaction dans notre analyse.

Nous avons réestimé tous les modèles en utilisant la moyenne sur deux et trois ans du revenu des parents. Les coefficients estimatifs du niveau de scolarité des parents et du revenu des parents ainsi que leur erreur type sont inclus au tableau 15. Les principales conclusions de la présente section sont cohérentes peu importe la mesure du revenu des parents utilisée. Ainsi, les limites des données en ce qui a trait à la mesure du revenu des parents n'ont pas d'importantes répercussions sur le lien entre la participation aux études universitaires et la situation familiale entre 1993 et 2001.

## **VI. Discussion des résultats**

### **VI.1 Comment ces résultats se comparent-ils à ceux d'autres travaux de recherche?**

Les travaux de recherche de Corak, Lipps et Zhao (2003) et de Finnie, Laporte et Lascelles (2004) sont les plus similaires en esprit à notre étude.

La présente étude vient confirmer les trois principales constatations de CLZ (2003). En premier lieu, CLZ (2003) ont conclu que les taux de participation aux études universitaires ont affiché une tendance à la hausse dans le cas des étudiants de tous les groupes de revenu de la famille jusqu'au début des années 1990, puis ont été relativement stables jusqu'en 1997 (figure 4). Confirmant les résultats de CLZ (2003), les données de l'EDTR reproduisent ces tendances jusqu'en 2001 (figure 2)<sup>46</sup>. En deuxième lieu, CLZ (2003) déclarent qu'en 1997, les étudiants dans les groupes de revenus les plus faibles sont aussi susceptibles de fréquenter l'université que ceux dont les parents ont un revenu modeste (figure 4). De nouveau, la présente étude met à jour ces résultats de CLZ et montre qu'il y a peu de différence entre les taux de participation des jeunes de familles à faible

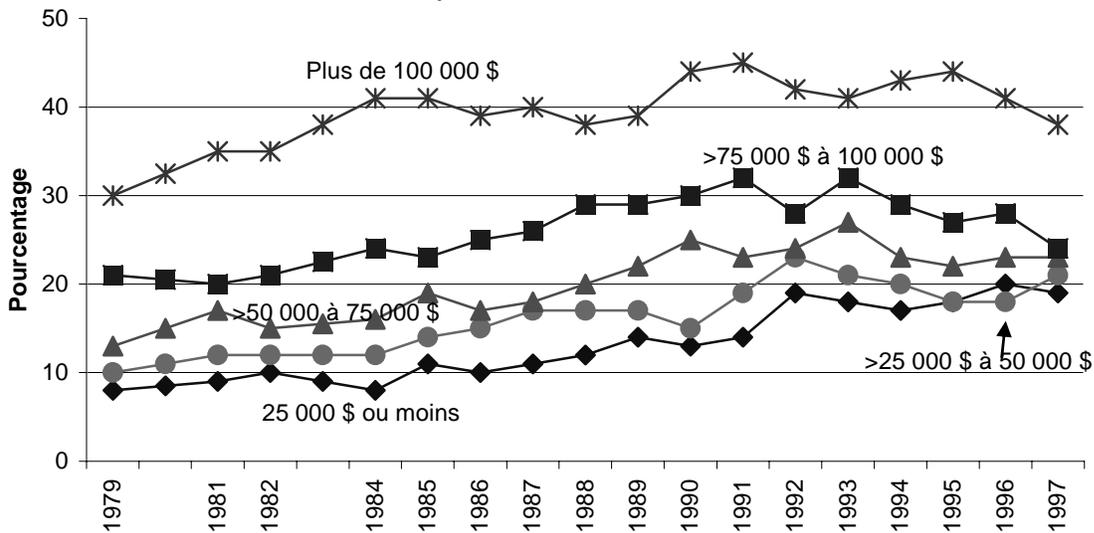
---

45. Nous utilisons les résultats des tableaux 12 et 13 pour calculer la statistique du test F.

46. Les taux de participation dans la présente étude sont légèrement plus élevés que ceux présentés dans CLZ (2003) — voir la partie inférieure du tableau 2. Nous nous sommes efforcés dans la mesure du possible d'appliquer des définitions et des méthodes uniformes. Comme l'EFC et l'EDTR sont toutes deux fondées sur le plan d'échantillonnage de l'EPA, les différences restantes peuvent être attribuables au fait que les renseignements sur la participation aux études universitaires ou collégiales sont déclarés à différents moments de l'année, soit en décembre pour l'EDTR et en avril pour l'EFC. Elles pourraient tenir également au fait que les données sur le revenu dans l'EDTR représentent une combinaison de données tirées de sources administratives et de revenu autodéclaré, tandis que les données sur le revenu de l'EFC sont entièrement autodéclarées. Environ 80 % des répondants de l'EDTR accordent la permission de coupler leurs réponses à l'enquête à leurs données fiscales.

revenu et ceux de familles à revenu modeste (moins de 75 000 \$) au cours de la période de 1996 à 2001. En troisième lieu, CLZ (2003) et la présente étude montrent une corrélation positive entre le revenu des parents et la fréquentation de l'université<sup>47</sup>. CLZ (2003) déclarent en outre que l'élasticité a oscillé entre 0,08 et 0,10 avant les années 1990 et que cette corrélation est devenue plus forte du début au milieu des années 1990 pour décroître ensuite durant la deuxième moitié de la décennie. Les élasticités à peu près constantes entre 1993 et 2001 dont nous faisons état dans la présente étude appuient la principale conclusion de CLZ (2003) selon laquelle « ... en résumé, notre analyse n'indique en rien que la corrélation était plus étroite entre revenu familial et participation aux études postsecondaires à la fin qu'au début de la décennie 1990 » (page 17).

Figure 4 :  
Tirée de la figure 9 dans Corak-Lipps-Zhao (2003)  
Données de l'Enquête sur les finances des consommateurs



En quatrième lieu, d'après CLZ (2004), le revenu permanent serait une mesure plus appropriée du revenu des parents. Selon Baker et Solon (2003) et Beach, Finnie et Gray (2003), la composante du revenu permanent explique la plus grande partie de la variation totale du revenu qui a tendance à fluctuer avec le cycle économique. CLZ (2003) utilisent non seulement des mesures du revenu annuel tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs mais des données de l'Enquête sociale générale pour prévoir le revenu permanent et réestiment le modèle 1 à l'aide de cette mesure. Grâce à cette stratégie, CLZ (2003) produisent deux ensembles d'estimations de la corrélation du revenu et de la participation, dont l'un surestime le véritable paramètre lorsqu'on utilise le revenu permanent et l'autre sous-estime le véritable paramètre lorsqu'on utilise le revenu annuel. Nous n'avons pas adopté une stratégie semblable dans la présente étude, puisque les données de l'EDTR ne permettent pas de mesurer le revenu permanent de façon exacte. Nous utilisons plutôt des moyennes sur deux et trois ans du revenu des parents comme indicateurs du comportement d'épargne éventuel de la famille ou de la capacité de la famille de financer des études

47. CLZ (2003) rapportent des élasticités de 0,092, 0,089, 0,082, 0,060 et 0,043 entre la participation aux études universitaires et le revenu de la famille pour les jeunes de 18 à 24 ans pour la période de 1993 à 1997 (leur tableau 2).

postsecondaires à peu près au moment où la décision de participer aux études postsecondaires est prise.

FLL (2004) examinent une période un peu différente et en arrivent à des conclusions légèrement différentes. En se fondant sur les données de l'Enquête auprès des sortants de 1991 (ES) et de l'Enquête auprès des jeunes en transition de 2000 (EJET), FLL (2004) en arrivent à la conclusion que, premièrement, l'effet du niveau de scolarité des parents a augmenté entre 1991 et 2001, ce qui indique un élargissement de la participation aux études postsecondaires selon le niveau de scolarité des parents et que, deuxièmement, l'écart entre les taux de participation selon le type de famille s'est rétréci durant les années 1990. Pour notre part, nous n'avons trouvé aucune preuve permettant de croire à un élargissement des possibilités d'études postsecondaires selon le niveau de scolarité des parents ou à une variation entre 1993 et 2001 de l'écart entre les taux de participation des jeunes de familles comptant un couple et ceux des jeunes de familles monoparentales. Ces résultats ne contredisent pas nécessairement ceux de FLL (2004). D'une part, nous ne pouvons dans la présente étude commenter les tendances qui se sont dessinées avant 1993 et, comme nous le montrons à la figure 9, les taux de participation ont continué d'afficher une tendance à la hausse jusqu'au début des années 1990. Il est possible pour FLL (2004) de décrire une augmentation survenue entre 1991 et 2001; pourtant, à partir de ces deux points de données, ils ne peuvent établir la tendance des taux de participation aux études universitaires sur toute la période. Les données utilisées dans la présente étude permettent de décrire cette tendance<sup>48</sup>.

## **VI.2. Autres considérations**

Les ouvrages qui traitent de l'accès aux études postsecondaires ont souligné l'importance des caractéristiques familiales des personnes qui participent aux études postsecondaires comparativement à celles des personnes qui ne participent pas. Nous avons démontré dans la présente étude l'importance du revenu des parents et du niveau de scolarité des parents, mais nous n'avons pas examiné d'autres facteurs. D'autres recherches donnent à penser que le rendement scolaire, les facteurs liés à l'école, les facteurs culturels et sociaux, la demande de diplômés sur le marché du travail, le rendement économique des études postsecondaires et le fait d'habiter à une distance de navettage d'un établissement postsecondaire influent aussi fortement sur la décision de participer aux études postsecondaires (Butlin 1999; Tomkowicz et Bushnik, 2003; Bouchard et Zhao, 2000; de Broucker et Lavallée 1998; Frenette, 2003). Nous n'examinons pas ces facteurs dans la présente étude.

D'autres chercheurs ont soutenu qu'il y a lieu de mesurer le revenu des parents au moment de la décision de fréquenter un établissement postsecondaire, par exemple lorsque le jeune est encore à l'école secondaire et habite chez ses parents (Knighton et Mirza, 2002). Bien que soit ce peut-être possible à l'aide de données d'enquête longitudinales, cela limite les analyses à des années particulières et empêche d'examiner les taux de participation aux études postsecondaires au fil du temps.

---

48. Une autre différence notable dans les données tient à ce que le niveau de scolarité des parents est déclaré par les jeunes dans l'EJET et dans l'ES. Tel que signalé dans la note en bas de page 12, l'EDTR obtient les données sur le niveau de scolarité des parents du répondant initial.

Notre analyse ne porte pas sur les autres ressources financières des parents, comme l'épargne-études et la richesse. Bien entendu, ce sont là d'importants facteurs déterminants de la participation aux études postsecondaires selon la situation familiale, mais ils ne sont pas saisis dans les données de l'EDTR.

Le dernier facteur que nous prenons en considération est la capacité du jeune d'avoir accès au revenu des parents. Dans la présente étude, le revenu des parents est défini comme étant le revenu combiné du père et (ou) de la mère (biologique, par alliance, adoptif(ve) ou de famille d'accueil). Nous examinons deux scénarios. Premièrement, de nombreux jeunes vivent dans des situations familiales non traditionnelles, par exemple avec des parents par alliance, et ces jeunes peuvent ne pas avoir accès aux ressources financières du parent par alliance. Deuxièmement, pour les jeunes vivant dans une famille monoparentale, le revenu des parents comprend seulement le revenu du parent résidant. Ces jeunes peuvent avoir ou ne pas avoir accès aux ressources financières du parent non résidant<sup>49</sup>.

## **VII. Conclusion**

Le présent document éclaire le débat sur les politiques en fournissant une analyse empirique de la participation aux études postsecondaires selon le revenu des parents et le niveau de scolarité des parents et en montrant si le lien entre la participation et la situation familiale s'est renforcé durant la période de 1993 à 2001. En outre, nous y soulignons les importantes lacunes statistiques et plaçons nos constatations dans le contexte d'autres travaux dans ce domaine.

Les résultats confirment une tendance de longue date selon laquelle les taux de participation aux études universitaires sont les plus élevés chez les jeunes provenant de familles à revenu élevé et dont les parents sont très instruits. Rien n'indique que ce lien entre la participation aux études universitaires et la situation familiale a changé au cours de la période de 1993 à 2001. Bien que le taux de participation aux études universitaires augmente généralement au fur et à mesure que le revenu de la famille augmente, il y a peu de différence entre les taux de participation des jeunes de familles à revenu modeste (moins de 75 000 \$) et ceux des jeunes de familles à faible revenu. Dans l'ensemble, la corrélation entre la participation aux études universitaires et le revenu de la famille a très peu varié entre 1993 et 2001. En outre, lorsque nous tenons compte à la fois du niveau de scolarité des parents et du revenu des parents, nous constatons que les taux de participation aux études universitaires sont associés plus fortement au niveau de scolarité des parents qu'au revenu des parents. Nous examinons dans le présent document les lacunes statistiques significatives et en arrivons à la conclusion qu'elles n'ont pas de répercussions importantes sur nos conclusions au sujet du lien entre les études postsecondaires et la situation familiale au cours de la période de 1993 à 2001.

---

49. Les ressources financières éventuellement disponibles pour aider à financer la participation aux études postsecondaires pourraient être sous-estimées dans les familles monoparentales, puisque le revenu du parent absent n'est pas déclaré. Il pourrait en découler une surestimation de la participation aux études postsecondaires des jeunes de familles à faible revenu (catégorie dans laquelle se trouvent la plupart des familles monoparentales), principalement à cause de la sous-estimation du soutien financier disponible associé à la participation, du moins pour une partie de la participation des jeunes examinée. Nous n'examinons pas cette possibilité de soutien financier dans la présente étude.

Tableau 1 : Tailles des échantillons, 1993-2001

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Tous les jeunes de 18 à 24 ans	3 808	3 884	3 884	7 841	8 003	8 187	7 674	7 413	8 163
Fréquentant l'école élémentaire ou secondaire	696	640	577	1 189	1 228	1 240	1 030	919	992
<b>Échantillon de tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école élémentaire ou secondaire</b>	<b>3 112</b>	<b>3 244</b>	<b>3 307</b>	<b>6 652</b>	<b>6 775</b>	<b>6 947</b>	<b>6 644</b>	<b>6 494</b>	<b>7 171</b>
Population estimée (en millions)	2,264	2,319	2,276	2,347	2,345	2,376	2,456	2,493	2,512
<b>Échantillon de tous les jeunes de 18 à 24 ans ne vivant pas avec un parent en l'année de référence</b>	<b>1 421</b>	<b>1 564</b>	<b>1 651</b>	<b>3 168</b>	<b>3 326</b>	<b>3 332</b>	<b>2 914</b>	<b>2 915</b>	<b>3 408</b>
Pourcentage de l'échantillon	45,7	48,2	49,9	47,6	49,1	48,0	43,9	44,9	47,5
Pourcentage de la population estimée	39,7	40,1	35,9	39,0	38,2	35,1	35,1	35,2	34,6
<b>Échantillon de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école élémentaire ou secondaire ET vivant avec au moins un parent</b>	<b>1 691</b>	<b>1 680</b>	<b>1 656</b>	<b>3 484</b>	<b>3 449</b>	<b>3 615</b>	<b>3 730</b>	<b>3 579</b>	<b>3 763</b>
Population estimée (en millions)	1,366	1,389	1,460	1,432	1,450	1,542	1,595	1,615	1,647

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 2 : Statistiques descriptives, 1993-2001

<b>Vivant avec au moins un parent</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>
<b>Revenu des parents</b>									
Moins de 25 000 \$	0,141	0,164	0,169	0,202	0,195	0,175	0,137	0,137	0,142
25 000\$ à 50 000 \$	0,295	0,263	0,292	0,263	0,253	0,247	0,258	0,243	0,241
50 001 \$ à 75 000 \$	0,258	0,280	0,222	0,236	0,236	0,233	0,241	0,243	0,252
75 001 \$ à 100 000 \$	0,166	0,157	0,174	0,161	0,163	0,173	0,187	0,191	0,187
Plus de 100 000 \$	0,137	0,136	0,143	0,139	0,153	0,172	0,178	0,187	0,179
<b>Niveau de scolarité des parents</b>									
Diplôme universitaire	0,208	0,212	0,227	0,203	0,204	0,200	0,231	0,229	0,232
Diplôme d'études postsecondaires	0,242	0,250	0,264	0,223	0,249	0,251	0,261	0,271	0,268
Diplôme d'études secondaires ou niveau moins élevé	0,489	0,482	0,437	0,452	0,422	0,417	0,420	0,399	0,397
Ne sais pas	0,061	0,056	0,073	0,121	0,125	0,133	0,086	0,101	0,104
<b>Type de famille</b>									
Couple marié ou en union libre	0,795	0,775	0,778	0,803	0,801	0,800	0,830	0,822	0,804
Monoparentale	0,205	0,225	0,222	0,197	0,199	0,200	0,170	0,178	0,196
<b>Âge</b>									
Moins de 21 ans	0,572	0,559	0,621	0,636	0,614	0,604	0,629	0,639	0,630
21 ans et plus	0,428	0,441	0,379	0,364	0,386	0,396	0,371	0,361	0,370
<b>Sexe</b>									
Hommes	0,555	0,528	0,534	0,544	0,533	0,532	0,535	0,528	0,526
Femmes	0,445	0,472	0,466	0,456	0,467	0,468	0,465	0,472	0,474
<b>Tous les jeunes</b>									
<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	
Vivant avec au moins un parent	0,603	0,599	0,641	0,610	0,618	0,649	0,649	0,648	0,654
Ne vivant pas avec au moins un parent	0,397	0,401	0,359	0,390	0,382	0,351	0,351	0,352	0,346
<b>Niveau de scolarité des parents</b>									
Diplôme universitaire	0,179	0,182	0,193	0,196	0,193	0,189	0,209	0,212	0,213
Diplôme d'études postsecondaires	0,221	0,239	0,247	0,211	0,228	0,233	0,241	0,245	0,249
Diplôme d'études secondaires ou niveau moins élevé	0,488	0,484	0,460	0,468	0,440	0,432	0,436	0,413	0,398
Ne sais pas	0,114	0,095	0,100	0,126	0,139	0,146	0,114	0,129	0,140
<b>Âge</b>									
Moins de 21 ans	0,469	0,470	0,525	0,511	0,502	0,499	0,533	0,536	0,531
21 ans et plus	0,531	0,530	0,475	0,489	0,498	0,501	0,467	0,464	0,469
<b>Sexe</b>									
Hommes	0,505	0,498	0,501	0,508	0,500	0,502	0,509	0,501	0,502
Femmes	0,495	0,502	0,499	0,492	0,500	0,498	0,491	0,499	0,498

**Note :** Des poids transversaux ont été utilisés pour produire des estimations pour l'année de référence.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 3 : Taux de participation aux études postsecondaires (erreurs types)

<b>Participation</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>
<i>Toutes études postsecondaires</i>	<b>58,5</b>	<b>60,6</b>	<b>61,7</b>	<b>61,7</b>	<b>64,0</b>	<b>62,2</b>	<b>60,1</b>	<b>59,6</b>	<b>60,2</b>
... femmes	61,1	64,6	66,0	65,7	68,4	65,3	65,9	64,6	64,8
... hommes	56,0	56,6	57,6	57,8	59,5	59,2	54,5	54,5	55,6
<i>Études universitaires</i>	<b>25,1</b>	<b>27,3</b>	<b>27,4</b>	<b>28,7</b>	<b>29,1</b>	<b>27,4</b>	<b>26,5</b>	<b>26,1</b>	<b>26,9</b>
... femmes	28,0	29,6	32,4	32,0	31,9	29,0	30,5	30,6	31,6
				(1,487)	(1,359)	(1,402)	(1,174)	(1,218)	(1,118)
... hommes	22,3	25,1	22,5	25,5	26,2	25,8	22,7	21,6	22,2
				(1,518)	(1,454)	(1,355)	(1,159)	(1,084)	(1,262)
<i>Études collégiales</i>	<b>33,4</b>	<b>33,3</b>	<b>34,3</b>	<b>33,0</b>	<b>34,9</b>	<b>34,8</b>	<b>33,6</b>	<b>33,5</b>	<b>33,3</b>
... femmes	33,1	35,0	33,6	33,7	36,5	36,3	35,4	34,0	33,2
... hommes	33,7	31,5	35,1	32,3	33,3	33,4	31,8	32,9	33,4
<i>Déjà été inscrits à l'université</i>									
... femmes	36,7	37,2	39,3	36,9	37,8	38,2	37,1	36,8	38,7
... hommes	29,2	33,0	30,5	29,9	31,2	32,0	28,9	29,5	28,4
Nombre d'observations	3 112	3 244	3 307	6 652	6 775	6 947	6 644	6 494	7 171

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école secondaire ou l'école élémentaire.

**Note :** Des poids transversaux ont été utilisés pour produire des estimations pour l'année de référence.

Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types pour les années de référence 1996 à 2001.

Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993 à 1995.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1996-2001.

<b>Comparaison des taux de participation</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>
<b>Résultats de CLZ (2003)</b>					
... aux études universitaires	25,0	25,0	23,0	24,0	23,0
...aux études collégiales	24,0	24,0	25,0	25,0	24,0
<b>Présente étude**</b>					
... aux études universitaires	31,8	35,2	32,4	31,5	32,5
...aux études collégiales	33,6	33,1	36,0	34,9	37,0

\*L'échantillon CLZ ne comprend que les jeunes de 18 à 24 ans qui ne fréquentent pas l'école secondaire ou élémentaire et qui sont l'enfant du chef du ménage.

\*\* L'échantillon analytique dans ce panel ne comprend que les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école secondaire ou élémentaire ET vivant avec au moins un parent.

Tableau 4 : Taux de participation selon le revenu annuel des parents, 1993-2001 (erreurs types)

Taux de participation	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<i>... à toutes études postsecondaires</i>									
Global	65,4	68,3	68,6	66,4	69,5	67,3	65,7	64,7	65,4
	..	..	..	(1.264)	(1.191)	(1.322)	(1.094)	(1.120)	(1.114)
Moins de 25 000 \$	48,4	49,0	62,7	53,4	60,3	54,7	52,6	49,9	48,9
	..	..	..	(3.625)	(3.539)	(3.448)	(3.145)	(3.376)	(3.206)
25 000 \$ à 50 000 \$	62,8	64,8	64,4	64,7	65,0	58,4	61,1	59,5	59,8
	..	..	..	(2.314)	(2.541)	(2.574)	(2.280)	(2.191)	(2.167)
50 001 \$ à 75 000 \$	68,9	70,0	63,4	64,9	69,9	68,2	65,2	65,6	63,2
	..	..	..	(2.589)	(2.278)	(2.577)	(2.186)	(2.178)	(2.326)
75 001 \$ à 100 000 \$	72,2	81,0	79,6	73,5	74,4	76,6	70,3	69,3	76,3
	..	..	..	(3.111)	(2.893)	(2.448)	(2.511)	(2.709)	(2.066)
Plus de 100 000 \$	73,9	79,9	78,6	83,0	83,0	82,4	77,9	76,2	77,4
	..	..	..	(2.484)	(2.589)	(2.417)	(2.429)	(2.508)	(2.411)
<i>... aux études universitaires</i>									
Global	31,8	35,2	32,4	31,5	32,5	30,7	30,7	30,0	30,0
	..	..	..	(1.327)	(1.250)	(1.344)	(1.084)	(1.121)	(1.172)
Moins de 25 000 \$	18,4	18,3	30,0	21,5	20,5	18,0	21,8	20,9	19,5
	..	..	..	(2.891)	(2.989)	(2.505)	(2.798)	(2.715)	(2.923)
25 000 \$ à 50 000 \$	25,7	32,3	23,1	28,0	28,2	25,5	26,7	25,5	23,3
	..	..	..	(2.556)	(2.542)	(2.639)	(1.973)	(2.109)	(2.327)
50 001 \$ à 75 000 \$	33,3	33,3	32,0	24,8	28,9	26,9	26,7	26,1	25,0
	..	..	..	(2.176)	(2.459)	(2.437)	(2.227)	(1.851)	(2.023)
75 001 \$ à 100 000 \$	37,8	44,1	36,4	36,1	39,5	34,5	30,5	33,2	38,2
	..	..	..	(3.074)	(3.106)	(2.981)	(2.535)	(2.734)	(2.795)
Plus de 100 000 \$	49,0	54,8	49,9	58,6	53,3	52,5	48,8	44,4	45,6
	..	..	..	(3.486)	(3.551)	(3.310)	(2.838)	(2.858)	(2.831)
<i>... aux études collégiales</i>									
Global	33,6	33,1	36,2	34,9	37,0	36,6	35,0	34,7	35,4
	..	..	..	(1.204)	(1.201)	(1.272)	(1.166)	(1.098)	(1.127)
Moins de 25 000 \$	30,0	30,7	32,7	31,9	39,8	36,7	30,8	29,1	29,4
	..	..	..	(3.078)	(3.382)	(3.338)	(2.881)	(2.695)	(3.205)
25 000 \$ à 50 000 \$	37,1	32,5	41,3	36,7	36,8	32,9	34,4	34,0	36,5
	..	..	..	(2.395)	(2.214)	(2.274)	(2.242)	(2.260)	(2.238)
50 001 \$ à 75 000 \$	35,6	36,7	31,4	40,1	41,0	41,3	38,6	39,7	38,2
	..	..	..	(2.714)	(2.605)	(2.656)	(2.379)	(2.239)	(2.245)
75 001 \$ à 100 000 \$	34,4	36,9	43,2	37,4	34,9	42,1	39,8	36,1	38,1
	..	..	..	(3.090)	(3.160)	(3.018)	(2.679)	(2.275)	(2.744)
Plus de 100 000 \$	24,9	25,1	28,7	24,4	29,7	29,9	29,1	31,9	31,8
	..	..	..	(2.871)	(3.165)	(2.676)	(2.511)	(2.593)	(2.437)

Tableau 4 : Taux de participation selon le revenu des parents, 1993-2001 (suite)  
(erreurs types)

Taux de participation	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<i>... déjà été inscrits à l'université</i>									
Global	39.0	41.8	38.9	35.2	37.3	37.8	36.1	37.0	36.3
	..	..	..	(1.330)	(1.271)	(1.316)	(1.165)	(1.246)	(1.153)
Moins de 25 000 \$	23.1	22.5	36.4	25.3	25.1	25.1	26.4	27.1	27.5
	..	..	..	(3.057)	(3.124)	(2.771)	(2.979)	(3.100)	(3.019)
25 000 \$ à 50 000 \$	31.2	40.4	30.6	31.9	32.2	34.3	32.5	32.6	30.0
	..	..	..	(2.627)	(2.585)	(2.827)	(2.214)	(2.278)	(2.187)
50 001 \$ à 75 000 \$	42.1	39.3	37.7	28.2	33.3	31.7	31.1	32.7	30.5
	..	..	..	(2.225)	(2.545)	(2.536)	(2.426)	(2.166)	(2.118)
75 001 \$ à 100 000 \$	47.6	49.7	42.0	39.4	45.8	41.6	36.4	41.4	44.0
	..	..	..	(3.147)	(3.213)	(3.064)	(2.774)	(2.729)	(2.816)
Plus de 100 000 \$	56.7	63.2	56.5	63.2	58.1	60.1	55.1	51.3	52.3
	..	..	..	(3.404)	(3.517)	(3.086)	(2.671)	(2.913)	(2.888)
Revenu moyen	63,309 \$	63,409 \$	63,462 \$	62,389 \$	63,733 \$	66,661 \$	68,476 \$	71,695 \$	70,944 \$
Revenu médian	54,857 \$	56,256 \$	54,311 \$	54,769 \$	55,762 \$	57,638 \$	60,542 \$	61,388 \$	61,312 \$

.. Indisponible pour une période de référence précise.

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école élémentaire ou secondaire et vivant avec au moins un parent.

**Note :** Revenu des parents mesuré en dollars constants de 2001. Des poids transversaux ont été utilisés pour produire des estimations pour l'année de référence. Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types pour les années de référence 1996 à 2001. Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993 à 1995.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Tableau 4a : Taux de participation selon d'autres mesures du revenu des parents, certaines années

## I. Revenu annuel des parents

Groupe de revenu	Études universitaires		Études collégiales		Déjà été inscrits à l'université	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001
Global	30,7	30,0	36,6	35,4	37,8	36,3
Moins de 25 000 \$	18,0	19,5	36,7	29,4	25,4	27,5
25 000 \$ à 50 000 \$	25,5	23,3	32,9	36,5	34,3	30,0
50 001 \$ à 75 000 \$	26,9	25,0	41,3	38,2	31,7	30,5
75 001 \$ à 100 000 \$	34,5	38,2	42,1	38,1	41,6	44,0
Plus de 100 000 \$	52,5	45,6	29,9	31,8	60,1	52,3

## II. Moyenne sur deux ans du revenu des parents

Groupe de revenu	Études universitaires		Études collégiales		Déjà été inscrits à l'université	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001
Global	32,1	30,1	36,0	36,2	38,7	36,7
Moins de 25 000 \$	17,8	21,9	36,9	30,9	29,1	30,4
25 000 \$ à 50 000 \$	28,9	25,0	32,3	38,2	36,3	30,7
50 001 \$ à 75 000 \$	28,0	25,2	40,0	36,8	33,1	32,2
75 001 \$ à 100 000 \$	35,0	32,8	41,5	40,3	42,6	41,0
Plus de 100 000 \$	55,3	45,5	29,1	32,5	62,3	50,0

## III. Moyenne sur trois ans du revenu des parents

Groupe de revenu	Études universitaires		Études collégiales		Déjà été inscrits à l'université	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001
Global	31,9	30,5	36,6	36,8	38,4	36,8
Moins de 25 000 \$	20,1	17,6	37,5	31,8	26,7	26,7
25 000 \$ à 50 000 \$	27,4	25,6	33,4	35,7	34,0	31,3
50 001 \$ à 75 000 \$	26,8	25,6	43,3	40,5	32,4	33,3
75 001 \$ à 100 000 \$	35,2	33,5	39,8	41,9	43,1	39,5
Plus de 100 000 \$	55,1	48,1	28,3	31,0	62,1	52,6

## IV. Échantillon augmenté

Groupe de revenu	Études universitaires		Études collégiales		Déjà été inscrits à l'université	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001
Global	27,6	26,4	34,7	34,4	35,3	33,2
Moins de 25 000 \$	18,7	18,9	32,4	29,5	26,7	26,9
25 000 \$ à 50 000 \$	25,3	21,7	34,1	37,6	33,3	27,6
50 001 \$ à 75 000 \$	26,5	23,4	38,8	38,3	32,0	29,1
75 001 \$ à 100 000 \$	33,6	35,4	41,2	37,5	41,0	41,6

**Note :** Les estimations sont calculées à l'aide des poids de panels longitudinaux combinés.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Tableau 5 : Taux de participation aux études collégiales conditionnels, 1996-2001

	Global	Moins de 25 000 \$	25 000 \$ à 50 000 \$	50 001 \$ à 75 000 \$	75 001 \$ à 100 000 \$	Plus 100 000 \$	Écart faible-élevé
1996 Études universitaires	31,5	21,5	28,0	24,8	36,1	58,6	
Études collégiales	34,9	31,9	36,7	40,1	37,4	24,4	
% ne fréquentant pas l'université	68,5	78,5	72,0	75,2	63,9	41,4	
Conditionnel – études collégiales	50,9%	40,6%	51,0%	53,3%	58,5%	58,9%	18,3%
1997 Études universitaires	32,5	20,5	28,2	28,9	39,5	53,3	
Études collégiales	37,0	39,8	36,8	41,0	34,9	27,9	
% ne fréquentant pas l'université	67,5	79,5	71,8	71,1	60,5	46,7	
Conditionnel – études collégiales	54,8%	50,1%	51,3%	57,7%	57,7%	59,7%	9,7%
1998 Études universitaires	30,7	18,0	25,5	26,9	34,5	52,5	
Études collégiales	36,6	36,7	32,9	41,3	42,1	29,9	
% ne fréquentant pas l'université	69,3	82,0	74,5	73,1	65,5	47,5	
Conditionnel – études collégiales	52,8%	44,8%	44,2%	56,5%	64,3%	62,9%	18,2%
1999 Études universitaires	30,7	21,8	26,7	26,7	30,5	48,8	
Études collégiales	35,0	30,8	34,4	38,6	39,8	29,1	
% ne fréquentant pas l'université	69,3	78,2	73,3	73,3	69,5	51,2	
Conditionnel – études collégiales	50,5%	39,4%	46,9%	52,7%	57,3%	56,8%	17,4%
2000 Études universitaires	30,0	20,9	25,5	26,1	33,2	44,4	
Études collégiales	34,7	29,1	34,0	39,7	36,1	31,9	
% ne fréquentant pas l'université	70,0	79,1	74,5	73,9	66,8	55,6	
Conditionnel – études collégiales	49,6%	36,8%	45,6%	53,7%	54,0%	57,4%	20,6%
2001 Études universitaires	30,0	19,5	23,3	25,0	38,2	45,6	
Études collégiales	35,4	29,4	36,5	38,2	38,1	31,8	
% ne fréquentant pas l'université	70,0	80,5	76,7	75,0	61,8	54,4	
Conditionnel – études collégiales	50,6%	36,5%	47,6%	50,9%	61,7%	58,5%	21,9%

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école élémentaire ou secondaire et vivant avec au moins un parent.

**Note :** Les taux de participation aux études collégiales conditionnels sont calculés comme suit : (participation aux études collégiales) / (ne fréquentant par l'université/études universitaires achevées)

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Tableau 6 : Taux de participation selon le niveau de scolarité le plus élevé atteint par les parents, 1993-2001

Taux de participation ...	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<i>... à toutes études postsecondaires</i>									
Études universitaires	80,7	83,1	81,7	86,4	86,4	80,5	83,8	80,3	81,1
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	63,7	67,3	65,7	70,7	69,8	69,5	67,0	67,8	68,2
Diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur	49,6	52,4	54,2	56,5	56,7	55,9	53,7	51,8	52,5
<i>... aux études universitaires</i>									
Études universitaires	47,7	52,5	53,2	59,7 (2,435)	54,9 (2,230)	48,2 (2,549)	52,8 (2,295)	49,2 (2,288)	49,6 (2,378)
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	26,3	28,7	26,1	33,0 (2,340)	31,7 (2,421)	30,6 (2,137)	27,0 (1,580)	26,3 (1,487)	27,8 (1,613)
Diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur	16,9	19,0	19,4	18,7 (1,237)	19,0 (1,360)	18,2 (1,311)	17,5 (0,998)	16,5 (1,021)	16,6 (1,005)
<i>... aux études collégiales</i>									
Études universitaires	33,0	30,6	28,5	26,7 (2,235)	31,5 (2,064)	32,3 (2,483)	31,0 (1,996)	31,1 (1,888)	31,5 (2,138)
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	37,4	38,6	39,6	37,7 (2,064)	38,1 (2,134)	38,9 (2,171)	40,0 (1,718)	41,5 (1,757)	40,4 (1,544)
Diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur	32,7	33,4	34,8	37,8 (1,370)	37,7 (1,289)	37,7 (1,462)	36,2 (1,279)	35,3 (1,274)	35,9 (1,389)
<i>... déjà été inscrits à l'université</i>									
Études universitaires	55,8	63,4	62,4	65,7 (2,431)	62,7 (2,211)	60,4 (2,352)	60,5 (2,134)	58,8 (2,316)	58,4 (2,225)
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	38,3	38,6	36,7	40,4 (2,254)	39,9 (2,389)	41,1 (2,353)	36,5 (1,189)	35,5 (1,757)	35,9 (1,728)
Diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur	23,1	24,6	24,8	22,6 (1,308)	23,3 (1,412)	23,4 (1,401)	22,2 (1,087)	21,9 (1,087)	21,9 (1,089)
Nombre d'observations	3 112	3 244	3 307	6 652	6 775	6 947	6 644	6 494	7 171

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école secondaire ou élémentaire.

**Note :** Des poids transversaux ont été utilisés pour produire des estimations pour l'année de référence.

Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types pour les années de référence 1996 à 2001.

Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993 à 1995.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 7 : Taux de participation selon le type de famille, 1993-2001 (erreurs types)

Taux de participation	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<i>... à toutes études postsecondaires</i>									
Famille comptant un couple	68,6	70,0	70,1	68,9 (1,293)	71,6 (1,340)	71,0 (1,370)	67,2 (1,202)	66,1 (1,184)	67,3 (1,246)
Famille monoparentale	55,6	59,4	63,4	57,6 (3,360)	61,1 (2,923)	53,0 (2,945)	58,6 (2,660)	59,0 (2,259)	57,6 (2,573)
<i>... aux études universitaires</i>									
Famille comptant un couple	33,7	37,3	34,5	34,3 (1,534)	35,1 (1,506)	33,7 (1,547)	32,5 (1,240)	31,5 (1,245)	32,1 (1,305)
Famille monoparentale	27,6	29,2	29,1	21,2 (2,389)	22,6 (2,679)	19,1 (2,117)	22,0 (2,219)	23,7 (2,330)	21,9 (2,174)
<i>... aux études collégiales</i>									
Famille comptant un couple	34,9	32,7	35,6	34,6	36,5	37,3	34,7	34,6	35,2
Famille monoparentale	28,0	30,2	34,3	36,4	38,5	34,2	34,7	32,6	35,0
<i>... déjà été inscrits à l'université</i>									
Famille comptant un couple	40,3	43,7	40,9	38,0	40,2	40,5	37,5	38,6	38,5
Famille monoparentale	37,8	36,7	35,0	23,3	28,0	28,0	31,2	30,2	28,6
Nombre d'observations	1 691	1 680	1 656	3 484	3 449	3 615	3 730	3 579	3 763

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école secondaire ou élémentaire et vivant avec au moins un parent.

**Note :** Des poids transversaux ont été utilisés pour produire des estimations pour l'année de référence. Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types pour les années de référence 1996 à 2001. Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993 à 1995.

Les familles comptant un couple comprennent les couples mariés et les couples en union libre. Les familles monoparentales comprennent les familles monoparentales dirigées par une femme et celles dirigées par un homme.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 8 : Taux de participation selon la région 1993-2001 (erreurs types)

Taux de participation	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<i>... à toutes études postsecondaires</i>									
Provinces de l'Atlantique	56,2	59,4	57,2	59,3	63,5	62,4	59,7	58,2	58,7
Québec	68,8	70,4	71,1	73,7	72,0	72,7	70,4	67,1	69,3
Ontario	51,2	58,5	62,5	59,6	63,4	60,7	56,3	58,6	58,3
Provinces des Prairies	54,7	54,4	50,8	54,7	57,0	55,4	54,8	53,3	53,2
Colombie-Britannique	65,4	56,1	59,1	54,4	58,2	54,1	57,3	56,5	58,1
<i>... aux études universitaires</i>									
Provinces de l'Atlantique	27,6	32,2	33,0	32,3	35,2	30,9	33,5	34,0	33,2
				(1,916)	(2,084)	(2,061)	(2,065)	(1,807)	(1,065)
Québec	23,5	26,6	21,4	23,3	21,7	23,8	24,5	22,7	24,2
				(2,103)	(1,771)	(1,816)	(1,840)	(2,039)	(2,002)
Ontario	25,6	28,7	32,5	34,9	36,4	32,3	28,0	28,2	28,6
				(2,342)	(2,156)	(2,163)	(1,718)	(1,502)	(1,656)
Provinces des Prairies	24,1	26,4	24,2	25,7	26,3	23,9	25,7	23,9	25,8
				(2,153)	(2,047)	(1,546)	(1,417)	(1,699)	(1,624)
Colombie-Britannique	26,8	22,8	26,5	24,4	24,5	24,3	23,3	25,2	25,6
				(2,816)	(2,665)	(2,622)	(2,304)	(2,849)	(2,605)
<i>... aux études collégiales</i>									
Provinces de l'Atlantique	28,6	27,2	24,2	27,0	28,3	31,5	26,2	24,2	25,5
Québec	45,3	43,8	49,7	50,4	50,3	48,9	45,9	44,4	45,1
Ontario	25,6	29,8	30,0	24,7	27,0	28,4	28,3	30,4	29,7
Provinces des Prairies	30,6	28,0	26,6	29,0	30,7	31,5	29,1	29,4	27,4
Colombie-Britannique	38,6	33,3	32,6	30,0	33,7	29,8	34,0	31,3	32,5
<i>... déjà été inscrits à l'université</i>									
Provinces de l'Atlantique	39,1	44,3	44,4	41,2	45,2	42,6	43,0	44,9	44,9
				(1,994)	(2,186)	(1,970)	(1,916)	(1,819)	(1,593)
Québec	27,7	34,7	27,9	25,6	24,0	26,9	28,9	27,5	28,5
				(2,135)	(1,813)	(1,908)	(1,791)	(2,071)	(1,923)
Ontario	36,0	35,3	38,8	37,8	40,3	41,4	35,0	35,2	35,0
				(2,351)	(2,153)	(2,505)	(1,979)	(1,847)	(1,701)
Provinces des Prairies	31,6	35,4	35,7	33,2	35,4	33,3	32,9	33,0	32,8
				(2,340)	(2,084)	(1,703)	(1,518)	(1,702)	(1,614)
Colombie-Britannique	32,1	28,5	31,0	31,4	32,8	32,9	29,2	32,0	34,2
				(2,843)	(2,928)	(2,788)	(2,213)	(3,005)	(2,866)
Nombre d'observations	3 112	3 244	3 307	6 652	6 775	6 947	6 644	6 494	7 171

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école secondaire ou élémentaire.

**Note :** Des poids transversaux ont été utilisés pour produire des estimations pour l'année de référence.

Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types pour les années de référence 1996 à 2001.

Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993 à 1995.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 9 : Résultats de la régression par les moindres carrés ordinaires de l'élasticité entre la participation aux études postsecondaires et le revenu des parents pour tous les jeunes de 18 à 24 ans, 1993-2001

**I. Mesure du revenu des parents : annuel**

Année	<i>Participation aux études universitaires</i>				<i>Participation aux études collégiales</i>				Taille de l'échantillon
	Coord. à l'origine	Elasticité LN(revenu des parents)	Erreur type	R-carré	Coord. à l'origine	Elasticité LN(revenu des parents)	Erreur type	R-carré	
1993	-0,812	0,105		0,037	0,452	-0,011		0,000	1 691
1994	-0,894	0,115		0,043	0,181	0,014		0,001	1 680
1995	-0,349	0,062		0,013	0,388	-0,003		0,001	1 656
1996	-0,694	0,094	(0,014)	0,036	0,304	0,004	(0,015)	0,000	3 484
1997	-0,660	0,092	(0,017)	0,031	0,600	-0,022	(0,015)	0,002	3 449
1998	-0,811	0,104	(0,013)	0,038	0,321	0,004	(0,015)	0,000	3 615
1999	-0,543	0,078	(0,014)	0,020	0,239	0,010	(0,014)	0,000	3 730
2000	-0,640	0,086	(0,012)	0,026	0,341	0,001	(0,014)	0,000	3 579
2001	-0,638	0,086	(0,013)	0,029	0,210	0,013	(0,015)	0,001	3 763

**II. Mesure du revenu des parents : moyenne sur 2 ans**

Année	<i>Participation aux études universitaires</i>				<i>Participation aux études collégiales</i>				Taille de l'échantillon
	Coord. à l'origine	Elasticité LN(revenu des parents)	Erreur type	R-carré	Coord. à l'origine	Elasticité LN(revenu des parents)	Erreur type	R-carré	
1998	-0,871	0,110	(0,018)	0,035	0,408	-0,005	(0,017)	0,001	3 135
2001	-0,721	0,094	(0,016)	0,025	0,387	-0,002	(0,016)	0,001	3 151

**III. Mesure du revenu des parents : moyenne sur 3 ans**

Année	<i>Participation aux études universitaires</i>				<i>Participation aux études collégiales</i>				Taille de l'échantillon
	Coord. à l'origine	Elasticité LN(revenu des parents)	Erreur type	R-carré	Coord. à l'origine	Elasticité LN(revenu des parents)	Erreur type	R-carré	
1998	-0,910	0,114	(0,020)	0,036	0,440	-0,007	(0,014)	0,001	3042
2001	-1,000	0,119	(0,017)	0,037	0,421	-0,005	(0,015)	0,001	2952

**Note :** Les coefficients de LN(revenu des parents) pour la participation aux études universitaires sont statistiquement différents de zéro au niveau de signification de 1 %. Ceux de la participation aux études collégiales ne sont pas statistiquement différents de zéro au niveau de signification de 1 % pour toutes les années d'enquête. Les entrées du tableau sont les résultats de l'estimation par la méthode des moindres carrés obtenue à l'aide du modèle (1) décrit dans le texte de l'étude.

**Poids :** Des poids transversaux ont été utilisés pour produire des estimations tirées du revenu annuel. Des poids longitudinaux combinés ont été utilisés pour les estimations établies à partir de la moyenne sur 2 ans et sur 3 ans du revenu des parents. Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types pour les années 1996 à 2001. Les poids bootstrap n'étaient pas disponibles pour les années 1993 à 1995.

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école secondaire ou élémentaire et vivant avec au moins un parent.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique dur travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 10 : Estimations des coefficients obtenus par régression par la méthode des moindres carrés :  
revenu annuel des parents

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<b>I. Variable dépendante : participation aux études universitaires</b>									
Constante	0,254	0,311	0,237	0,351	0,365	0,309	0,291	0,292	0,260
Revenu des parents									
Moins de 25 000 \$	-0,076	-0,139	0,067	-0,059 (0,040)	-0,073 (0,042)	-0,060 (0,037)	-0,047 (0,035)	-0,048 (0,034)	-0,031 (0,035)
50 000 \$ à 75 000 \$	0,086	0,019	0,089	-0,054 (0,038)	0,003 (0,038)	0,004 (0,037)	-0,011 (0,036)	0,003 (0,029)	0,016 (0,029)
75 001 \$ à 100 000 \$	0,118	0,124	0,137	0,060 (0,040)	0,098 (0,042)	0,076 (0,042)	0,023 (0,034)	0,071 (0,035)	0,141 (0,035)
Plus de 100 000 \$	0,239	0,235	0,266	0,274 (0,043)	0,230 (0,042)	0,249 (0,042)	0,205 (0,036)	0,181 (0,038)	0,216 (0,035)
R-carré	0,055	0,065	0,059	0,081	0,081	0,072	0,049	0,043	0,051
<b>II. Variable dépendante : participation aux études collégiales</b>									
Constante	0,316	0,311	0,348	0,319	0,352	0,321	0,304	0,298	0,304
Revenu des parents									
Moins de 25 000 \$	-0,058	-0,070	-0,077	-0,045 (0,040)	-0,030 (0,039)	-0,038 (0,040)	-0,043 (0,038)	-0,039 (0,034)	-0,073 (0,039)
50 000 \$ à 75 000 \$	-0,030	0,021	-0,019	0,025 (0,037)	-0,002 (0,034)	0,038 (0,037)	0,031 (0,031)	0,047 (0,031)	0,009 (0,032)
75 001 \$ à 100 000 \$	0,011	0,044	0,002	-0,002 (0,037)	-0,033 (0,040)	0,048 (0,037)	0,048 (0,034)	0,072 (0,032)	0,041 (0,037)
Plus de 100 000 \$	-0,087	-0,064	-0,033	-0,075 (0,036)	-0,076 (0,038)	-0,032 (0,037)	-0,033 (0,033)	0,008 (0,037)	-0,017 (0,033)
Famille monoparentale	-0,02	-0,039	0,011	-0,067 (0,033)	-0,031 (0,035)	-0,06 (0,035)	-0,047 (0,026)	-0,016 (0,027)	-0,034 (0,025)
R-carré	0,045	0,041	0,064	0,064	0,066	0,047	0,055	0,052	0,051
Nombre d'observations	1 691	1 680	1 656	3 484	3 449	3 615	3 730	3 579	3 763

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école élémentaire ou secondaire et vivant avec au moins un parent.

**Note :** Les groupes de référence sont ceux où le revenu des parents est de 25 000 \$ à 50 000 \$, habitant en Ontario et vivant dans une famille comptant un couple. Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types. Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993-1995.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Tableau 11 : Estimations des coefficients à l'aide du modèle de probabilité linéaire : niveau de scolarité des parents (erreurs types)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<b>I. <i>Variable dépendante</i> : études universitaires – fréquentant l'université ou études achevées</b>									
Niveau de scolarité des parents : études universitaires	0,308	0,339	0,339	0,402 (0,033)	0,350 (0,034)	0,299 (0,035)	0,351 (0,031)	0,329 (0,030)	0,330 (0,031)
Niveau de scolarité des parents : études collégiales	0,091	0,103	0,072	0,137 (0,031)	0,116 (0,032)	0,118 (0,033)	0,092 (0,024)	0,096 (0,025)	0,110 (0,026)
R-carré	0,087	0,111	0,106	0,154	0,112	0,081	0,115	0,094	0,090
<b>II. <i>Variable dépendante</i> : études universitaires – déjà été inscrits à l'université</b>									
Niveau de scolarité des parents : études universitaires	0,332	0,395	0,384	0,424	0,384	0,370	0,384	0,373	0,03651
Niveau de scolarité des parents : études collégiales	0,150	0,146	0,126	0,170	0,153	0,169	0,141	0,133	0,138
R-carré	0,084	0,112	0,110	0,167	0,130	0,109	0,120	0,109	0,010
<b>III. <i>Variable dépendante</i> : études collégiales – fréquentant un collège ou études achevées</b>									
Niveau de scolarité des parents : études universitaires	-0,002	-0,033	-0,0739	-.0954 (0,035)	-0,0495 (0,034)	-0,0494 (0,035)	0,040 (0,027)	-0,0399 (0,028)	-0,034 (0,033)
Niveau de scolarité des parents : études collégiales	0,052	0,051	0,036	0,013 (0,031)	0,020 (0,030)	0,027 (0,031)	0,050 (0,026)	0,067 (0,028)	0,0501 (0,028)
R-carré	0,034	0,030	0,048	0,071	0,049	0,045	0,057	0,046	0,048

**Échantillon** : Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école élémentaire ou secondaire.

**Note** : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses et sont calculées à l'aide de poids bootstrap. Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993-1995.

Les groupes de référence sont ceux où le niveau de scolarité le plus élevé atteint par les parents est un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur et habitant en Ontario.

**Source** : Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 12 : Estimations des coefficients à l'aide du modèle de probabilité linéaire : niveau de scolarité des parents et revenu des parents pris ensemble

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<i>Variable dépendante</i> : fréquentant l'université actuellement ou études universitaires achevées									
Constante	0,227	0,261	0,197	0,308	0,324	0,261	0,248	0,237	0,207
Niveau de scolarité des parents – diplôme universitaire	0,263	0,300	0,298	0,326 (0,037)	0,279 (0,037)	0,228 (0,036)	0,310 (0,033)	0,278 (0,031)	0,265 (0,034)
Niveau de scolarité des parents – diplôme collégial	0,080	0,064	0,033	0,098 (0,030)	0,085 (0,037)	0,101 (0,034)	0,081 (0,024)	0,074 (0,025)	0,064 (0,027)
Revenu annuel – plus de 100 000 \$	0,107	0,117	0,148	0,151 (0,044)	0,122 (0,044)	0,179 (0,044)	0,083 (0,036)	0,092 (0,038)	0,130 (0,037)
Revenu annuel – 75 001 \$ à 100 000 \$	0,055	0,096	0,104	0,022 (0,036)	0,032 (0,041)	0,040 (0,042)	-0,038 (0,031)	0,017 (0,033)	0,096 (0,034)
Revenu annuel – 50 000 \$ à 75 000 \$	0,055	0,016	0,087	-0,057 (0,034)	-0,022 (0,038)	-0,011 (0,037)	-0,049 (0,030)	-0,012 (0,029)	0,009 (0,029)
Revenu annuel – moins de 25 000 \$	-0,048	-0,095	0,082	-0,035 (0,038)	0,074 (0,041)	-0,050 (0,037)	-0,036 (0,032)	0,031 (0,034)	-0,017 (0,035)
Famille monoparentale	-0,022	-0,021	-0,015	-0,066 (0,035)	-0,045 (0,030)	-0,071 (0,021)	-0,072 (0,027)	-0,044 (0,027)	-0,054 (0,027)
R-carré	0,092	0,116	0,117	0,169	0,126	0,103	0,117	0,092	0,097
Nombre d'observations	1 691	1 680	1 656	3 484	3 449	3 615	3 730	3 579	3 763

**Échantillon** : Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne participant pas à l'école élémentaire ou secondaire et vivant avec au moins un parent en l'année de référence.

**Note** : Les groupes de référence sont ceux où le niveau de scolarité le plus élevé des parents est le diplôme d'études secondaires, le revenu des parents se situe entre 25 000 \$ et 50 000 \$, habitant en Ontario et vivant dans une famille biparentale.

Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types. Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993 à 1995.

**Source** : Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 13 : Estimations des coefficients à l'aide du modèle de probabilité linéaire : interaction entre le revenu annuelle et niveau de scolarité des parents et pris ensemble.

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<i>Variable dépendante : fréquentant l'université actuellement ou études universitaires achevées</i>									
Constante	0,223	0,241	0,187	0,276	0,309	0,296	0,264	0,249	0,218
Niveau de scolarité des parents – diplôme universitaire	0,340	0,275	0,297	0,453 (0,077)	0,348 (0,092)	0,181 (0,080)	0,184 (0,080)	0,193 (0,075)	0,214 (0,074)
Niveau de scolarité des parents – diplôme collégial	0,055	0,124	0,073	0,139 (0,061)	0,118 (0,064)	0,07 (0,062)	0,073 (0,047)	0,073 (0,052)	0,078 (0,048)
Revenu annuel – plus de 100 000 \$	0,063	0,017	0,128	0,234 (0,095)	0,142 (0,089)	0,085 (0,076)	0,012 (0,065)	0,055 (0,065)	0,057 (0,062)
Revenu annuel – 75 001 \$ à 100 000 \$	0,067	0,156	0,171	0,031 (0,053)	0,098 (0,071)	-0,022 (0,063)	-0,049 (0,047)	-0,007 (0,048)	0,070 (0,051)
Revenu annuel – 50 000 \$ à 75 000 \$	0,048	0,016	0,053	0,012 (0,046)	-0,014 (0,051)	-0,074 (0,052)	-0,051 (0,040)	-0,031 (0,038)	0,022 (0,036)
Revenu annuel – moins de 25 000 \$	-0,036	-0,075	0,067	-0,009 (0,045)	-0,068 (0,051)	-0,059 (0,051)	-0,071 (0,040)	-0,019 (0,041)	-0,042 (0,037)
	-0,033	0,142	0,081	-0,194 (0,125)	-0,071 (0,132)	0,102 (0,121)	0,145 (0,103)	0,111 (0,104)	0,115 (0,100)
parent_univ*parent_75K - 100K	-0,099	0,061	-0,168	-0,073 (0,111)	-0,071 (0,129)	0,112 (0,117)	0,194 (0,099)	0,109 (0,100)	0,069 (0,111)
parent_univ*parent_50K - 75K	-0,093	-0,032	0,014	-0,235 (0,110)	-0,112 (0,122)	0,103 (0,126)	0,087 (0,106)	0,080 (0,092)	0,01 (0,097)
parent_univ*parent_< 25K	-0,191	-0,016	0,103	-0,129 (0,141)	-0,11 (0,140)	-0,038 (0,131)	0,2285 (0,116)	0,090 (0,139)	0,018 (0,121)
parent_coll*parent_100K+	0,09	0,081	0,075	-0,026 (0,130)	-0,082 (0,115)	-0,041 (0,102)	0,111 (0,930)	-0,014 (0,091)	0,027 (0,099)
parent_coll*parent_75K - 100K	0,003	-0,252	0,145	-0,001 (0,084)	0,012 (0,098)	0,031 (0,096)	-0,063 (0,068)	-0,010 (0,075)	-0,042 (0,087)
parent_coll*parent_50K - 75K	0,039	-0,017	-0,005	-0,144 (0,076)	-0,14 (0,084)	0,097 (0,087)	0,015 (0,066)	0,027 (0,068)	-0,055 (0,061)
parent_coll*parent_< 25K	0,059	-0,081	0,025	-0,038 (0,104)	0,019 (0,091)	0,026 (0,104)	0,032 (0,098)	-0,070 (0,080)	0,079 (0,111)
Famille monoparentale				-0,079 (0,033)	-0,045 (0,035)	-0,081 (0,030)	-0,067 (0,026)	-0,041 (0,027)	-0,052 (0,025)
R-carré	0,096	0,1267	0,1337	0,176	0,132	0,1138	0,1256	0,0964	0,1026
Nombres d'observations	1 691	1 680	1 656	3 484	3 449	3 615	3 730	3 579	3 763

**Échantillon :** Tous les jeunes de 18 à 24 ans ne participant pas à l'école élémentaire ou secondaire et vivant avec au moins un parent en l'année de référence.

**Note :** Les groupes de référence sont ceux où le niveau de scolarité le plus élevé des parents est le diplôme d'études secondaires, le revenu des parents se situe entre 25 000 \$ et 50 000 \$, habitant en Ontario et vivant dans une famille biparentale. Il y a 12 termes d'interactions (niveau de scolarité des parents\*revenu des parents) introduit dans ce modèle.

Des poids bootstrap ont été utilisés pour calculer les erreurs types. Des poids bootstrap ne sont pas disponibles pour les années 1993 à 1995.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

Tableau 14 : Valeurs prédites à l'aide du modèle de probabilité linéaire

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
100 000 \$ + études universitaires	0,596	0,681	0,684	0,769	0,728	0,664	0,625	0,608	0,604
100 000 \$ + études secondaires	0,268	0,251	0,315	0,510	0,451	0,381	0,276	0,304	0,275
25 000 \$ à 50 000 \$ – études universitaires	0,560	0,516	0,484	0,729	0,657	0,474	0,448	0,442	0,432
25 000 \$ à 50 000 \$ – études secondaires	0,223	0,241	0,187	0,276	0,309	0,296	0,264	0,249	0,218

\*Maintenant constants la région et le type de famille. Les groupes de référence sont ceux où les personnes habitent en Ontario et appartiennent à des familles biparentales.

Échantillon analytique : jeunes de 18 à 24 ans vivant avec au moins un parent

Les valeurs prédites sont calculées à partir des résultats indiqués au tableau 12.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique dur travail et du revenu.

Tableau 15 : Certains résultats des modèles de probabilité linéaire : diverses mesures du revenu des parents

<i>Variable dépendante : études universitaires</i>	1998			2001		
	Annuel	Moyenne sur 2 ans	Moyenne sur 3 ans	Annuel	Moyenne sur 2 ans	Moyenne sur 3 ans
<b>Tableau 9 Élasticités</b>						
ln (revenu)	0.104 (0,013)	0.110 (0,018)	0.114 (0,020)	0.086 (0,013)	0.094 (0,016)	0.119 (0,017)
<b>Tableau 10 Revenu des parents selon la catégorie</b>						
Moins de 25 000 \$	-0.06 (0,037)	-0.068 (0,040)	-0.052 (0,042)	-0.031 (0,035)	-0.027 (0,036)	-0.079 (0,039)
50 000 \$ à 75 000 \$	0.004 (0,037)	0.002 (0,038)	-0.024 (0,037)	0.016 (0,029)	-0.007 (0,031)	-0.004 (0,032)
75 001 \$ à 100 000 \$	0.076 (0,042)	0.060 (0,044)	0.055 (0,043)	0.141 (0,035)	0.067 (0,037)	0.067 (0,037)
Plus de 100 000 \$	0.249 (0,042)	0.260 (0,043)	0.248 (0,043)	0.216 (0,051)	0.195 (0,040)	0.216 (0,040)
* Le groupe de référence est celui où le revenu des parents est de 25 000 \$ à 50 000 \$						
<b>Tableau 12 Revenu des parents et niveau de scolarité des parents estimés conjointement</b>						
Niveau de scolarité des parents = dipl. universitaire	0.228 (0,036)	0.216 (0,041)	0.219 (0,041)	0.265 (0,034)	0.282 (0,035)	0.278 (0,035)
Niveau de scolarité des parents = diplôme collégial	0.101 (0,034)	0.104 (0,038)	0.107 (0,037)	0.064 (0,027)	0.052 (0,028)	0.051 (0,028)
Revenu des parents >100 000 \$	0.180 (0,044)	0.186 (0,047)	0.169 (0,048)	0.131 (0,037)	0.107 (0,041)	0.103 (0,041)
75 001 \$ à 100 000 \$	0.040 (0,042)	0.02 (0,044)	0.015 (0,042)	0.096 (0,034)	0.036 (0,038)	0.017 (0,037)
50 000 \$ à 75 000 \$	-0.011 (0,037)	-0.012 (0,038)	-0.037 (0,037)	0.009 (0,029)	-0.009 (0,031)	-0.022 (0,032)
Moins de 25 000 \$	-0.050 (0,037)	-0.056 (0,039)	-0.042 (0,040)	-0.017 (0,035)	-0.056 (0,037)	-0.076 (0,040)
* Les groupes de référence sont ceux où le revenu des parents est de 25 000 \$ à 50 000 \$ et le niveau de scolarité des parents est le diplôme d'études secondaires ou un niveau moins élevé.						
<b>Tableau 13 Revenu des parents pris ensemble et mis en interaction</b>						
Niveau de scolarité des parents = dipl. universitaire	0.181 (0,090)	0.179 (0,063)	0.242 (0,080)	0.214 (0,074)	0.235 (0,078)	0.274 (0,086)
Niveau de scolarité des parents = diplôme collégial	0.070 (0,062)	0.067 (0,052)	0.171 (0,057)	0.078 (0,048)	0.087 (0,052)	0.112 (0,054)
Revenu des parents >100 000 \$	0.082 (0,076)	0.100 (0,061)	0.167 (0,071)	0.057 (0,061)	0.082 (0,069)	0.051 (0,072)
75 001 \$ à 100 000 \$	-0.055 (0,063)	0.041 (0,059)	0.002 (0,061)	0.070 (0,051)	0.039 (0,058)	0.038 (0,051)
50 000 \$ à 75 000 \$	-0.074 (0,052)	0.084 (0,059)	-0.019 (0,057)	0.022 (0,036)	0.008 (0,035)	0.009 (0,041)
Moins de 25 000 \$	-0.060 (0,051)	-0.024 (0,056)	-0.032 (0,055)	-0.041 (0,037)	-0.001 (0,048)	-0.027 (0,048)

\* Les groupes de référence sont ceux où le revenu des parents est de 25 000 \$ à 50 000 \$ et le niveau de scolarité des parents est le diplôme d'études secondaires ou un niveau moins élevé.

Tous les coefficients du revenu des parents et les termes d'interaction ne sont pas statistiquement significatifs au niveau de 10 %.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique dur travail et du revenu, 1993-2001.

Annexe Tableau 1 : Tailles des échantillons sur lesquels portent les analyses utilisant la moyenne du revenu des parents sur deux ans et sur trois ans

	Année de référence		
	2001	1998	1995
Échantillon de jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école élémentaire ou secondaire	7 171	6 947	3 307
Nombre de répondants longitudinaux	5 520	5 471	2 588
Nombre de jeunes vivant avec au moins un parent	3 461	3 341	1 509
... moyenne du revenu des parents sur 2 ans	3 151	3 135	1 430
... moyenne du revenu des parents sur 3 ans	2 952	3 042	1 381

**Source :** L'Enquête sur la dynamique dur travail et du revenu, 1993-2001.

Annexe Tableau 2 : Exploitation de la nature longitudinale des données de l'EDTR

	Année = 2001, Année-2 = 1999		Année = 1998, Année-2 = 1996		Année = 1995, Année-2 = 1993	
Échantillon de jeunes de 18 à 24 ans ne fréquentant pas l'école élémentaire ou secondaire	7,171		6,947		3,307	
Nombre de répondants longitudinaux en l'année	5,520		5,471		2,588	
vivant avec au moins un parent	3,461		3,341		1,507	
ne vivant pas avec au moins un parent	2,059		2,130		1,081	
Nombre de cohabitants	1,642		1,476		717	
vivant avec au moins un parent	295		274		149	
ne vivant pas avec au moins un parent	1,347		1,202		568	
Nombre de répondants longitudinaux en l'année	5,520		5,471		2,588	
Nombre vivant avec au moins un parent	3,461		3,341		1,507	
Nombre ne vivant pas avec au moins un parent en l'année	2,059		2,130		1,081	
Nombre vivant avec un parent en l'année-2	1,043		965		546	
Nombre ne vivant pas avec un parent en l'année-2	1,016		1,165		537	
Nombre vivant avec au moins un parent en l'année	2,059		2,130		1,083	
Nombre ne vivant pas avec au moins un parent en l'année ET vivant avec au moins un parent en l'année-2	1,043		965		543	
Attribuer le revenu de la famille en utilisant les identificateurs de la famille en l'année-2	978		914		503	
Impossible d'attribuer le revenu de la famille	65		51		43	
Nombre ne vivant pas avec un parent en l'année-2	1,016		1,165		537	
<b>Échantillon analytique longitudinal</b>	<b>Échant. Pourcent.*</b>		<b>Échant. Pourcent.*</b>		<b>Échant. Pourcent.*</b>	
Nombre vivant avec au moins un parent en l'année	3,461	66.2%	3,341	61.1%	1,507	58.2%
Attribuer le revenu de la famille pour l'année en utilisant l'identificateur de la famille en l'année-2	978	14.6%	914	16.7%	501	19.4%
Impossible d'attribuer le revenu de la famille	1,078	19.2%	1,216	22.2%	580	22.4%
Échantillon longitudinal total	5,520	100.0%	5,471	100.0%	2,588	100.0%

**Note :** Les pourcentages sont calculés en utilisant les poids de panels longitudinaux combinés.

**Source :** L'Enquête sur la dynamique dur travail et du revenu, 1993-2001.

Annexe Tableau 3 : Résultats de la régression par la méthode des moindres carrés de l'élasticité entre les jeunes qui ont déjà été inscrits à l'université et au collège et le revenu annuel des parents pour tous les jeunes de 18 à 24 ans, 1993-2001

Année	Déjà été inscrits à l'université			Déjà été inscrits au collège			Taille de l'échantillon
	Coord. à l'origine	LN(revenu des parents)	R-carré	Coord. à l'origine	LN(revenu des parents)	R-carré	
1993	-0.8840	0.1180	0.0427	0.7981	-0.0261	0.0020	1,691
1994	-0.9299	0.1247	0.0468	0.7422	-0.0209	0.0013	1,680
1995	-0.0942	0.0448	0.0063	0.3705	0.0158	0.0008	1,656
1996	-0.6979	0.0979	0.0367	0.5084	-0.0020	0.0000	3,484
1997	-0.6788	0.0977	0.0327	0.7455	-0.0193	0.0012	3,449
1998	-0.7092	0.1006	0.0332	0.4660	0.0082	0.0002	3,615
1999	-0.5209	0.0811	0.0201	0.3923	0.0126	0.0004	3,730
2000	0.6562	0.0942	0.0282	0.3872	0.0127	0.0005	3,579
2001	-0.4341	0.0734	0.0190	0.3820	0.0140	0.0007	3,763

**Note :** Les coefficients de LN(revenu des parents) pour la participation aux études universitaires des jeunes qui ont déjà été inscrits à l'université sont statistiquement différents de zéro au niveau de signification de 1 % pour toutes les années d'enquête. Ceux pour la participation aux études collégiales ne sont pas statistiquement différents de zéro au niveau de signification de 1 % pour toutes les années d'enquête.

**Note :** Les entrées dans les tableaux sont les résultats de l'estimation par la méthode des moindres carrés de l'équation (1) décrite dans le corps du texte utilisant les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

**Source :** Calculs de l'auteur, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993-2001.

## **Bibliographie**

- Baker, M. et G. Solon. 2003. «Earnings Dynamics and Inequality Among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records.» *Journal of Labor Economics*. 21, :289-321.
- Beach, C.M., R. Finnie et D. Gray. 2003. «Earnings Variability and Earnings Instability of Women and Men in Canada : How Do the 1990s Compare to the 1980s?» *Analyse de politiques*. 39, (Supplement): S41-S64.
- Bouchard, B. et J. Zhao. 2000. «La formation universitaire : tendances récentes quant à la participation, l'accessibilité et les avantages.» *Revue trimestrielle de l'éducation*. 6, 4 : 25-33. N° 81-003-XIF au catalogue de Statistique Canada.
- Butlin, G. 1999. «Déterminants de la poursuite d'études postsecondaires.» *Revue trimestrielle de l'éducation*. 5, 3 : 9-35. N° 81-003-XIF au catalogue de Statistique Canada.
- Canada. 2004. Discours du Trône. <http://pm.gc.ca/fra/sft-ddt.asp>
- Christofides, L.N., J. Cirello et M. Hoy. 2001. «Family Income and Post-Secondary Education in Canada (1975-1993).» *Canadian Journal of Higher Education*. 31, 1 : 177-208.
- Corak, M., G. Lipps et J. Zhao. 2003. «Revenu familial et participation aux études postsecondaires.» Document de recherche sur les études analytiques. N° 11F0019MIF2003210 au catalogue de Statistique Canada.
- de Broucker, P. et L. Lavallée. 1998. «Réussir dans la vie : l'influence de la scolarité des parents.» *Revue trimestrielle de l'éducation*. 5, 1 : 22-28. N° 81-003-XIF au catalogue de Statistique Canada.
- de Broucker, P. et K. Underwood. 1998. «Aspects intergénérationnels du niveau de scolarité : une comparaison internationale axée sur les études postsecondaires.» *Revue trimestrielle de l'éducation*. 5, 2 : 30-51. N° 81-003-XIF au catalogue de Statistique Canada.
- Finnie, Ross, C. Laporte et E. Lascelles. 2004. «Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : que s'est-il passé pendant les années 1990?» Document de recherche sur les études analytiques. N° 11F0019MIF2004226 au catalogue de Statistique Canada.
- Finnie, Ross. 2002. «Student loans, student financial aid and post-secondary education in Canada.» *Journal of Higher Education Policy and Management*. 24, 2 : 155-170.

- Frenette, Marc. 2003. «Accès au collège et à université : est-ce que la distance importe?» Document de recherche sur les études analytiques. N° 11F0019MIF2003201 au catalogue de Statistique Canada.
- Knighton, T. et S. Mirza. 2002. «L'incidence du niveau de scolarité des parents et du revenu du ménage sur la poursuite d'études postsecondaires.» *Revue trimestrielle de l'éducation*. 8, 3 : 25-32. N° 81-003-XIF au catalogue de Statistique Canada.
- Ministère de l'Éducation. 2004. «Une étude de l'éducation postsecondaire pour accroître la qualité et élargir l'accès.»  
<http://ogov.newswire.ca/ontario/GPOF/2004/06/08/c2431.html?lmatch=&lang=f.html>
- Moffitt, Robert, A. 1999. «New Developments in Econometric Methods for Labor Market Analysis.» Dans *Handbook of Labor Economics* (pp. 1367 à 1397). O. Ashenfelter et D. Card (réds.). New York : Elsevier.
- Tomkowicz, J. et T. Bushnik. 2003. «Qui poursuit des études postsecondaires et à quel moment : parcours choisis par les jeunes de 20 ans.» *Éducation, compétences et apprentissage : documents de recherche*. No 81-595-MIF2003006 au catalogue de Statistique Canada.
- Shiple, L. S. Ouelette et F. Cartwright. 2003. «Planification et préparation : premiers résultats de l'Enquête sur les approches en matière de planification des études (EAPE) de 2002.» *Éducation, compétences et apprentissage : documents de recherche*. No 81-595-MIF2003010 au catalogue de Statistique Canada.
- Statistique Canada. 2001. «Enquête sur les approches en matière de planification des études, 1999.» *Le Quotidien*, le 10 avril, 2001. N° 11-001F au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.
- Zhao, John et P. de Broucker. 2001. «Participation aux études postsecondaires et revenu familial.» *Le Quotidien*, le 7 décembre, 2001. N° 11-001F au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.
- Zhao, John et P. de Broucker. 2002. «Participation aux études postsecondaires et revenu familial, 1998.» *Le Quotidien*, le 9 janvier, 2002. N° 11-001-XIF au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.