



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 210

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-89792-7

## Document de recherche

**Direction des études analytiques  
Documents de recherche**

# Revenu familial et participation aux études postsecondaires

par Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao

Division des études de la famille et du travail  
24 Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



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



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

# **Revenu familial et participation aux études postsecondaires**

par

Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao

**N° 210**

**11F0019MIF N° 210**

**ISSN : 1205-9161**

**ISBN : 0-662-89792-7**

Division des études de la famille et du travail  
Statistique Canada

Ottawa, Ontario

K1A 0T6

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

**Octobre 2003**

\* Directeur de la Division des études de la famille et du travail de Statistique Canada, Miles Corak est aussi professeur d'économique à l'Université Carleton et chargé de recherche à l'*Institute for the Study of Labor* (IZA). Garth Lipps et John Zhao sont analystes de recherche à la Division des études de la famille et du travail. Une version antérieure de ce document a été présentée à la Conférence économique de Statistique Canada et à une conférence sur l'éducation, la scolarisation et le marché du travail organisée par le Forum canadien de recherche sur la situation d'emploi. Ces deux rencontres ont eu lieu à Ottawa en mai 2003. Les auteurs ont vivement apprécié les observations de Michael Baker, Kevin Bishop, Dwayne Benjamin, David Gray, Herb O'Heron, Gary Solon et d'Alex Usher. Les opinions exprimées dans le présent document sont celles des auteurs et ne reflètent pas forcément celles de Statistique Canada.

*Also available in English*

## Table des matières

I.	Introduction.....	1
II.	Évolution du financement des universités et réactions des étudiants .....	4
III.	Méthodes et données.....	8
IV.	Résultats.....	12
V.	Conclusion .....	15
	Annexe .....	18
	Bibliographie.....	39

## **Résumé**

Nous étudions le rapport entre le revenu familial et la participation aux études postsecondaires pour juger dans quelle mesure les études supérieures sont devenues l'apanage des familles aisées au Canada. L'analyse de deux ensembles de données semble indiquer que les membres de familles jouissant d'un revenu supérieur ont bien plus de chances de fréquenter l'université. C'est une tendance qui dure depuis longtemps et l'écart de participation entre les membres des familles au revenu le plus haut et le plus bas, a en fait diminué. Le lien entre revenu familial et la participation aux études postsecondaires s'est resserré du début au milieu des années 1990, mais pour se relâcher par la suite. Cette tendance est que des changements de politiques ont relevé le maximum des prêts consentis aux étudiants et augmenté les autres types d'aide, mais uniquement après que les frais de scolarité ont commencé à augmenter.

**Mots clés :** Université, finances de l'éducation, mobilité intergénérationnelle

**JEL :** I2, J62

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2003

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.

## I. Introduction

Il n'y a pas de domaine qui, sur le plan des politiques, met autant en évidence l'interaction des visées sociales de rendement et d'équité que celui de l'éducation. On constate depuis longtemps l'importance de disposer d'une main-d'œuvre hautement qualifiée pour la prospérité économique. Les théoriciens comme les artisans des politiques insistent tout autant sur la contribution qu'apporte le capital humain à la croissance économique. En fait, maints observateurs jugent que tel est de plus en plus le cas. Par ailleurs, il est très difficile de ne pas tenir compte des visées sociales en matière d'égalité des chances et d'intégration sociale et pour bien des gens, un des grands rôles du système éducatif est de promouvoir l'appartenance à la société et la participation active à la vie sociale. Ainsi, la Stratégie d'innovation du Canada conçue par le gouvernement fédéral, fait ressortir ce double but insistant sur l'importance des compétences et de l'apprentissage pour la promotion de l'innovation et de la croissance dans ce que nous appelons l'ère de l'« économie du savoir », mais de manière qu'une entière participation de tous les groupes à la vie sociale s'en trouve favorisée (Canada, 2002). Cela implique deux orientations possibles pour l'avenir du système éducatif. La première, où les intérêts du marché sont mis en balance avec ceux de l'appartenance et de l'inclusion sociales. La deuxième, où cet arbitrage ne se fait pas intégralement et où les deux buts sont poursuivis simultanément. L'accession aux études postsecondaires est un thème permettant de réfléchir le plus lucidement à cette double possibilité : voulons-nous que les études supérieures favorisent l'excellence en accordant les ressources à une élite ? Souhaitons-nous l'universalité et des chances de participation pour tous ? Ou encore, pouvons-nous aspirer à la fois à l'excellence et à l'inclusion ?

En fait, le gouvernement fédéral s'est engagé, entre autres, à « donner à tous les diplômés du secondaire la possibilité de faire des études postsecondaires, sous une forme ou une autre » (Canada, 2002, p. 37). Cette décision charnière promet un accès universel aux études postsecondaires et répond tout à fait directement au souci exprimé que, au moment même où ses résultats privés et sociaux s'accroissent, l'enseignement supérieur demeure l'apanage des plus favorisés. Précisons qu'environ 85 % des parents au Canada espèrent que leurs enfants feront des études postsecondaires. C'est une aspiration commune à toutes les tranches de la répartition des revenus. Il y a, par exemple, 80 % des parents ayant un revenu de moins de 30 000 \$ qui expriment cette attente (Statistique Canada, 2001a). Il faut toutefois dire que le financement de l'enseignement postsecondaire a nettement évolué et que, dans les années 1990, les frais de scolarité universitaire ont fortement augmenté. Dans un tel contexte, les familles à faible revenu peuvent ne pas être autant en mesure que les familles à fort revenu de réaliser cette aspiration. Ainsi, Statistique Canada (2001a) indique aussi que moins du cinquième des familles ayant un revenu de moins de 30 000 \$ font des économies en prévision des études postsecondaires de leur progéniture, alors que c'est le cas des deux tiers environ des familles ayant un revenu de plus de 80 000 \$. Pour cette double raison (vive attente de participation et alourdissement du fardeau financier potentiel), la question de l'« accès » est devenue un important enjeu de politique publique pour la compréhension du fait comment les études supérieures peuvent promouvoir la croissance et l'efficacité et, en même temps, l'égalité des chances et l'intégration sociale.

Notre recherche vise à éclairer cette compréhension par l'examen des rapports entre le contexte familial, en particulier le revenu des familles la participation des jeunes aux études

postsecondaires. Quelles sont la nature et l'étroitesse du lien entre cette participation et le revenu familial et comment ce rapport a-t-il évolué lors des deux dernières décennies environ ? En d'autres termes, les études supérieures sont-elles de plus en plus l'apanage des familles nanties ? Cette question évidente et de grand intérêt, se prête, étrangement, mal à une réponse en grande partie à cause des limites de nos données. Nous recourons à deux démarches complémentaires dans l'espoir de surmonter cet obstacle et de porter une juste estimation de la corrélation du revenu familial et de la participation aux études postsecondaires. Il convient en outre de noter que, par « accès », nous entendons, au sens large, la participation aux études postsecondaires et, plus précisément parfois, aux études universitaires. En soi, notre analyse ne porte pas sur les contraintes particulières que peuvent subir les étudiants au moment de choisir un établissement ou un domaine d'études. La question de savoir s'il y a eu évolution du rapport entre le contexte familial et l'entrée dans des disciplines ou des établissements particuliers est liée au sens plus étroit du terme « accès ». Son examen dépasse notre propos.

À la prochaine section, nous décrivons le degré d'évolution des frais de scolarité universitaire et, d'une manière bien limitée, certaines des réactions éventuelles des étudiants. À titre d'exemple, disons que les frais moyens de scolarité dans le domaine des arts se sont mis à nettement augmenter en 1990 et que, dans l'année universitaire 2000-2001, ils étaient en fait supérieurs de 86 %. Il faut aussi dire que, dans les années 1990, on pouvait relever des variations significatives de ces frais entre les provinces et entre les domaines d'études, voire entre les établissements. La réaction la plus notable des étudiants a été d'emprunter davantage. Tel est plus particulièrement le cas des étudiants de régions à l'extérieur du Québec. Il faut y voir en partie l'effet d'un assouplissement en 1994 des règles d'emprunt du Programme canadien des prêts aux étudiants (PCPE).

À la troisième section, nous passerons en revue les études canadiennes consacrées au rapport entre le contexte familial et la participation aux études postsecondaires, en particulier l'étude de Christofides, Cirello et Hoy (2001). La grande limite de cette étude est qu'elle vise une période des années 1980 et du début des années 1990 qui a précédé l'instauration de ce contexte de majoration des frais de scolarité. On n'y trouve pas également de distinction entre la participation aux études dans des collèges et des établissements de formation professionnelle, d'une part, et dans des universités, d'autre part, ni entre les expériences respectivement vécues par les jeunes hommes et les jeunes femmes. Notre analyse vise ces trois aspects. Dans cette section, il sera aussi question des méthodes et des données que nous avons exploitées. Nous recourons à deux orientations et à deux ensembles de données qui accusent individuellement des faiblesses, mais qui collectivement peuvent livrer, osons-nous affirmer, une juste estimation de la corrélation du revenu familial et de la participation aux études postsecondaires et de son évolution entre les années 1980 et 2000.

À la section IV, nous présentons les résultats de nos estimations et exposons nos tentatives en vue de résoudre un certain nombre de problèmes inhérents à nos définitions, à nos données et à notre manière de procéder. Nous faisons trois constatations importantes. D'abord, nous décrivons une légère augmentation de la participation aux études universitaires chez les membres des ménages au revenu inférieur. Il est sûr que les membres des familles économiquement plus favorisées ont bien plus de chances de fréquenter l'université. C'est là une tendance qui existe depuis longtemps, et il faut indiquer que l'écart a un peu diminué entre les taux respectifs de

participation des membres des familles à fort et à faible revenu. Le phénomène tient non seulement à un relèvement de la participation chez les membres des familles ayant un revenu inférieur, mais aussi à un recul des taux chez les membres des familles au revenu intermédiaire. En revanche, on ne relève aucune différence significative entre les catégories de revenu pour ce qui est des taux de participation aux études dans des collèges et des établissements de formation professionnelle. En deuxième lieu, la corrélation entre le revenu des parents et la participation aux études universitaires s'est faite plus étroite, mais seulement jusqu'au milieu des années 1990 environ; un peu après que les frais de scolarité ont commencé à nettement évoluer à la hausse. Depuis, la corrélation est plus faible. Selon un jeu d'estimations que nous produisons, à un accroissement de 10 % du revenu parental correspond une augmentation de 2,7 % des probabilités de participation aux études universitaires au milieu des années 1980, de 4,3 % en 1994, mais de 2,5 % seulement en l'an 2000. Précisons que les résultats sont moins révélateurs lorsque nous analysons tout le palier postsecondaire, c'est-à-dire que nous ajoutons aux universités les collèges et les établissements de formation professionnelle. Toutefois, ces résultats relatifs aux femmes (notre troisième grande constatation) illustrent des tendances qui sont différentes chez les jeunes hommes. Plus précisément, la corrélation n'augmente pas autant et la diminution qui suit est plus rapide.

Bref, rien n'indique que la corrélation entre le revenu familial et la participation aux études postsecondaires se soit renforcée dans la seconde moitié des années 1990. C'est en fait l'opposé que nous constatons, l'explication en étant peut-être que les étudiants ont réagi de diverses façons à la majoration des frais de scolarité, le plus souvent en empruntant davantage. S'il y a eu une période de resserrement du lien entre le revenu familial et la participation, c'est le début des années 1990 où les frais de scolarité se sont mis à grimper, mais où on n'avait pas encore apporté de changements aux politiques de manière à élever les limites des prêts et à offrir des hausses pour d'autres types d'aide financière. Nous découvrons aussi chez les hommes une tendance à préférer l'enseignement collégial à l'enseignement universitaire. Nous ne devrions donc pas caractériser la seconde moitié de la décennie 1990 comme une période où l'université est devenue, plus que par le passé, l'apanage des gens qui sont relativement plus favorisés, mais plutôt comme une période où le coût des études supérieures a été reporté sur les étudiants, du moins en partie. C'est également une période où le système universitaire s'est encore plus différencié avec de plus amples variations des coûts des programmes entre les provinces, les domaines d'études et les établissements. S'il y a un sujet d'inquiétude grandissant que l'on doit aborder dans les futures recherches au point de vue de l'« accès », c'est celui des conséquences de cette différenciation. Si globalement tous les Canadiens ont accès aux études postsecondaires sous une forme ou une autre, existe-t-il y a-t-il des établissements et des domaines d'études particuliers (peut-être ceux qui sont plus valorisés dans la nouvelle économie) qui demeurent l'apanage des membres des familles pouvant compter sur un revenu supérieur ? Les chercheurs devraient aussi désormais s'attarder aux facteurs qui, plus tôt dans la vie des jeunes, leur donnent (vers la fin de l'adolescence) l'heureuse possibilité d'opter pour les études postsecondaires.

## II. Évolution du financement des universités et réactions des étudiants

Les universités ont pour principale source de financement : les subventions et les contrats octroyés par les autorités provinciales. Dans ses deux parties, la figure 1 distingue trois périodes dans l'évolution de ce phénomène. Il y a d'abord eu une période de constante décroissance du financement par étudiant dans un contexte de stabilité des fonds accordés en valeur absolue lors d'une période de progression des inscriptions. Cette période a duré à partir du milieu des 1970 jusqu'à l'année universitaire 1985-1986. Le nombre d'inscriptions y est passé d'environ 240 000 à 472 000. Tout au long de cette période, les universités ont reçu tous les ans quelque 6,3 milliards en valeur réelle. Le financement par étudiant a toutefois diminué, passant approximativement de 20 000 \$ à 13 000 \$. La deuxième période se caractérise par un relèvement des niveaux de financement et le plafonnement consécutif du financement par étudiant. Elle s'est terminée en 1992-1993, lorsque les hausses des transferts ont culminé en valeur absolue à environ 7,3 milliards de dollars après sept majorations annuelles successives. Dans cette période, le nombre d'étudiants en « équivalence plein temps » est monté de 472 000 à 575 000. La troisième période débute après et se caractérise par un recul du financement tant en valeur absolue que par étudiant. À la fin de la décennie 1990, le financement par étudiant, à un peu moins de 11 000 \$, est presque de moitié inférieur à ce qu'il était 25 ans auparavant, un retour aux niveaux de financement en valeur absolue en vigueur à la fin des 1970 et lors des années 1980.

Dans ce contexte, les universités ont entre autres majoré leurs frais de scolarité, et notamment les frais d'inscription à leurs programmes sanctionnés par des crédits. À titre d'exemple, la figure 2 décrit l'évolution des frais d'inscription aux programmes des arts. Ces derniers ont décliné en valeur réelle dans les années 1970, ont été stationnaires dans les années 1980 et se sont mis à fortement évoluer en hausse après l'année universitaire 1989-1990, pour atteindre des sommets historiques à la fin de la décennie 1990. En moyenne pondérée pour l'ensemble du pays et en dollars constants de 2001, ces frais sont passés de 1 866 \$ en 1990-1991 à un maximum de 3 456 \$ en 1999-2000 pour ensuite se montrer relativement stables. Cette évolution à l'échelle nationale dissimule le fait que les frais de scolarité accusent des variations significatives selon les provinces et se sont trouvés à augmenter à des rythmes différents. Ils se sont accrus dans toutes les régions au début des années 1990, mais c'est en Nouvelle-Écosse qu'ils ont été invariablement les plus élevés et les plus prononcés. On observe des majorations particulièrement importantes en Ontario comme en Alberta. Au Québec, ces mêmes frais ont constamment décliné (de 2 215 \$ en 1972-1973 à un minimum de 663 \$ en 1989-1990), mais pour presque doubler de 1989-1990 à 1990-1991. Il reste que, avec des frais moyens d'inscription aux programmes des arts qui étaient d'un peu moins de 2 000 \$ en 2001-2002, les étudiants québécois sont toujours ceux qui paient le moins pour s'inscrire à de tels programmes. Vers la fin de la période, les frais moyens correspondants diminuent dans tous les cas en Colombie-Britannique, au Manitoba et à Terre-Neuve-et-Labrador, mais demeurent en hausse ailleurs. C'est ainsi que la « dispersion » des frais de scolarité s'est faite nettement plus grande entre les provinces. En 1978-1979, l'écart entre les frais les plus hauts et les plus bas s'établissait à 1 130 \$; en 2001-2002, il s'était accru à 2 820 \$.

Un tableau semblable se dégage pour les domaines d'études, voire pour les établissements. Les frais de scolarité universitaires ont évolué à la hausse dans tous les domaines d'études, mais sans



uniformité, et dans certains programmes professionnels, les majorations ont été particulièrement fortes dans les années 1990. De 1995-1996 à 2001-2002, les frais moyens ont plus que doublé en médecine dentaire (de 3 389 \$ à 8 491 \$); ils ont augmenté en médecine de 3 207 \$ à 6 654 \$ de 1995-1996 à 2001-2002. Dans la décennie 1990, ils ont grimpé à peu près au même rythme pour les études de droit et les études des 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> cycles que pour les programmes des arts. Dans le domaine de l'éducation, ils se sont également augmentés mais relativement moins, passant de 1 887 \$ à 2 892 \$ de 1990-1991 à 2001-2002. En fait, c'est ce domaine qui, de 1991-1992 à 2001-2002, a commandé les frais de scolarité les plus faibles de tous les domaines d'études. Il faut aussi noter que les établissements n'ont pas tous réagi de la même manière. Ainsi, de 1994-1995 à 2001-2002, les frais d'inscription en médecine dentaire ont quadruplé à l'Université de Toronto (de 3 235 \$ à 13 230 \$ de 1994-1995 à 2001-2002). À l'autre extrême, ces mêmes frais ont diminué à l'Université de Colombie-Britannique (de 4 300 \$ à 3 740 \$ dans la même période). De même, les frais demandés en médecine ont plus que triplé à l'Université de Toronto, passant de 3 484 \$ à 11 550 \$ de 1995-1996 à 2001-2002, mais ont décliné à l'Université de Colombie-Britannique pendant la même période (de 4 399 \$ à 3 740 \$)<sup>1</sup>.

Comment les étudiants ont-ils réagi à ces changements ? Certaines de leurs réactions éventuelles peuvent être : choisir un autre domaine d'études ou un autre établissement, emprunter davantage à des sources publiques ou privées, travailler plus l'été ou dans l'année, étudier à temps partiel ou prendre plus de temps pour achever leurs études, économiser à d'autres chapitres du budget des études en demeurant plus longtemps au foyer familial par exemple (situation dans le ménage), décider de ne pas fréquenter l'université mais le collègue ou renoncer aux études postsecondaires et entrer plus tôt sur le marché du travail. Il se pourrait fort bien que l'« accès » aux divers établissements ou domaines d'études ait changé et que cette charge d'adaptation ait été plus portée par certains groupes de revenu. Le résultat en est peut-être que le rapport entre le revenu familial et la participation a évolué selon les domaines d'études ou les établissements. Nous n'employons pas le terme « accès » au sens étroit, ni ne livrons une appréciation complète de tous les éléments possibles de l'évolution du comportement des étudiants. Notre point de mire est plutôt l'« accès » au sens le plus large du terme : la participation aux études supérieures a-t-elle évolué et comment ce phénomène a-t-il à voir avec le revenu familial après que tous ces choix et ces adaptations se sont opérés ?

L'aboutissement des décisions qu'ont prises les étudiants en réaction à tous ces facteurs (pas uniquement les frais de scolarité) : leur choix d'un niveau de scolarité, est illustré à la figure 3. Nous y avons mis en graphique pour la période 1979-2002 les taux globaux de participation aux études postsecondaires du groupe d'âge 18-24 ans. Dans ce graphique, la description de la participation aux études postsecondaires réunit des indications sur les taux actuels de participation et le plus haut niveau de scolarité jamais atteint. Ainsi, le taux de participation aux études universitaires vise ceux qui ont obtenu un grade ou un certificat universitaire à un moment quelconque entre les âges de 18 et 24 ans ou qui sont actuellement inscrits à l'université. La définition est la même pour les collèges (c'est-à-dire les collèges communautaires, les cégeps, les écoles de métiers et les établissements de formation professionnelle). Les taux de décrochage

---

<sup>1</sup> Notre source de données est l'Enquête sur les frais de scolarité et de subsistance dans les universités du Canada de Statistique Canada. On peut puiser à cette source des données détaillées sur les frais de scolarité pour une foule de disciplines et pour chaque établissement décernant des grades au Canada de 1979 à 2002.

visent ceux qui déclarent avoir fait des études postsecondaires incomplètes, c'est-à-dire n'avoir obtenu ni grade ni diplôme et ne pas être actuellement aux études. Les taux globaux de participation aux études supérieures se situent à des sommets historiques, mais les taux d'accroissement ont nettement fléchi dans les années 1990. Les taux de participation aux études universitaires ont constamment augmenté dans les années 1970 et 1980 pour culminer à 24 % en 1993. De 1993 à 1994, on a relevé une nette baisse de deux points de pourcentage et, depuis lors, les taux sont restés fixés à une valeur de 22 % à 23 %. Les taux de participation aux études collégiales ont également augmenté tout au long des années 1970 et 1980. Toutefois, ils ont présenté des tendances légèrement différentes dans les années 1990 en augmentant, mais à rythme bien plus lent. Les taux de décrochage n'ont pas évolué outre mesure dans les deux dernières décennies et ont peut-être décliné un peu dans les années 1990. Bref, rien n'indique véritablement qu'ils aient augmenté. Selon certaines indications, une faible proportion des gens inscrits aux études postsecondaires auraient préféré le collège à l'université. Disons enfin que, si la progression du taux de participation aux études universitaires a cessé, rien ne paraît indiquer non plus qu'elle soit tombée sous les niveaux de la fin des années 1980 et du début des années 1990, avant toute les fortes majorations des frais de scolarité.

Les tendances varient quelque peu selon le sexe, comme on peut le voir à la figure 4. La participation aux études universitaires a décliné de 1992 à 1993 tant chez les hommes que chez les femmes, mais les tendances postérieures sont différentes. Chez les hommes, les taux de participation ont diminué après 1993 pour l'université. Toutefois, ils ont constamment augmenté pour les collèges communautaires. Si les étudiants des années 1990 ont eu tendance à privilégier les collèges communautaires par rapport aux universités en réaction à la montée des frais de scolarité, le phénomène concerne presque entièrement les hommes. Chez les femmes, la participation aux études collégiales a temporairement augmenté du début au milieu de la décennie 1990, avec pour contrepoids, une baisse provisoire de la participation aux études universitaires. Après 1995, on a observé une croissance incessante pour l'université et une stagnation pour les collèges communautaires, si bien que, en 2002, les taux de participation étaient à peu près les mêmes.

La grande majorité de ceux qui fréquentent l'université ne travaillent pas pendant leurs études. Cependant, on note une légère évolution du phénomène après 1993 environ et plus particulièrement après 1997. La figure 5 montre que, dans les années 1980, une moyenne de 63 % des gens inscrits à l'université n'ont pas travaillé pendant leurs études. Cette proportion est tombée de 65 % à 59 % de 1993 à 1995 avec une augmentation équivalente en points de la proportion des gens travaillant à temps partiel. Le tableau n'a pas changé outre mesure depuis lors avec des proportions respectives de 58 % et 34 % pour le fait de ne pas travailler et le travail à temps partiel en 2002. Les gens qui fréquentent les collèges ont plus tendance à travailler pendant leurs études. À la différence des gens inscrits à l'université, les étudiants inscrits à un collège ne travaillent pas pendant leurs études dans une proportion de 50 % à 60 %. Comme chez les premiers, l'évolution est à la baisse au fil des ans, mais il s'agit là d'une tendance à long terme. Abstraction faite d'un éventuel bond de la proportion des étudiants travaillant à temps partiel de 1996 à 1997, la tendance ne paraît pas plus marquée dans les années 1990 qu'avant. En 2002, 43 % des étudiants des collèges avaient un emploi à temps partiel et moins de la moitié ne travaillaient pas du tout pendant leurs études. En revanche, la majorité des étudiants des

universités ne travaillaient pas, bien qu'on relève une faible augmentation ponctuelle de la proportion de ces étudiants qui aient travaillé à temps partiel de 1993 à 1995.

Ce que l'on appelle la « situation dans le ménage » des étudiants n'a pas véritablement changé dans les deux dernières décennies. Aucune évolution perceptible n'est dans les années 1990. La figure 6 indique les proportions respectives d'étudiants des universités et des collèges qui demeurent au foyer familial, dans leur propre logement, en couple marié ou qui ont une autre « situation dans le ménage ». La proportion de ceux qui demeurent à la maison familiale oscille entre 70 % et 80 % depuis 1979 et, elle est à peu près la même pour les étudiants des collèges et des universités. Il faut toutefois employer une certaine prudence dans l'interprétation de ces données. La catégorie « au foyer familial » comprend à proprement parler les gens ayant déclaré la maison familiale comme leur lieu habituel de résidence. Ce lieu est un concept d'enquête seulement, celui du « logement au Canada où la personne demeure la plupart du temps » (Statistique Canada, 2001b, p. 81). Ce qui n'implique pas nécessairement que les intéressés demeurent au foyer familial pendant leurs études. Une certaine proportion d'entre eux peuvent le faire, mais une autre proportion peut fréquenter un établissement dans une autre région et revenir à la maison familiale l'été en continuant à l'appeler leur lieu habituel de résidence. Bowlby et McMullen (2002) ont constaté qu'environ 43 % des étudiants en première année d'université ont habité chez leurs parents dans l'année scolaire et que 41 % ont dit loger sur le campus. Il se peut fort bien que ces proportions aient évolué au fil des ans, d'où l'implication, malgré les données de la figure 6, qu'il est possible que les étudiants choisissent de fréquenter des établissements plus proches du foyer familial pour économiser en frais de déménagement et de subsistance.

Là où les décisions des étudiants du palier postsecondaire ont le plus changé, c'est dans le domaine des prêts. Entre les années universitaires 1986-1987 et 1988-1989, le nombre d'emprunteurs a diminué d'environ 15 %. Toutefois, le mouvement s'est renversé dans les années 1990, si bien que le nombre total d'emprunteurs a augmenté d'un peu plus de 300 000 à plus de 500 000 du début à la fin de la décennie (Junor et Usher, 2002, p. 105). De plus, le prêt moyen aux étudiants s'est considérablement accru dans la décennie 1990 (figure 7). Précisons que, entre les années universitaires 1992-1993 et 1993-1994, le montant moyen emprunté dans le cadre des programmes de prêts aux étudiants des paliers provinciaux et du Programme canadien des prêts aux étudiants (PCPE) est passé d'environ 5 000 \$ (niveau où il se situait depuis les premières années de la décennie 1980) à plus de 7 500 \$. Il s'est élevé un peu par la suite pour atteindre les 7 680 \$ à la fin des années 1990. Notons qu'il s'agit uniquement ici, d'étudiants de provinces autres que le Québec<sup>2</sup>. Dans cette dernière province, on a observé seulement une modeste évolution à la hausse du prêt moyen aux étudiants. Il n'y a pas eu de variations ponctuelles dans la décennie 1990. À la fin de cette décennie, le prêt moyen s'établissait à 3 360 \$ au Québec. Le très grand bond des prêts entre les années universitaires 1992-1993 et 1993-1994 s'explique en partie par des changements administratifs qui ont porté le prêt maximal du PCPE de 105 \$ à 165 \$ par semaine en 1994. Les provinces qui participaient à ce régime ont dû évaluer la mise dans un rapport 60/40. Ce changement de politique a aussi fait augmenter le nombre d'étudiants bénéficiaires des régimes provinciaux, puisque les provinces participantes

---

<sup>2</sup> Le Québec, le Nunavut et les Territoires du Nord-Ouest se sont retirés du Programme canadien des prêts aux étudiants (PCPE) pour se doter de programmes propres sur le même modèle. Le régime québécois fonctionne comme le PCPE, mais prévoit des niveaux d'aide différents.

accordaient auparavant de prêts et de subventions qu'à ceux qui avaient besoin de plus de 105 \$ par semaine. Ce changement a incité un grand nombre de provinces à transformer leur régime de subventions en régime de prêts. Junor et Usher (2002, p. 110) signalent en outre que, en l'espace d'un an, le maximum admissible des prêts par semaine a augmenté de 105 \$ à 275 \$ dans une foule de provinces.

### III. Méthodes et données

Notre grand but est de livrer une juste estimation de l'étroitesse du rapport entre le revenu parental et la participation aux études postsecondaires chez les jeunes. La question du contexte familial et de la participation aux études postsecondaires est un thème qui a longtemps été débattu par les universitaires et les artisans des politiques. Bouchard et Zhao (2000) et Knighton et Mirza (2002) en sont deux exemples récents au Canada. Il reste que les analyses de ces auteurs portent surtout sur la situation socio-économique des familles, mesurée par un indice de l'instruction et de la profession des parents. Notre analyse porte expressément sur le revenu familial. Celle-ci peut ainsi se résumer. Soit  $Y_i$  la participation aux études postsecondaires d'un jeune désigné par la lettre  $i$ , c'est-à-dire ayant de 18 à 24 ans.  $Y$  prend la valeur un si l'intéressé est titulaire d'un grade ou d'un diplôme du palier postsecondaire ou en fréquente un établissement et la valeur zéro autrement. En outre, que  $X_i$  soit le revenu permanent des parents de  $i$ . Nous voulons dégager de justes estimations de  $\beta_1$  dans l'équation suivante :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

L'estimation se fait par les moindres carrés. L'équation (1) représente un modèle de probabilité linéaire de la participation aux études postsecondaires. Si on prend le logarithme naturel du revenu parental, le coefficient  $\beta_1$  indique la variation des probabilités de participation aux études postsecondaires pour chaque variation d'un point de pourcentage du revenu<sup>3</sup>. Plus le coefficient est élevé, plus prononcé sera l'impact des variations du revenu parental sur la participation aux études postsecondaires. (Le terme  $\beta_0$  est une constante et  $\varepsilon_i$  est une composante aléatoire.) Selon certaines hypothèses,  $\beta_1$  peut être considéré comme la corrélation entre la participation aux études postsecondaires et le revenu des parents.

Il n'y a qu'une poignée d'études où on a directement analysé la corrélation entre le revenu familial et la participation aux études postsecondaires. Cela pourrait tenir en partie à des limites des données. Rares sont les enquêtes qui renseignent sur le revenu parental et la participation aux études postsecondaires des jeunes. Une possibilité est d'exploiter des études longitudinales où on

---

<sup>3</sup> Moffitt (1999) donne un aperçu de l'application des méthodes empiriques à des variables binaires dépendantes et met plus particulièrement en évidence les limites et le bon usage d'un modèle de probabilité linéaire en soulignant que les objections qu'on y oppose habituellement ne valent pas nécessairement toujours. Nous appuyant sur cette analyse, nous recourons à un modèle de probabilité linéaire plutôt qu'à des modèles par probits ou logits, puisqu'il n'y a guère de possibilités de « prédication » en dehors de l'intervalle zéro-unité. Notre souci est la corrélation globale et non pas les paramètres sous-jacents de structure et que les éléments de non-linéarité risquent moins de poser un problème, les probabilités d'intérêt se trouvant sans doute en basse queue de distribution.

décrit le revenu familial pendant que les étudiants du palier secondaire continuent à demeurer au foyer de leurs parents, puis d'observer ces étudiants dans leur cheminement des études secondaires aux études postsecondaires ou au travail. Zhao et de Broucker (2001, 2002) utilisent de cette façon les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour décrire le lien entre le revenu familial et la participation aux études postsecondaires chez les jeunes de 18 à 21 ans de 1993 à 1998. Ils constatent que les jeunes des familles dont le revenu se situe dans le quartile inférieur de la répartition des revenus, fréquentent l'université dans une proportion approximative de 19 % et que, dans le quartile supérieur, la proportion est double. Les taux de participation aux études collégiales sont d'un peu moins de 30 %, peu importe le quartile de la distribution auquel appartiennent les familles. En raison de la nécessité d'observer les jeunes qui quittent la maison familiale, la taille d'échantillon peut être fort modeste dans une année. Les auteurs sont donc contraints de regrouper tous les jeunes de 18 à 21 ans sur les six années pour lesquelles ils disposent de données d'observation longitudinale, de manière à pouvoir établir des estimations fiables. Ils n'ont pas la possibilité, par conséquent, d'indiquer comment a évolué le rapport entre le revenu et la participation aux études postsecondaires.

Le point de départ de notre analyse est une étude de Christofides, Cirello et Hoy (2001) où l'orientation est différente. Le thème de choix pour ces auteurs est l'observation que, de 1975 à 1993, le taux de participation aux études postsecondaires des jeunes a augmenté davantage pour les familles du bas de la répartition des revenus que pour celles du haut. En 1975 par exemple, les enfants des familles du cinquième supérieur de la distribution avaient environ trois fois plus de chances de faire des études supérieures que ceux du cinquième inférieur, mais en 1993 cette supériorité n'était plus que de 1,6 fois. Ces auteurs cherchent à déterminer dans quelle mesure il faut y voir l'effet d'une évolution disproportionnée trop marquée de la demande d'études supérieures chez les jeunes des familles du bas de la distribution à mesure qu'augmente le revenu familial réel. Ils constatent que, si les niveaux de revenu jouent un grand rôle comme facteur de participation aux études postsecondaires, une incidence disproportionnée de l'évolution du revenu sur les choix de scolarisation des groupes inférieurs de revenu ne saurait expliquer la convergence observée des taux relatifs de participation.

Nous reprenons et développons trois aspects de leur étude. Premièrement, nous nous intéressons moins à leur hypothèse précise qu'à la nature du lien entre les valeurs absolues de revenu et la participation aux études postsecondaires et à son évolution. Ces auteurs décrivent que les familles au revenu supérieur ont bien plus de chances de voir leurs enfants faire des études postsecondaires, mais que les familles au revenu inférieur ont connu des hausses relativement supérieures de participation au fil des ans. Cette constatation vise toutefois une période allant jusqu'en 1993, c'est-à-dire juste au moment où une nette évolution s'est opérée au tableau des études postsecondaires<sup>4</sup>. Nous actualisons les tendances dégagées jusqu'aux dernières années de la décennie 1990. Deuxièmement, ils ne distinguent pas les études universitaires des études collégiales (collèges communautaires). Le rapport entre revenu familial et participation aux études postsecondaires pourrait très amplement varier selon ces niveaux de scolarité et, comme

---

<sup>4</sup> En fait, dans une partie de leur modélisation, Christofides, Cirello et Hoy (2001) s'attachent au facteur des frais de scolarité comme explication des taux de participation, mais sans trouver de relation significative, ce qu'ils justifient en mentionnant que, à l'époque visée par leur étude, ces frais n'avaient pas tant varié dans le temps ni selon les provinces. Raymond et Rivard (2003) décrivent avec des données différentes l'année 1999 où les frais de scolarité ont accusé des variations appréciables selon les provinces. Ils parviennent à la même conclusion.

l'évoque la figure 3, les variations du nombre d'inscriptions et les substitutions entre ces niveaux pourraient constituer un important aspect du phénomène de l'accès. Dans notre analyse, nous établissons la distinction nécessaire. Enfin que les auteurs ne différencient pas la participation aux études postsecondaires selon le sexe. Comme on peut le voir à la figure 4, il existe d'importantes différences de participation entre les hommes, ces dernières ayant une plus forte présence au niveau des études universitaires que les hommes. Il se peut fort bien que le phénomène de l'accès se manifeste différemment chez les hommes et les femmes et, dans la mesure du possible, nous livrons des indications en ce sens.

Christofides, Cirello et Hoy (2001) se servent des données sur le revenu parental issues d'une suite d'enquêtes transversales sur une période de presque 20 ans. Leurs renseignements viennent de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) où les données sur le revenu sont obtenues de chaque membre du ménage âgé de 15 ans et plus, tandis le contact de l'enquête déclare aussi la participation scolaire de tous les membres de la famille qui continuent à appeler la maison familiale leur lieu habituel de résidence. C'est ainsi que les auteurs dégagent en toute sûreté un lien entre le revenu familial et la participation aux études postsecondaires chez les jeunes d'un échantillon relativement nombreux, mais avec pour inconvénient, qu'ils se trouvent à laisser de côté les étudiants autonomes qui vivent seuls ou avec d'autres ou se trouvent dans une autre « situation dans le ménage ». Nous avons évoqué cette question dans notre examen de la figure 6. Les données semblent indiquer que de 70 % à 80 % des étudiants du palier postsecondaire considèrent la maison de leurs parents comme leur lieu habituel de résidence et que cette situation n'a pas évolué. Si les probabilités d'avoir quitté le foyer familial sont les mêmes à l'échelle de la répartition des revenus, que l'on manque de données sur le revenu pour une proportion de 20 % à 30 % des étudiants n'est pas de nature à introduire un biais dans les données de ces auteurs. Toutefois, si les étudiants de familles au revenu supérieur ont plus de chances de quitter la maison familiale, il peut s'ensuivre une sous-estimation de la corrélation entre le revenu et la participation. Dans le cas contraire, il y aurait surestimation. Toutefois, si on considère que les proportions n'accusent pas de variations significatives dans le temps, on peut penser que le degré d'erreur systématique n'aura pas changé.

Dans cette étude, nous ignorons tout de l'expérience des gens qui ne fréquentent ni l'université ni le collège. En fait, les études consacrées à la « situation dans le ménage » des jeunes semblent indiquer que des tendances légèrement différentes existent à l'échelle de la population des jeunes (Meunier, Bernard et Boisjoly, 1998; Boyd et Norris, 1999), ce qu'illustre la figure 8 pour tout le groupe d'âge 18-24 ans. De 50 % à 60 % des membres de ce groupe appellent la maison de leurs parents leur lieu habituel de résidence. C'est une proportion qui a évolué à la hausse avec le temps, plus particulièrement après 1990, d'où l'impression que le revenu parental ne sera pas aussi bien déclaré dans le cas de ceux qui décident de ne pas fréquenter un établissement postsecondaire, mais que l'importance de ce biais décroît dans le temps. Il faut y voir l'effet d'une baisse appréciable de la proportion de jeunes de 18 à 24 ans qui vivent en couple marié. Si les enfants des familles au revenu inférieur sont plus susceptibles de quitter plus tôt la maison familiale, l'échantillon de non-participation aux études postsecondaires que nous utilisons dans cette analyse sera surreprésenté dans les groupes au revenu supérieur et la corrélation entre revenu familial et cette même participation, sous-estimée. C'est une erreur systématique qui devrait décroître avec le temps.

Compte tenu de ce qui précède, nous nous reportons aussi aux données de l'EFC pour estimer l'équation (1), car c'est la seule source d'information où on relie directement le revenu parental à la participation scolaire des jeunes pendant la période visée. Il faut cependant mentionner une autre limite importante de cette information. La mesure du revenu qui est présentée est celle du revenu annuel pour une seule année. Le revenu annuel peut varier d'année en année et ne pas correspondre à un moment quelconque aux moyens financiers dont disposent véritablement les parents pour assurer l'éducation de leurs enfants. En utilisant le revenu annuel plutôt que le revenu permanent, nous nous trouvons à sous-estimer la corrélation entre revenu familial et participation aux études postsecondaires. Ainsi, si nous observons effectivement  $\tilde{X}_i = X_i + v_i$ , où  $v_i$  représente un choc passager du revenu, il se pose un problème d'« erreur dans les variables » qui fait que le coefficient estimé ( $\tilde{\beta}_1$ ) est inférieur au coefficient « vrai » d'un facteur déterminé par le rapport de variances  $v_i$  à celui de  $X_i$ , de sorte que  $\tilde{\beta}_1(1 + \sigma_v^2 / \sigma_x^2) = \beta_1$  (Greene, 1997, p. 436 à 438). Ajoutons que, si la variabilité de la composante transitoire du revenu augmente dans le temps, le biais gagnera en importance. Baker et Solon (2003) indiquent que, chez les hommes âgés de 40 à 50 ans, la composante permanente rend compte d'environ les deux tiers de la variance totale du revenu. La variabilité du revenu a eu tendance à s'accroître dans le temps, s'amplifiant particulièrement après une récession dans le cycle économique, et la variance de la composante permanente et de la composante transitoire ont augmenté à peu près de la même valeur. L'étude de ces auteurs repose sur des données de la période 1976 à 1992. On a l'impression que les estimations de  $\beta_1$  issues des mesures du revenu annuel se trouvent gonflées d'environ de moitié et que l'importance du biais n'a pas beaucoup changé. Beach, Finnie et Gray (2003) en viennent à des conclusions à peu près semblables pour les hommes de 25 à 54 ans et la période 1982-1997. Les auteurs suggèrent que la part de la variance attribuable à la composante permanente s'est peut-être accrue davantage. Somme toute, il faut s'attendre à une sous-estimation appréciable de la valeur réelle de  $\beta_1$  par les données de l'EFC (la sous-estimation est peut-être de l'ordre de 50 %); bien que pouvant diminuer, le biais ainsi introduit ne devrait pas, à notre avis, être la principale source de variation dans le temps.

Nous adoptons une orientation complémentaire pour contourner ces deux difficultés qui se présentent avec l'EFC. On a tendance en général à ne pas interroger les étudiants ni les jeunes adultes dans les enquêtes transversales sur les niveaux de revenu des parents, en grande partie parce qu'ils ne sont peut-être pas en mesure de bien répondre à une telle question. On leur demande parfois cependant des renseignements plus faciles à garder en mémoire. Ainsi, dans bien des enquêtes, on s'enquiert de l'instruction et de la profession des parents, variables qui servent fréquemment à établir des indicateurs de la situation socio-économique et qui permettent largement de prévoir le revenu. Il est possible d'exploiter des données sur le revenu, la scolarité et la profession déclarées par les personnes sondées avec des renseignements généraux sur les parents. Cette méthodologie se rattache aux études où on estime les corrélations de revenu entre générations, ce qui en retour, un rapport avec les variables instrumentales (VI) et les méthodes VI de fractionnement en échantillon double (Angrist, 1999; Angrist et Krueger, 1995; Björklund et Jäntti, 1997; Fortin et Lefebvre, 1998; Grawe, à paraître; Zimmerman, 1992). Cette procédure comporte deux étapes. En première étape, on estime une équation du revenu pour un sous-ensemble d'enquêtés qui, en raison de leur âge, forment la cohorte des parents des jeunes de 18 à 24 ans. On y exploite des données déclarées par les personnes sondées sur le revenu, l'âge, la

profession et l'instruction. En seconde étape, on se reporte aux coefficients estimés à partir de cette équation et aux données sur l'instruction et la profession des parents selon les déclarations individuelles des enfants pour attribuer dans chaque cas, une valeur prévue de revenu parental.

Précisons que nous employons en pareil cas les données des reprises de 1986, 1994 et 2001 de l'Enquête sociale générale (ESG). C'est là une enquête représentative de toute la population où on demande aux gens de déclarer, entre autres, leur revenu, leur profession et leur scolarité. Les enquêtés sont également priés d'indiquer de mémoire la profession et l'instruction de leurs parents. Dans l'ESG, la profession des parents est la scolarité à l'époque où l'enquêté était âgé de 15 ans. Pour tous les enquêtés de sexe masculin de 40 à 60 ans (qui sont en gros les pères des jeunes de 18 à 24 ans), nous estimons l'équation (2), qui est une équation des gains selon les données déclarées par les personnes sondées portant sur la profession ( $Z_{1i}$ ) et la scolarité ( $Z_{2i}$ ).

$$X_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1i} + \gamma_2 Z_{2i} + \mu_i \quad (2)$$

Les coefficients estimés  $\hat{\gamma}_0$ ,  $\hat{\gamma}_1$  et  $\hat{\gamma}_2$  peuvent alors servir à prévoir le revenu permanent des parents pour le groupe de 18 à 24 ans dans les données à l'aide des renseignements fournis par ces jeunes sur la profession et la scolarité de leur père. Les valeurs prévues de revenu  $\hat{X}_i$  deviennent alors la mesure du revenu dans une estimation de l'équation (1).

De la sorte, on appréhende tous les jeunes indépendamment de leur « situation dans le ménage » actuelle et, en établissant une plus juste estimation du revenu permanent selon ses principaux facteurs déterminants, on se trouve à éliminer le biais lié aux variations transitoires du revenu. On se trouve cependant du même coup à introduire un biais d'un autre genre avec pour résultat une surestimation de  $\beta_1$ , et ce, parce que l'incidence de la profession et de l'instruction des parents sur les décisions de participation aux études postsecondaires des enfants passe entièrement par le rapport avec le revenu. Si ces facteurs déterminants ont un rôle indépendant dans l'accession aux études supérieures comme c'est sûrement le cas, l'incidence du revenu sur les décisions prises aura été surestimée.

Somme toute, l'implication est que, avec notre première méthode et des données directes de l'EFC sur le revenu, nous sous-estimons la relation entre participation et revenu familial, mais que, avec la seconde et des données indirectes de l'ESG, nous la surestimons. En employant l'une et l'autre de ces méthodes, nous fixons des bornes supérieure et inférieure à la valeur réelle de  $\beta_1$ , restreignons le rôle des autres biais inhérents à chaque enquête et jugeons de la robustesse des données d'observation de toute variation dans le temps.

#### IV. Résultats

On trouvera en annexe une description détaillée de la création de nos ensembles de données d'analyse, ainsi que les définitions de nos grandes variables d'intérêt. Le tableau 1 présente les statistiques descriptives liées aux données de l'EFC. Le revenu total se définit comme le revenu de toute provenance du chef de ménage et de son conjoint. Les tailles d'échantillon se situent entre un minimum de 4 817 jeunes de 18 à 24 ans en 1995 et un maximum de 7 695 en 1982.



Celles des familles économiques vont de 3 868 à 5 601<sup>5</sup>. La figure 9 décrit les tendances des taux de participation aux études universitaires selon de grands groupes de revenu familiaux. Une proportion approximative de 40 % des jeunes de 18 à 24 ans de familles ayant un revenu de 100 000 \$ et plus sont titulaires d'un grade ou font des études universitaires. Ce pourcentage monte et descend un peu, mais le plus souvent il n'accuse aucune variation du début au milieu des années 1980. C'est un taux qui est largement et invariablement supérieur à ceux des groupes inférieurs de revenu. Ajoutons que le taux de participation des jeunes de 18 à 24 ans des familles dont le revenu se situe entre 75 000 \$ et 100 000 \$ exclusivement l'emporte notablement sur ceux des groupes inférieurs de revenu (écart de 20 % à 30 %), mais que le régime de variation est à peu près le même une fois que le revenu familial excède 25 000 \$. Les taux de participation ont évolué à la hausse tout au long des années 1980 pour ensuite cesser de croître et même décroître dans les années 1990. Ils semblent avoir culminé en 1991 ou 1992. Ce n'est que chez les jeunes des familles au revenu le plus bas (25 000 \$ ou moins) qu'ils ont constamment progressé tout au long de la période étudiée. De moins de 10 % au début de la décennie 1980, ils se situaient à 19 % en 1997. Cette même année, les jeunes en question avaient autant de chances de fréquenter l'université que ceux dont les parents pouvaient compter sur un revenu de 25 000 \$ à 50 000 \$ et les probabilités de participation dans leur cas n'étaient pas tellement inférieures à celles des jeunes des familles où le revenu parental allait jusqu'à 100 000 \$.

La figure 10 livre des données semblables sur les taux de participation aux études dans des collèges et des écoles techniques. Dans ce contexte, les tendances sont fort différentes. Les taux sont bien plus convergents entre les groupes de revenu familial, les différences n'étant que de un à trois points de pourcentage environ. De plus, ils ont constamment progressé, passant de la zone 15 à 20 % au début de la décennie 1980 à la zone 20 à 25 %. La participation aux études collégiales n'est pas du tout en corrélation étroite avec le revenu familial comme la participation aux études universitaires, mais il se trouve que c'est dans le groupe de revenu le plus bas que, une fois de plus, la participation a connu la croissance la plus soutenue. Notons enfin que, dans les groupes intermédiaires de revenu, la participation a augmenté lentement mais sûrement tout au long des années 1990.

Le tableau 2 précise ces tendances en livrant les résultats des estimations de l'équation (1). Comme nous l'avons indiqué, celles-ci sous-estiment le paramètre réel, étant fondées sur le revenu annuel plutôt que sur le revenu permanent. Il faut aussi dire que l'importance du biais peut décroître dans le temps en cas d'accroissement de la proportion de la variance du revenu total dont rend compte le revenu permanent. Il pourrait y avoir d'autres biais liés aux variations de la « situation dans le ménage », mais il est difficile d'en déterminer le sens. Cela dit, les résultats révèlent que l'élasticité est plutôt faible (moins de 0,1 pour la plupart des années) entre le revenu familial et les probabilités de participation aux études universitaires. En bout de ligne, nous pourrions relever cette valeur de moitié dans une correction en fonction de l'utilisation du revenu annuel au lieu du revenu permanent. Les données semblent indiquer que, si le revenu parental augmente de 10 %, les probabilités de participation aux études universitaires s'accroissent au plus de 1,5 % chez les jeunes de 18 à 24 ans. Il reste que c'est le régime de

---

<sup>5</sup> En 1980 et 1983, on a apporté à l'exécution de cette enquête des changements qui ont causé une diminution significative des tailles d'échantillon. Une première analyse nous a indiqué que les données en question n'étaient pas suffisamment sûres à nos fins. Nous ne les avons pas utilisées dans l'analyse qui suit.

variation qui nous intéresse plus particulièrement ici, et il semblerait que le coefficient d'élasticité estimé a oscillé entre 0,08 et 0,1 avant 1990 et a culminé à une valeur de 0,11 à 0,12 en 1990 et 1991 pour ensuite décroître largement, surtout après 1995. Ajoutons qu'il n'y a pour ainsi dire aucune corrélation entre le revenu familial et la participation aux études collégiales. La plus haute valeur estimée n'est que de 0,03 et les coefficients ne sont pas statistiquement différents de zéro en 1989 ni dans toutes les années qui suivent. On peut néanmoins voir un net recul des valeurs en 1990 et après, celles-ci passant de la région de 0,02 à celle de zéro.

Les tableaux 3 et 4 présentent les résultats correspondants selon le sexe. La relation entre la participation aux études universitaires et le revenu familial tend à se resserrer chez les femmes, leur coefficient d'élasticité étant supérieur à celui des hommes dans 11 des 15 années étudiées. Le régime général de variation de cette participation est par ailleurs le même chez les hommes et les femmes avec une hausse du coefficient dans la première moitié de la décennie 1990 suivie d'une baisse aux niveaux antérieurs dans la seconde. L'augmentation semble toutefois avoir été supérieure en valeur et en durée chez les femmes. Dans les premières années de la décennie 1990, le coefficient d'élasticité est de plus de 0,1 chez les femmes trois années de suite. Ce n'est qu'après 1994 qu'il paraît devoir nettement décroître et revenir aux niveaux des années 1980. Chez les hommes, il augmente fortement en 1990, mais fléchit immédiatement et durablement dans les années qui suivent; 1990 étant la seule année où il ait été de plus de 0,1.

L'ESG n'est pas entachée d'un des biais dont peuvent être marquées les données de l'EFC, mais elle diffère à bien des égards de cette dernière enquête sur le plan des concepts. Le trait distinctif le plus notable est que l'analyse ESG est uniquement fondée sur le revenu du père par opposition au revenu des parents. Nous avons été incapables d'intégrer des données sur le revenu de la mère, parce qu'un grand nombre de jeunes enquêtés ne déclarent pas la profession de leur mère, ce qui tient sans doute aux décisions prises par les mères en matière d'activité (sur le marché du travail) au moment où les jeunes en question avaient 15 ans. Nous décrivons en annexe les régressions de première étape ayant servi à établir une mesure du revenu prévu pour l'analyse, ainsi que les autres questions d'élaboration des données. Ces régressions reposent sur des échantillons d'hommes de 40 à 60 ans. La taille d'échantillon varie de 1 144 dans les données de 1986 à 2 711 dans celles de 2001. De plus, à cause des tailles d'échantillon, nous ne distinguons pas la participation aux études collégiales, nous reportant plutôt à la participation aux études universitaires et à une définition plus générale englobant l'université et le collège où nous visons la participation aux études postsecondaires. Notons la présence de différences entre les trois années de données de l'ESG pour ce qui est du codage de la profession et du revenu. L'annexe expose nos corrections de comparabilité de données. Enfin, le tableau 5 livre les données ayant servi à l'estimation de l'équation (1) et indique en particulier les valeurs prévues de revenu.

Au tableau 6, on trouvera les résultats des régressions de seconde étape de l'équation (1) en fonction des estimations du revenu permanent du père à l'équation (2). Comme on pouvait s'y attendre, les coefficients estimés pour le revenu paternel sont tous supérieurs à ceux des tableaux deux à quatre selon les mesures du revenu annuel. Les différences sont de l'ordre de trois à quatre. Il reste que les régimes de variation sont à peu près semblables. Dans le cas des données de 1986, tout augmentation d'un point de pourcentage du revenu paternel implique un accroissement de 0,3 point de pourcentage des probabilités de participation aux études universitaires. Cette valeur monte à 0,4 point de pourcentage pour les données de 1994 et tombe

à 0,26 pour les données de 2001. Si on inclut la participation aux études collégiales dans la définition, l'ordre de grandeur des coefficients est atténué, mais mêmes les tendances subsistent.

Là encore, on relève un certain nombre de différences entre les hommes et les femmes. Ce qui ressort le plus avec notre définition plus générale de la participation, c'est que les coefficients des hommes accusent des baisses successives pour les valeurs d'estimation d'élasticité. Ce sont les seuls résultats qui ne soient pas en hausse entre les années 1980 et les premières années de la décennie 1990 et qui se trouvent en décroissance par la suite. Cela va peut-être dans le sens de l'observation à la figure 4 que les hommes pourraient avoir eu plus tendance à préférer le collège communautaire à l'université, surtout s'il s'agit de ceux qui appartenaient à des familles au revenu supérieur. Les résultats indiqueraient donc que, chez les hommes, la participation d'ensemble aux études postsecondaires (universitaires et collégiales à la fois) est devenue moins liée au contexte familial, en grande partie à cause de la possibilité d'étudier dans les collèges communautaires.

Les coefficients estimés d'élasticité sont généralement moindres chez les femmes sauf en 1994 où ils sont nettement plus élevés. Cette différence d'avec les données d'analyse EFC tient peut-être à ce que le seul revenu des pères (par opposition au revenu des parents) entre dans l'analyse ESG. Il est possible que les corrélations intergénérationnelles père-fils soient plus étroites que les corrélations père-fille et que, de même, les corrélations mère-fille l'emportent sur les corrélations mère-fils. Si tel est le cas, l'emploi exclusif du revenu paternel dans l'analyse ESG donnerait des corrélations père-fils supérieures et des corrélations père-fille inférieures par rapport à une double utilisation du revenu paternel et maternel. Il reste que la seule estimation qui soit de plus de 0,4 au tableau 6 se rapporte à la participation aux études universitaires chez les femmes en 1994. Il y a eu dans ce cas une progression appréciable depuis le 0,27 de 1986 et la valeur dépasse nettement le 0,37 des hommes. La même tendance s'observe lorsque nous tenons compte de la participation aux études collégiales. En ce sens, nos résultats concordent avec la constatation par les données de l'EFC d'une corrélation plus étroite chez les femmes que chez les hommes entre les décisions de participation aux études postsecondaires et le revenu familial.

## V. Conclusion

Le contexte entourant les études postsecondaires a connu des variations significatives pour les étudiants canadiens dans les années 1990. D'une part, dans sa réalité comme dans sa perception, la rétribution des études supérieures a augmenté. Les Canadiens sont proportionnellement très nombreux, quel qu'en soit le revenu, à voir dans ces études la voie menant à un meilleur revenu de travail et plus des quatre cinquièmes des familles s'attendent à ce que leurs enfants fassent des études postsecondaires. D'autre part, les coûts de cette éducation ont aussi nettement augmenté. À titre d'exemple, mentionnons que les frais annuels moyens d'inscription aux programmes des arts du premier cycle universitaire ont grimpé de plus de 85 % et que, dans un certain nombre de disciplines et d'établissements, ils se sont accrus encore plus. Dans ce contexte, l'« accès » à l'enseignement postsecondaire est devenu un enjeu de politique publique majeur. Malgré son importance et son évidence, étonnamment, cette question n'est guère éclairée par des données nous permettant de répondre directement à la question de savoir si la participation aux études postsecondaires au Canada devient de plus en plus l'apanage des familles qui jouissent d'un revenu relativement supérieur. Pour y répondre, notre analyse puise d'une manière innovatrice à

deux sources de données et examine l'évolution dans les deux dernières décennies du rapport entre la participation aux études postsecondaires et le revenu familial.

Sur le plan le plus général, nous constatons que les études postsecondaires n'étaient pas plus l'apanage des gens relativement aisés à la fin des années 1990 que dans les années 1980. Il est sûr que les enfants de familles au revenu supérieur ont plus de chances de fréquenter l'université, mais la situation n'a pas considérablement évolué dans la décennie 1990 avec les majorations de frais de scolarité. Il reste que, derrière cette constatation générale, on peut discerner un certain nombre de faits qui nous indiquent comment les jeunes se sont adaptés à l'évolution des conditions financières et comment la structure institutionnelle de l'enseignement postsecondaire et les autres aspects de la politique publique ont influencé leurs décisions. La participation aux études postsecondaires est à des sommets sans précédent dans l'histoire, et rien n'indique vraiment que les taux de décrochage ont augmenté. Cela dit, on sait que le taux de croissance de la participation a plafonné dans les années 1990, mais que c'est plus le cas pour la participation aux études universitaires que pour la participation aux études collégiales. Un certain nombre d'étudiants, notamment de sexe masculin, ont eu tendance à préférer de plus en plus le collège communautaire à l'université. Mais un autre changement de comportement digne de mention a été le recours croissant aux prêts aux étudiants. Dans les années 1990, la valeur moyenne de ces prêts a présenté une hausse significative. Il faut y voir l'effet de changements de politiques au milieu de cette décennie qui ont relevé le maximum admissible des emprunts au Programme canadien des prêts aux étudiants, ce qui devait à son tour amener un relèvement des autres formes de prêts et d'aide financière aux étudiants.

Le choix de fréquenter un collège communautaire à moins de frais et, en particulier, d'emprunter davantage est probablement le facteur qui a le plus influé sur le rapport entre le revenu familial et la participation aux études postsecondaires. La participation aux études collégiales n'est pas en relation significative avec le revenu de la famille. Nos estimations font voir une corrélation positive très ténue avant les années 1990 et une corrélation à peu près nulle par la suite. Les jeunes hommes ont montré une nette tendance à préférer le collège communautaire à l'université dès les premières années de la décennie 1990 et cette tendance s'est maintenue tout au long des années 1990. Les jeunes femmes ont présenté une tendance du genre, mais deux ou trois années seulement au moment où les frais de scolarité se sont d'abord mis à augmenter. Au milieu des années 1990, les taux féminins de participation aux études collégiales ont décliné. Ils ont été stationnaires le reste de la décennie. En revanche, les taux féminins de participation aux études universitaires se sont élevés pour revenir à leurs niveaux antérieurs de progression. Il existe nettement une corrélation positive entre le revenu parental et la participation aux études universitaires; en fait, cette corrélation s'est faite plus étroite du début au milieu de la décennie 1990 lorsque les frais de scolarité ont commencé à augmenter de manière significative. Ce changement traduisait une baisse des taux de participation des jeunes des familles au revenu intermédiaire, c'est-à-dire dont le revenu variait de 25 000 \$ à 100 000 \$. La corrélation est toutefois devenue moindre dans la seconde moitié de la décennie à cause d'une hausse des taux de participation des groupes au revenu le plus bas. Cette évolution est à rapprocher de la constatation que les modifications apportées au Programme canadien des prêts aux étudiants qui ont relevé le maximum admissible des emprunts n'ont eu lieu qu'après que les frais de scolarité ont commencé à s'élever.

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. On sait cependant que le coût des études supérieures s'est accru et que, en partie, les étudiants en ont subi les conséquences, ainsi qu'en témoignent des niveaux bien supérieurs d'emprunts et des taux inférieurs de participation aux études universitaires chez les jeunes des familles au revenu intermédiaire. Il convient de noter par ailleurs que ce coût s'est différencié encore plus. Les frais de scolarité varient plus aujourd'hui selon les provinces et les disciplines, voire selon les établissements. Dans notre analyse, nous employons la notion très large de l'« accès » à l'enseignement supérieur pour voir si le contexte familial influe plus ou moins sur les probabilités de participation aux études postsecondaires. Il se peut fort bien que les étudiants et d'autres intervenants se soucient de plus en plus de l'« accès » au sens plus étroit du terme, c'est-à-dire de l'accès à des établissements ou à des domaines d'études en particulier. Certains de nos résultats évoquent cette possibilité et semblent notamment indiquer que les hommes ont été de plus en plus enclins à préférer le collège communautaire à l'université. S'il y a eu une substitution de participation entre ces deux grandes catégories d'établissements postsecondaires, il importe peut-être aussi de décrire dans quelle mesure la situation a évolué aux divers niveaux de l'enseignement universitaire. De futures recherches où on ferait le lien entre le contexte familial et des choix plus précis d'établissements et de domaines d'études, pourraient nous éclairer sur des aspects de l'« accès » que nous n'avons pas abordés dans notre recherche. Précisons que nos travaux ne disent rien de précis des règles qu'appliquent les universités dans leurs décisions d'admission. Une étude de cet aspect pourrait jouer un grand rôle si nous entendons mieux comprendre les questions d'accession aux études postsecondaires. Nos constatations concordent avec celles d'autres travaux où on conclut que les frais de scolarité n'ont guère eu d'incidence sur la participation aux études postsecondaires, mais nous faisons aussi voir que la raison en est peut-être le relèvement concomitant mais décalé des niveaux d'aide financière aux étudiants. On ne saurait juger des effets des majorations des frais de scolarité sans considérer l'évolution des niveaux de l'aide financière apportée aux étudiants par les gouvernements et d'autres institutions. Dans les années 1990, et les frais de scolarité et les niveaux de cette aide ont augmenté. Dans ce contexte, il se peut que le plus grand facteur déterminant de l'accès aux études postsecondaires est l'évolution des exigences et critères en matière d'admission. Si les normes d'admission étaient plus élevées, les liens seraient plus étroits entre le contexte familial et la participation aux études postsecondaires pour des établissements ou des domaines d'études particuliers dans la mesure où les enfants des familles plus aisées posséderont sans doute plus les aptitudes qu'exigent ces normes. On pourrait ainsi mieux comprendre les différences entre les sexes que dégage notre analyse. C'est là un autre domaine d'investigation pour l'avenir. Il pourrait être bon d'examiner en général les entraves non financières à l'accession aux études supérieures, et notamment les circonstances qui, plus tôt dans la vie des jeunes, leur procurent l'heureuse fortune de pouvoir choisir de poursuivre leurs études après avoir achevé l'école secondaire.

## Annexe

### Sources de données

#### 1. Enquête sur les finances des consommateurs

L'Enquête sur les finances des consommateurs est une enquête supplémentaire réalisée tous les ans par Statistique Canada dans le cadre de l'Enquête sur la population active (EPA) d'avril. Elle livre des données transversales sur le revenu des Canadiens et sur l'activité (sur le marché du travail) de tous les membres de 15 ans et plus des ménages enquêtés. Elle distingue toutes les personnes qui font partie du ménage enquêté et leur lien avec le chef de famille économique à l'intérieur du ménage<sup>6</sup>. Après avoir rempli le questionnaire ordinaire de l'EPA, les gens de 15 ans et plus sont priés d'indiquer leurs sources de revenu l'année précédente. Faute de données sur plusieurs grands domaines, nous limitons nos analyses à la période 1979 à 1997. L'EFC a cessé après l'année de référence 1997. Dans nos analyses, les données sur l'activité des membres de 15 ans et plus des ménages sont tirées de l'EPA d'avril et jointes au fichier principal de l'EFC.

Nous exploitons les données des fichiers principaux de ces enquêtes. Dans l'élaboration de nos fichiers d'analyse, nous créons en parallèle deux ensembles de données pour chaque année de la période 1979 à 1997, à savoir un fichier des personnes de 18 à 24 ans et un fichier des familles économiques où on ne trouve que les familles où des personnes de 18 à 24 ans sont les enfants ou des parents du chef de famille. Nous constatons diverses anomalies de codage des données de l'Enquête sur la population active. Premièrement, on a changé la façon de coder la participation scolaire. On pose à ceux qui répondent au questionnaire de l'EPA plusieurs questions sur la participation scolaire actuelle. En avril 1984, on a modifié l'ordre de codage des quatre types d'établissements scolaires que pouvaient déclarer les enquêtés. Avant 1984, les codes étaient les suivants : 1, école primaire ou secondaire; 2, université; 3, collège communautaire, collège pré-universitaire ou cégep; 0, autre. En avril 1984, le collège communautaire a reçu le code 2 et l'université, le code 3 à la question 82, le but étant de mieux rendre compte de la hiérarchie de la scolarité.

Deuxièmement, en janvier 1990, les responsables de l'EPA ont révisé tant les questions sur le plus haut niveau de scolarité que l'ordre de leur enchaînement pour mieux prendre en compte l'éventail des titres postsecondaires et écarter l'idée qu'il fallait le diplôme d'études secondaires pour avoir accès aux études postsecondaires sous toutes leurs formes.

---

<sup>6</sup> La « famille économique » est définie comme un groupe d'individus ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont apparentées par le sang, par alliance, par union libre, ou par adoption. Un « ménage » (toutes les personnes qui habitent dans un logement échantillonné) peut contenir plusieurs familles économiques. Statistique Canada attribue à un membre de chaque ménage le titre de chef de ménage en appliquant les règles suivantes : (1) si la famille est un couple marié avec ou sans enfants, l'homme est le chef; (2) s'il s'agit d'une famille monoparentale ayant des enfants non mariés, le père ou la mère est le chef; (3) s'il s'agit d'une famille monoparentale ayant des enfants mariés, le membre de la famille principalement chargé de sa subsistance selon une question de l'enquête est le chef; (4) s'il s'agit d'une famille où les relations sont autres que les liens mari-femme ou parents-enfant, la personne la plus âgée est le chef.

À l'aide de ces données, nous avons été en mesure, avec de légères dérogations, de reproduire les tableaux 1 et 4 de Christofides, Cirello et Hoy (2001) portant sur le rapport entre le revenu familial et la participation aux études postsecondaires. La mesure qu'établissent ces auteurs de la participation aux études postsecondaires vise non seulement ceux qui fréquentent actuellement le collège ou l'université, mais aussi ceux qui font leurs études primaires ou secondaires. Nous affinons leurs mesures de trois manières. Premièrement, nous excluons les jeunes qui fréquentent actuellement une école primaire ou secondaire (selon les années d'enquête, de 6 % à 13 % de tous les jeunes de 18 à 24 ans se trouvent dans cette catégorie). Deuxièmement, nous ajoutons les gens qui ont obtenu un grade du palier postsecondaire. Troisièmement, nous distinguons la participation aux études universitaires des autres formes de participation aux études postsecondaires.

Dans notre analyse, la participation aux études postsecondaires se définit par des données combinées sur le plus haut niveau atteint de scolarité postsecondaire et sur la participation scolaire actuelle. La participation aux études universitaires est celle des jeunes (18 à 24 ans) qui ont obtenu un grade ou un certificat universitaire ou qui sont actuellement inscrits à une université. La participation aux études collégiales est celle des jeunes qui ont obtenu un diplôme ou un certificat de collège communautaire, de CÉGEP ou d'école de métiers ou qui fréquentent actuellement un de ces établissements. Dans cette caractérisation, le poids principal est celui de la variable du plus haut niveau de scolarité et le poids secondaire, celui de la participation scolaire actuelle. La raison en est que l'on veut rendre compte plus fidèlement de l'accès aux établissements postsecondaires dans le cas des gens qui peuvent avoir obtenu un grade à l'université, mais qui sont retournés aux études dans un collège communautaire.

Le revenu parental se définit comme le revenu de toute provenance du chef de ménage et de son conjoint. Nos données sur ce revenu sont extraites des fichiers principaux de l'EFC des personnes et fusionnées avec celles des fichiers principaux des familles économiques. Il y a ensuite attribution des données aux divers enregistrements des personnes de 18 à 24 ans qui sont les enfants d'un chef de ménage. On mesure le revenu parental en dollars constants de 2001 à l'aide de l'Indice des prix à la consommation.

L'EFC définit l'« enfant » par le lien de chaque membre du ménage avec son chef. On considère comme enfants vivant dans la famille économique les jeunes adultes de 18 à 24 ans qui sont les enfants (biologiques ou adoptifs), les petits-enfants, les enfants en foyer nourricier (famille d'accueil), les beaux-enfants, les frères et sœurs ou d'« autres parents » du chef de ménage. Les jeunes temporairement absents qui fréquentent un établissement postsecondaire, mais dont la résidence habituelle ou permanente est celle du ménage économique, entrent dans notre analyse. Les jeunes adultes de 18 à 24 ans qui ne présentent aucun des liens énumérés avec le chef de ménage et qui n'en sont pas non plus le conjoint sont tenus pour le chef de leur propre ménage. Ils occupent seuls un logement ou le partagent avec des gens qui ne leur sont apparentés ni par le sang ni par le mariage. Ce logement est leur lieu de résidence habituel ou permanent. Nous ne pouvons dans ce cas leur attribuer un revenu parental, et ils n'entrent donc pas dans notre analyse.

## 2. Enquête sociale générale

L'Enquête sociale générale est réalisée tous les ans par Statistique Canada. Dans cette enquête, les deux grands buts sont, d'une part, de réunir des données sur les tendances sociales de l'évolution des conditions de vie et du bien-être des Canadiens au fil des ans et, d'autre part, de renseigner immédiatement sur des questions précises d'un intérêt actuel ou nouveau sur le plan des politiques. En fonction de ce double objectif, on change le contenu de base de cette enquête d'année en année, mais certains grands thèmes reviennent régulièrement. Les reprises de 1986 et 1994 de l'ESG portent sur l'éducation et le travail et celle de 2001, sur la famille. Ce sont les trois seules périodes d'enquête qui renseignent sur le contexte familial, et notamment sur les professions des parents au moment où grandissent les jeunes (plus particulièrement à l'âge de 15 ans). Ajoutons que, comme dans toutes les autres périodes d'enquête ESG, on s'enquiert aussi de la scolarité actuelle des parents des enquêtés. On pose enfin des questions sur la scolarité, la profession et le revenu actuels des enquêtés.

Nous caractérisons les jeunes de 18 à 24 ans comme participant à des études postsecondaires s'ils ont déjà fait des études postsecondaires. De même, par participation aux études universitaires, nous entendons la fréquentation d'une l'université. La scolarité des parents est le niveau de scolarité des parents selon les déclarations des enquêtés. Notre analyse de régression se limite à la scolarité du père selon trois catégories : diplôme d'études secondaires ou moins; plus que les études secondaires, mais moins qu'un grade à l'université; au moins un baccalauréat. Dans cette analyse, les études secondaires complètes ou moins constituent la catégorie de référence. Ces définitions sont uniformes dans les trois reprises de l'ESG.

On caractérise par ailleurs la profession des parents dans les reprises de 1986 et 1994 selon les catégories à deux chiffres de la Classification type des professions (CTP) de 1980. Ces catégories se retrouvent dans notre modèle du revenu parental, celle des professions de la gestion, de l'administration et de domaines connexes constituant la catégorie omise. On doit noter une légère différence entre les reprises de 1986 et 1994. Dans celle de 1986, il y a une catégorie « professions non comprises ailleurs » qui est absente de la reprise de 1994. Comme moins de 1 % des éléments de notre échantillon de pères font partie de cette catégorie, nous jugeons que cette différence ténue entre les deux reprises aura une incidence infime sur la comparabilité de nos résultats. Dans la reprise de 2001, on caractérise la profession des parents selon la Classification type des professions de 1991. Celle-ci est fondamentalement différente de la classification de 1980, puisqu'elle tente de tenir compte du niveau de compétence qu'exige chaque profession. La classification de 1980 repose en grande partie sur un découpage en secteurs de l'industrie sans qu'y soit expressément intégré le niveau de compétence.

On constate également des différences d'appréhension du revenu personnel entre les reprises de l'ESG. Dans la reprise de 1986, le revenu est une variable continue, mais plafonnée à 60 000 \$. Dans celle de 1994, il est une variable de groupage avec des intervalles variant de 5 000 \$ à 20 000 \$. De plus, cette variable est plafonnée à 100 000 \$. Dans la reprise de 2001, le revenu est une variable continue sans code maximal. De plus, dans les reprises de 1986 et 2001, on peut isoler les revenus nuls ou négatifs, mais dans celle de 1994, ces revenus sont confondus avec le revenu positif dans la catégorie moins de 5 000 \$. Pour toutes les périodes d'enquête ESG, nous avons corrigé les données de l'inflation sur le revenu en les exprimant en dollars constants de



1994 à l'aide de l'indice national des prix à la consommation. Nous avons recodé les revenus selon les catégories de la reprise de 1994 en attribuant à chaque personne le point milieu de l'intervalle de revenu approprié. À ceux qui gagnaient 60 000 \$ et plus en dollars de 1994, nous avons attribué la moyenne pondérée des hommes de 40 à 60 ans dans les reprises de 1986 et 1994 de l'EFC et la reprise de 2001 de l'ESG pour chacune des années visées.

En fait, nous avons établi bien plus d'estimations des équations (1) et (2) que nous n'en présentons dans ce texte, le but étant de juger de la robustesse de nos résultats. D'une part, nous avons pris les interactions de la profession et de la scolarité des parents comme jeu supplémentaire de variables explicatives dans l'équation (2). Les résultats n'ont pas accusé de différences de fond. D'autre part, nous avons repris l'analyse pour chaque année d'enquête en vue de jauger l'incidence du réaménagement des données et des catégories de revenu par souci de comparabilité.

**Tableau 1**

Statistiques descriptives, Enquête sur les finances des consommateurs, 1979 à 1997

Année	Nombre de ménages	Nombre de personnes	Participation aux	Participation aux	Revenu parental moyen
			études universitaires	études collégiales	
(proportion de personnes)					
1979	5 216	7 055	0,13	0,13	50 117
1981	5 438	7 354	0,15	0,15	52 413
1982	5 601	7 695	0,15	0,15	51 920
1984	5 063	6 759	0,16	0,17	50 786
1985	4 801	6 213	0,16	0,19	52 932
1986	4 131	5 286	0,16	0,20	52 511
1987	5 405	6 919	0,17	0,20	52 035
1988	4 427	5 554	0,18	0,21	54 389
1989	4 819	5 992	0,21	0,22	58 002
1990	5 275	6 653	0,21	0,21	56 582
1991	4 846	6 025	0,22	0,24	57 529
1992	4 348	5 418	0,24	0,24	58 203
1993	4 412	5 524	0,25	0,24	58 098
1994	4 519	5 674	0,25	0,24	60 541
1995	3 882	4 817	0,23	0,25	60 411
1996	3 931	4 883	0,24	0,25	62 531
1997	3 868	4 828	0,23	0,24	59 825

*Les entrées du tableau ci-dessus reposent sur des données non pondérées. Tous les montants en dollars sont exprimés en dollars constants de 2001 à l'aide de l'Indice des prix à la consommation.*

**Tableau 2**

Résultats de régressions par les moindres carrés de l'élasticité entre la participation aux études postsecondaires et le revenu familial chez les jeunes de 18 à 24 ans

	Université			Collège			Taille d'échantillon
	Valeur à l'origine	<i>ln</i> (revenu parental)	R <sup>2</sup>	Valeur à l'origine	<i>ln</i> (revenu parental)	R <sup>2</sup>	
1979	-0,515	0,062	0,020	-0,030	0,018	0,002	7 055
1981	-0,640	0,075	0,025	-0,009	0,018	0,001	7 354
1982	-0,686	0,079	0,027	-0,157	0,032	0,004	7 684
1984	-0,784	0,089	0,038	-0,118	0,030	0,004	6 759
1985	-0,647	0,076	0,028	0,025	0,023	0,002	6 213
1986	-0,770	0,087	0,030	0,003	0,023	0,002	5 286
1987	-0,672	0,079	0,025	-0,060	0,029	0,003	6 919
1988	-0,655	0,078	0,023	-0,083	0,031	0,003	5 554
1989	-0,869	0,101	0,032	0,118	0,011	0,000	5 992
1990	-1,020	0,116	0,043	0,298	-0,005	0,000	6 653
1991	-0,961	0,112	0,034	0,274	-0,002	0,000	6 025
1992	-0,542	0,075	0,019	0,101	0,015	0,001	5 418
1993	-0,728	0,092	0,024	0,280	-0,003	0,000	5 524
1994	-0,714	0,089	0,026	0,215	0,004	0,000	5 674
1995	-0,642	0,082	0,023	0,312	-0,004	0,000	4 817
1996	-0,405	0,060	0,014	0,289	-0,002	0,000	4 882
1997	-0,225	0,043	0,007	0,161	0,010	0,000	4 828

**Note :** Les chiffres du tableau sont les résultats d'une estimation par les moindres carrés de l'équation (1) décrite dans le texte par les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada. Les coefficients du logarithme du revenu pour la participation aux études universitaires sont tous statistiquement significatifs et la statistique t va de 5,74 en 1997 à 17,3 en 1990. Dans le cas de la participation aux études collégiales, ils ne sont pas statistiquement différents de zéro pour 1989 et toutes les années qui suivent.

**Tableau 3**

Résultats de régression par les moindres carrés de l'élasticité entre la participation aux études postsecondaires et le revenu familial chez les hommes de 18 à 24 ans

	Université			Collège			Taille d'échantillon
	Valeur à l'origine	<i>ln</i> (revenu parental)	R <sup>2</sup>	Valeur à l'origine	<i>ln</i> (revenu parental)	R <sup>2</sup>	
1979	-0,562	0,065	0,024	-0,017	0,015	0,001	4 178
1981	-0,616	0,072	0,025	-0,043	0,020	0,002	4 298
1982	-0,609	0,071	0,024	-0,136	0,028	0,003	4 513
1984	-0,770	0,086	0,038	-0,096	0,026	0,003	3 984
1985	-0,682	0,072	0,030	0,018	0,017	0,001	3 587
1986	-0,727	0,080	0,034	-0,079	0,028	0,003	3 065
1987	-0,707	0,081	0,028	-0,127	0,033	0,004	3 956
1988	-0,659	0,078	0,022	-0,021	0,022	0,002	3 182
1989	-0,729	0,085	0,025	0,094	0,011	0,000	3 399
1990	-1,144	0,125	0,056	0,104	0,010	0,000	3 804
1991	-0,789	0,093	0,026	0,073	0,014	0,001	3 469
1992	-0,676	0,084	0,026	-0,188	0,040	0,006	3 038
1993	-0,749	0,090	0,026	0,168	0,006	0,001	3 138
1994	-0,516	0,067	0,016	0,032	0,019	0,001	3 146
1995	-0,644	0,079	0,026	0,201	0,003	0,000	2 713
1996	-0,522	0,067	0,020	0,256	0,000	0,000	2 617
1997	-0,186	0,037	0,005	0,135	0,011	0,000	2 712

**Note :** Les chiffres du tableau sont les résultats d'une estimation par les moindres carrés de l'équation (1) décrite dans le texte par les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada. Les coefficients du logarithme du revenu pour la participation aux études universitaires sont tous statistiquement significatifs et la statistique t va de 5,17 en 1997 à 13,8 en 1990. Dans le cas de la participation aux études collégiales, ils ne sont pas statistiquement différents de zéro pour 1989 et toutes les années qui suivent sauf pour 1992.

**Tableau 4**

Résultats de régression par les moindres carrés de l'élasticité entre la participation aux études postsecondaires et le revenu familial chez les femmes de 18 à 24 ans

	Université			Collège			Taille d'échantillon
	Valeur à l'origine	$\ln$ (revenu parental)	R <sup>2</sup>	Valeur à l'origine	$\ln$ (revenu parental)	R <sup>2</sup>	
1979	-0,446	0,057	0,016	-0,031	0,021	0,001	2 877
1981	-0,671	0,079	0,024	0,068	0,013	0,001	3 056
1982	-0,793	0,091	0,030	-0,170	0,036	0,004	3 171
1984	-0,795	0,092	0,038	-0,137	0,034	0,005	2 775
1985	-0,675	0,081	0,027	0,090	0,032	0,004	2 626
1986	-0,788	0,091	0,031	0,139	0,013	0,001	2 221
1987	-0,597	0,075	0,020	0,062	0,020	0,001	2 963
1988	-0,651	0,079	0,024	-0,154	0,041	0,005	2 372
1989	-1,018	0,119	0,040	0,164	0,009	0,000	2 593
1990	-0,881	0,107	0,032	0,532	-0,023	0,002	2 849
1991	-1,123	0,131	0,042	0,589	-0,027	0,002	2 555
1992	-0,338	0,060	0,011	0,489	-0,020	0,001	2 380
1993	-0,728	0,098	0,024	0,413	-0,013	0,001	2 386
1994	-0,944	0,115	0,038	0,446	-0,014	0,001	2 528
1995	-0,607	0,083	0,019	0,518	-0,018	0,001	2 104
1996	-0,267	0,052	0,009	0,328	-0,004	0,001	2 266
1997	-0,235	0,048	0,008	0,205	0,007	0,000	2 116

**Note :** Les chiffres du tableau sont les résultats d'une estimation par les moindres carrés de l'équation (1) décrite dans le texte par les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada. Les coefficients du logarithme du revenu pour la participation aux études universitaires sont tous statistiquement significatifs et la statistique t va de 4,02 en 1997 à 10,6 en 1991. Dans le cas de la participation aux études collégiales, ils sont statistiquement différents de zéro pour 1979, 1982, 1984, 1985, 1988, 1990 et 1991.

**Tableau 5**

Statistiques descriptives par les données de l'Enquête sociale générale pour l'estimation de l'élasticité entre la participation aux études postsecondaires et le revenu familial chez les jeunes de 18 à 24 ans

	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
1. 1986				
a) Ensemble des enfants, N = 1 423				
Participation aux études universitaires	0,27			
Participation aux études postsecondaires	0,62			
Revenu prévu du père	36 509	12 359	15 580	70 257
ln (revenu prévu du père)	10,5	0,33	9,65	11,2
Âge	21,4	1,93	18	24
b) Fils, N = 669				
Participation aux études universitaires	0,28			
Participation aux études postsecondaires	0,62			
Revenu prévu du père	36 783	12 514	15 580	70 257
ln (revenu prévu du père)	10,5	0,33	9,65	11,2
Âge	21,4	1,96	18	24
c) Filles, N = 754				
Participation aux études universitaires	0,25			
Participation aux études postsecondaires	0,62			
Revenu prévu du père	36 265	12 222	15 580	70 257
ln (revenu prévu du père)	10,4	0,34	9,65	11,2
Âge	21,4	1,91	18	24
2. 1994				
a) Ensemble des enfants, N = 750				
Participation aux études universitaires	0,35			
Participation aux études postsecondaires	0,65			
Revenu prévu du père	39 500	12 283	18 597	65 263
ln (revenu prévu du père)	10,5	0,32	9,83	11,1
Âge	21,3	2,03	18	24
b) Fils, N = 344				
Participation aux études universitaires	0,30			
Participation aux études postsecondaires	0,62			
Revenu prévu du père	40 095	12 558	18 597	65 263
ln (revenu prévu du père)	10,5	0,33	9,83	11,1
Âge	21,2	2,00	18	24
c) Filles, N = 406				
Participation aux études universitaires	0,39			
Participation aux études postsecondaires	0,67			
Revenu prévu du père	38 995	12 037	18 597	65 263
ln (revenu prévu du père)	10,5	0,32	9,83	11,1
Âge	21,3	2,06	18	24

(... suite)

**Tableau 5 – (fin)**

Statistiques descriptives par les données de l'Enquête sociale générale pour l'estimation de l'élasticité entre la participation aux études postsecondaires et le revenu familial chez les jeunes de 18 à 24 ans

	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
3. 2001				
a) Ensemble des enfants, N = 1 677				
Participation aux études universitaires	0,31			
Participation aux études postsecondaires	0,62			
Revenu prévu du père	42 984	11 817	18 969	77 369
ln (revenu prévu du père)	10,6	0,28	9,85	11,3
Âge	21,1	2,01	18	24
b) Fils, N = 735				
Participation aux études universitaires	0,27			
Participation aux études postsecondaires	0,56			
Revenu prévu du père	43 679	11 981	18 969	77 369
ln (revenu prévu du père)	10,6	0,27	9,85	11,3
Âge	21,0	2,02	18	24
c) Filles, N = 942				
Participation aux études universitaires	0,34			
Participation aux études postsecondaires	0,67			
Revenu prévu du père	42 442	11 666	18 969	77 369
ln (revenu prévu du père)	10,6	0,28	9,85	11,3
Âge	21,2	1,99	18	24

**Note :** Toutes les valeurs de revenu sont exprimées en dollars constants de 1994 et tirées de l'équation (2) dans le texte par les spécifications et les renseignements décrits à l'annexe.

**Tableau 6**

Résultats de régression en deux étapes par les moindres carrés de l'élasticité entre la participation aux études postsecondaires et le revenu familial chez les jeunes de 18 à 24 ans

	Université			Palier postsecondaire			Taille d'échantillon
	Valeur à l'origine	<i>ln</i> (revenu du père)	R <sup>2</sup>	Valeur à l'origine	<i>ln</i> (revenu du père)	R <sup>2</sup>	
<b>1. Total</b>							
1986	-2,85	0,296	0,053	-2,43	0,290	0,040	1 423
1994	-3,85	0,396	0,068	-2,54	0,302	0,038	750
2001	-2,42	0,255	0,025	-0,67	0,121	0,005	1 677
<b>2. Hommes</b>							
1986	-3,07	0,319	0,055	-2,84	0,329	0,048	669
1994	-3,60	0,369	0,064	-1,86	0,234	0,023	344
2001	-2,67	0,275	0,031	-0,94	0,141	0,006	735
<b>3. Femmes</b>							
1986	-2,61	0,272	0,050	-2,04	0,253	0,032	754
1994	-4,15	0,427	0,072	-3,33	0,380	0,062	406
2001	-2,27	0,245	0,021	-0,51	0,110	0,004	942

**Note :** Les chiffres du tableau sont les résultats d'une estimation par les moindres carrés de l'équation (1) décrite dans le texte par les données de l'Enquête sociale générale de Statistique Canada et selon le revenu parental prévu par l'estimation de l'équation (2). Les coefficients du logarithme du revenu du père pour la participation aux études universitaires sont tous statistiquement significatifs et la statistique t va de 3,51 en 1986 à 5,88 en 1994.

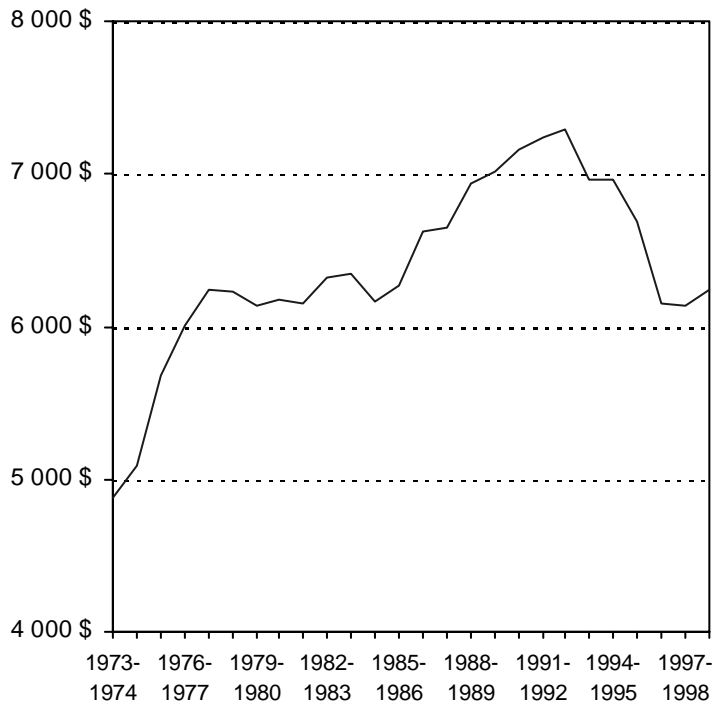
Dans le cas des coefficients *ln* (revenus du père) correspondants pour l'ensemble de la participation aux études postsecondaires, la statistique t varie de 1,66 en 2001 (pour la partie 3) à 5,28 en 1986 (pour la partie 1). Tous les autres coefficients sont significatifs au niveau de 0,95.



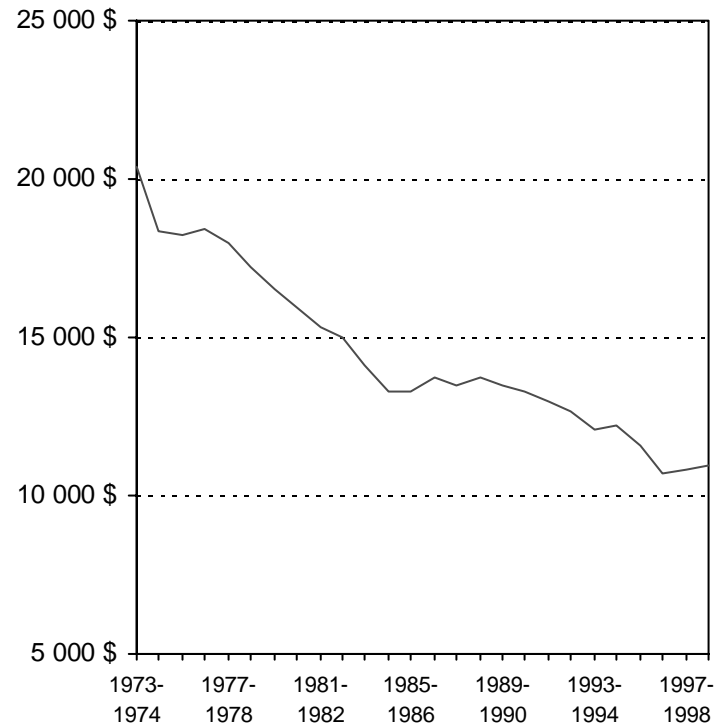
**Figure 1**

Sources de financement des universités issues de subventions et des contrats octroyés par les autorités provinciales, 1972-1973 à 1998-1999

Financement tiré par les universités des subventions provinciales (millions de dollars de 2001)



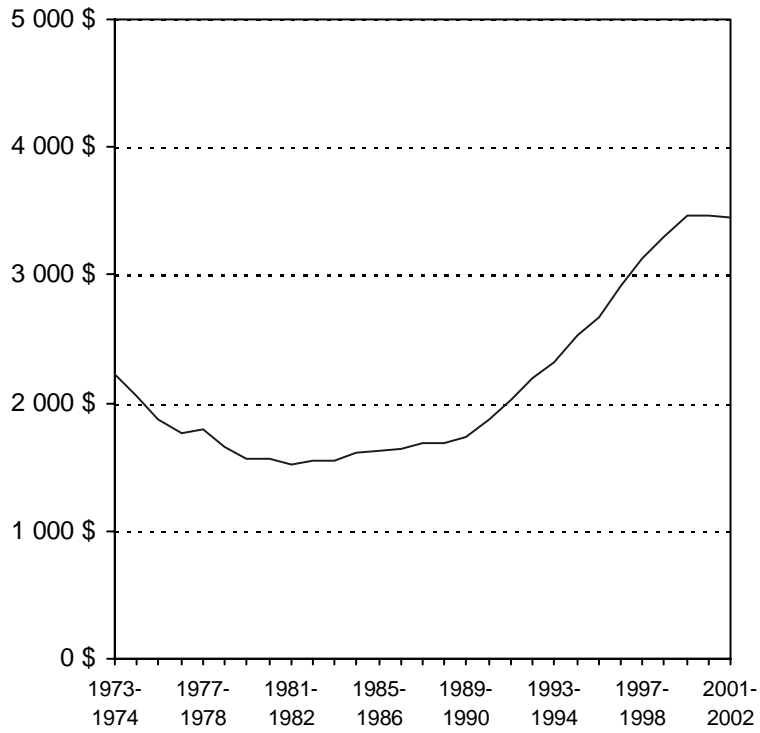
Financement tiré par les universités des subventions provinciales (par étudiant)



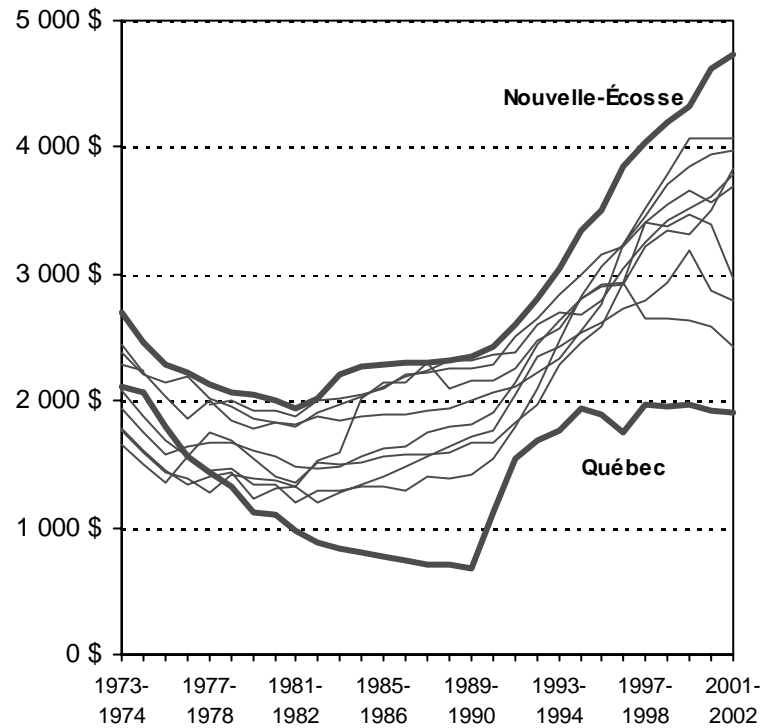
**Figure 2**

Frais moyens d'inscription aux programmes des arts, Canada et provinces, 1972-1973 à 2001-2002 (valeur pondérée exprimée en dollars constants de 2001)

Frais moyens d'inscription aux programmes des arts, Canada (dollars de 2001)

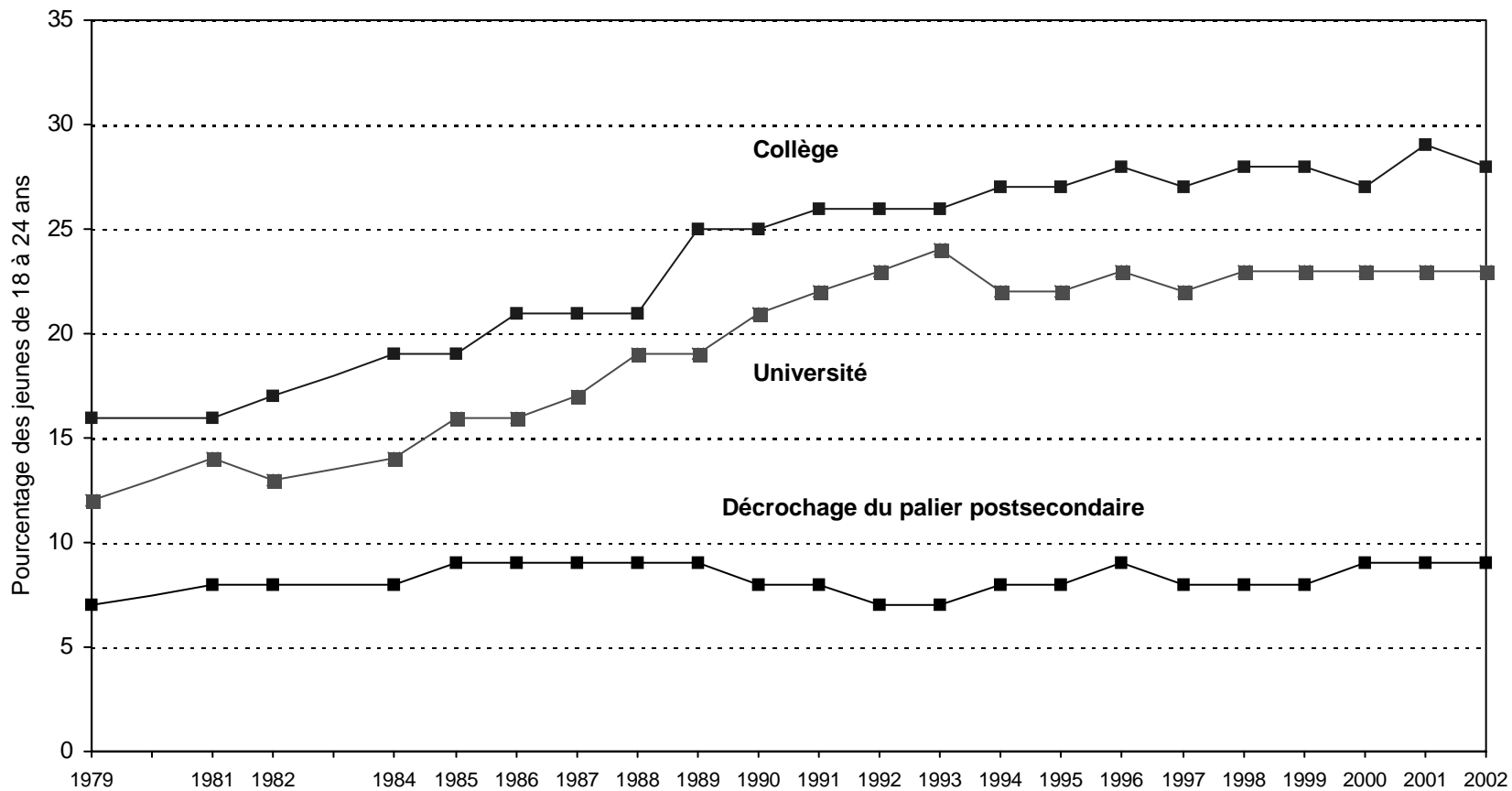


Frais moyens d'inscription aux programmes des arts, provinces (dollars de 2001)



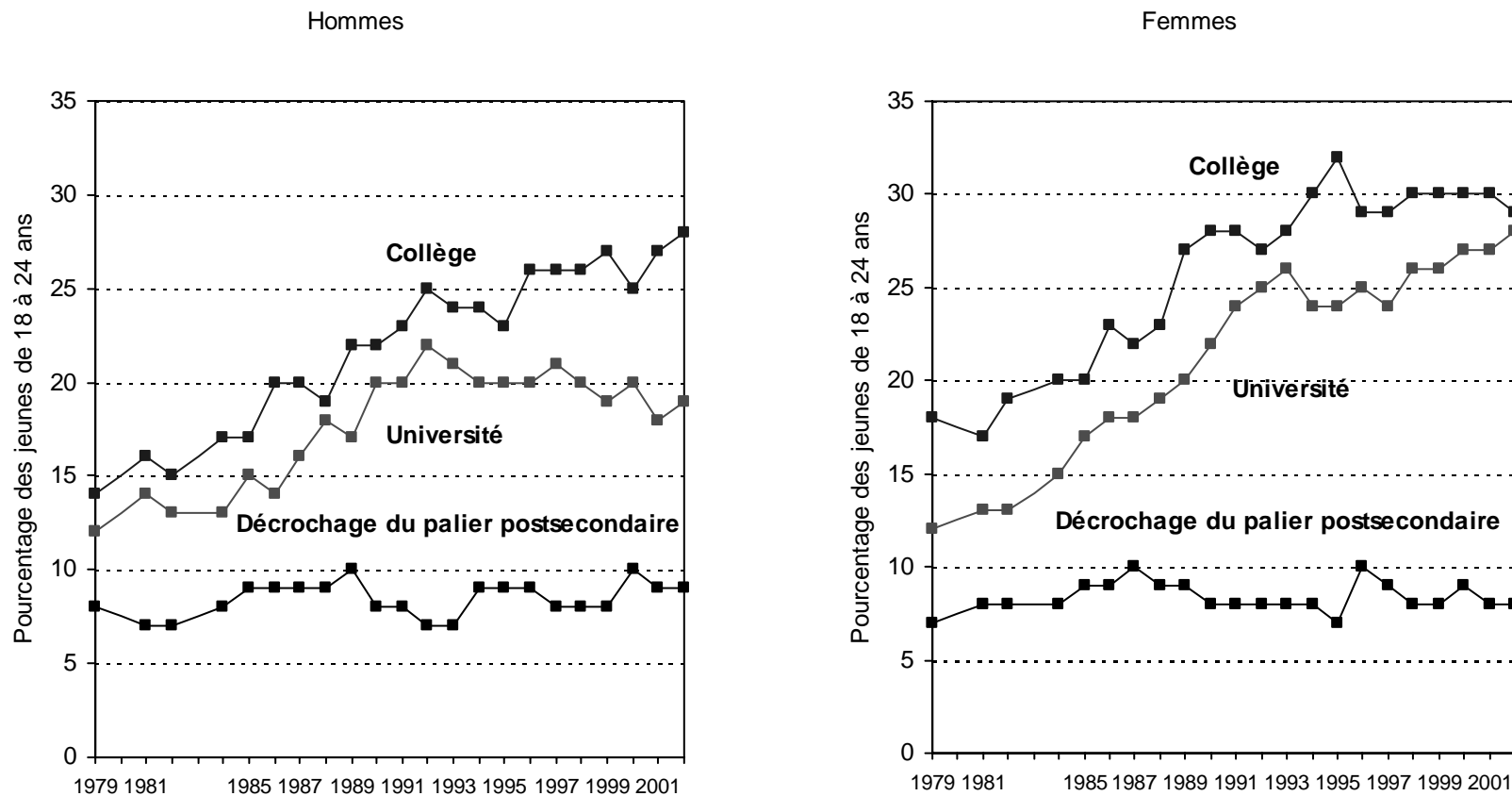
**Figure 3**

Taux de participation aux études supérieures par les jeunes de 18 à 24 ans



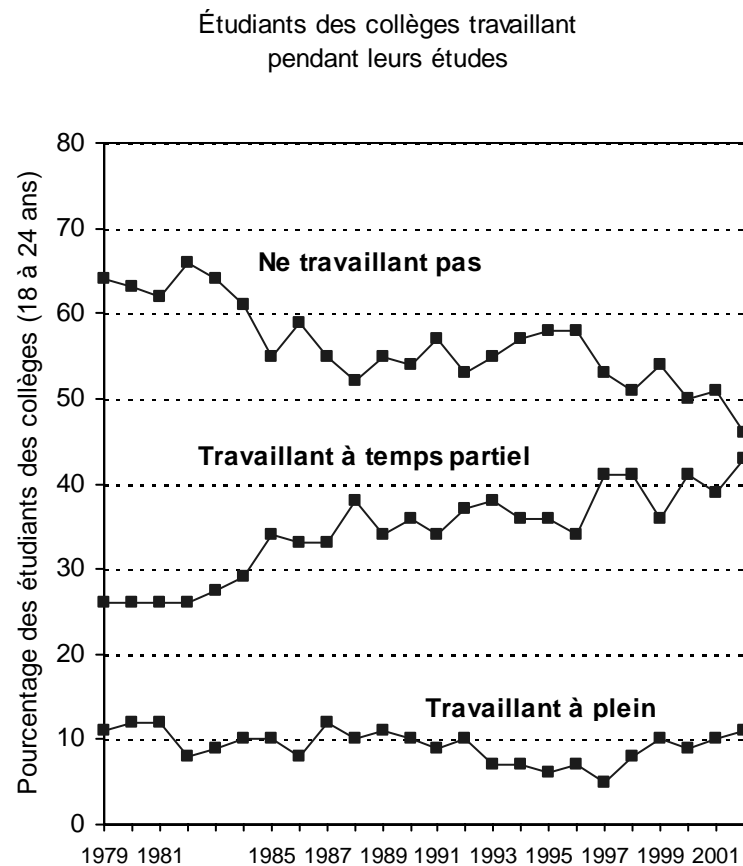
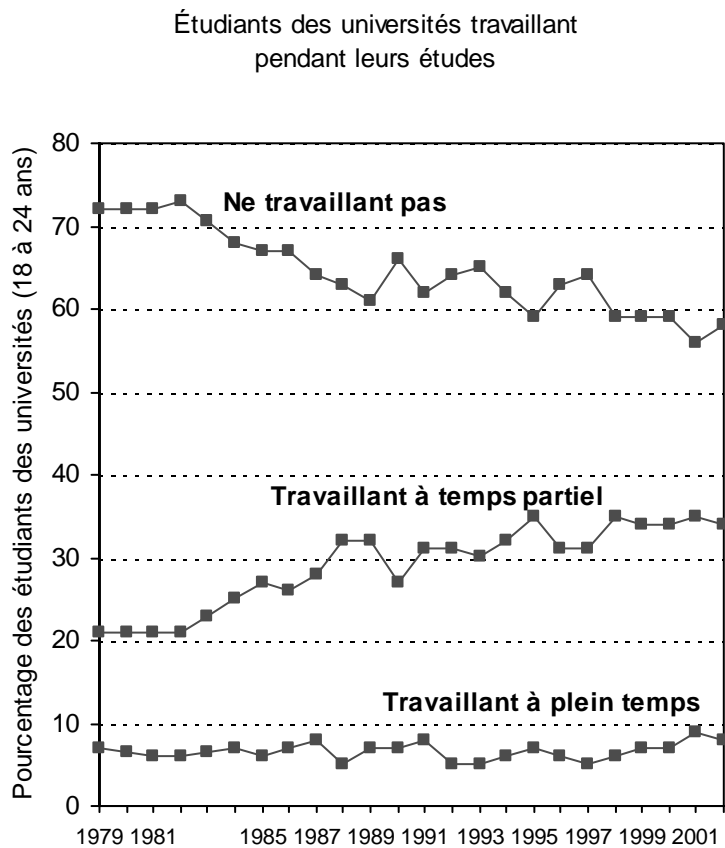
**Figure 4**

Taux de participation aux études supérieures par les jeunes de 18 à 24 ans selon le sexe



**Figure 5**

Proportion des étudiants travaillant pendant leurs études (jeunes de 18 à 24 ans)



**Figure 6**

Situation dans le ménage des étudiants (jeunes de 18 à 24 ans)

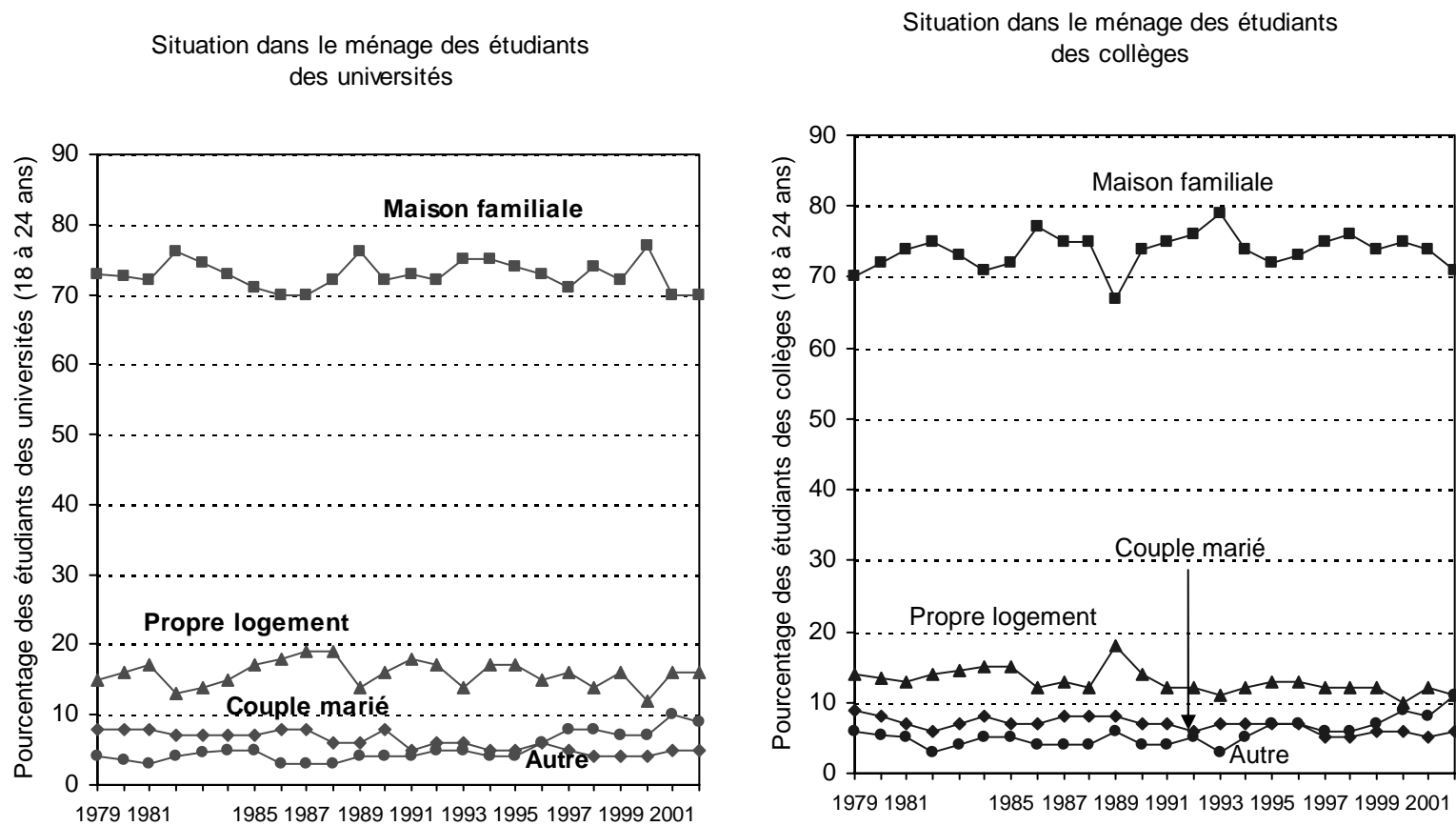
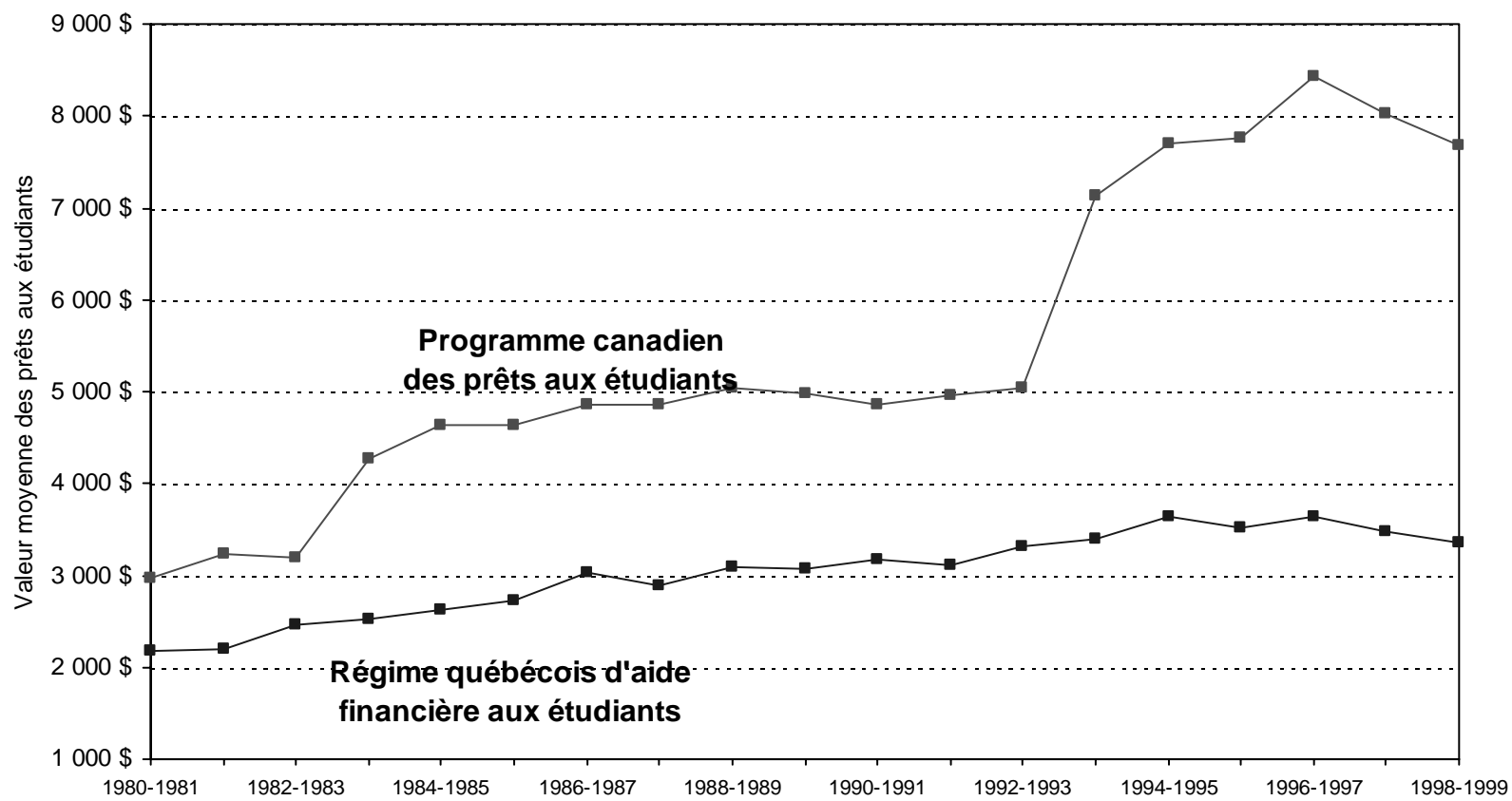


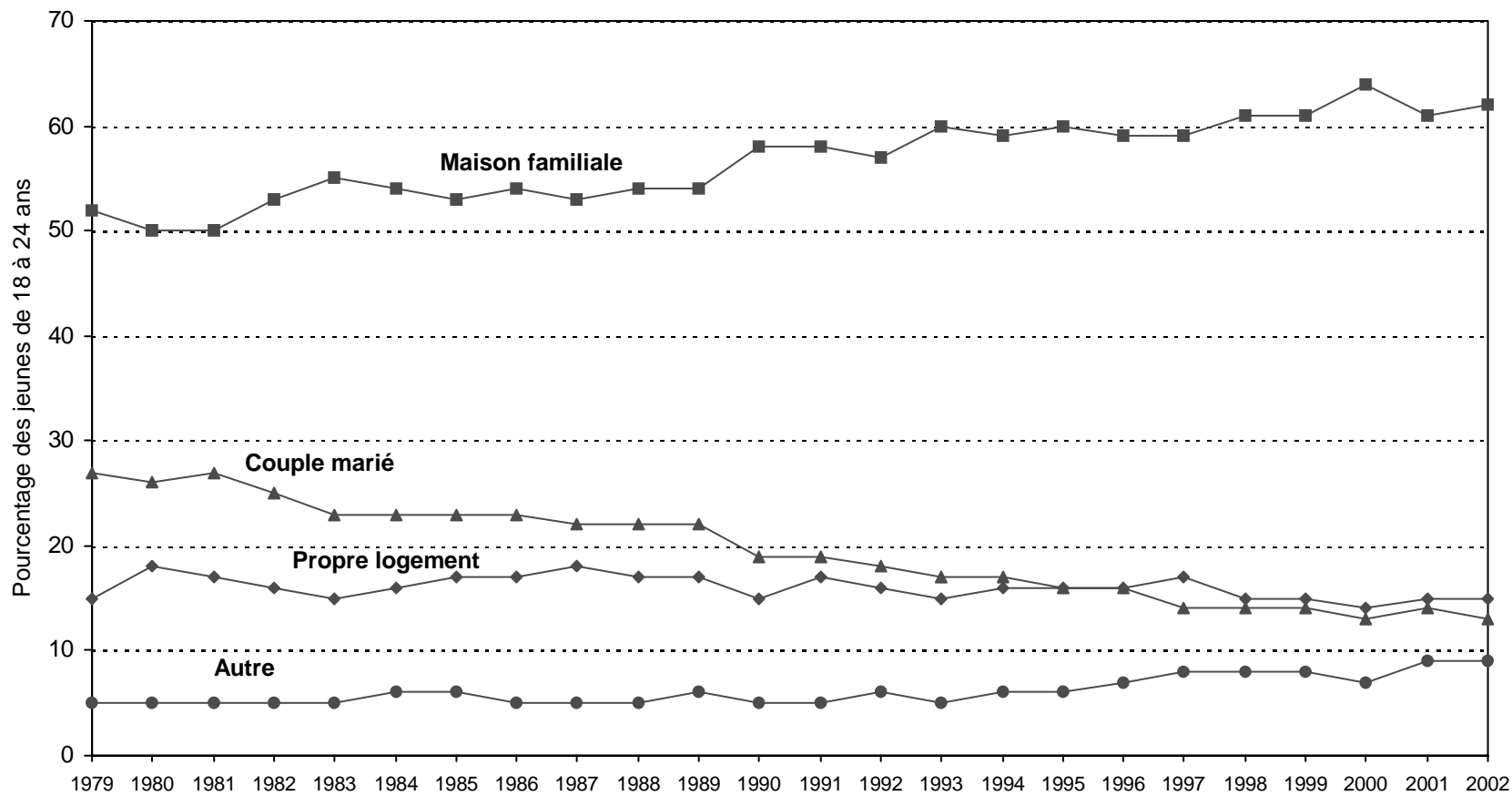
Figure 7  
Valeur moyenne des prêts aux étudiants par région



Source : Junor et Usher (2002)

**Figure 8**

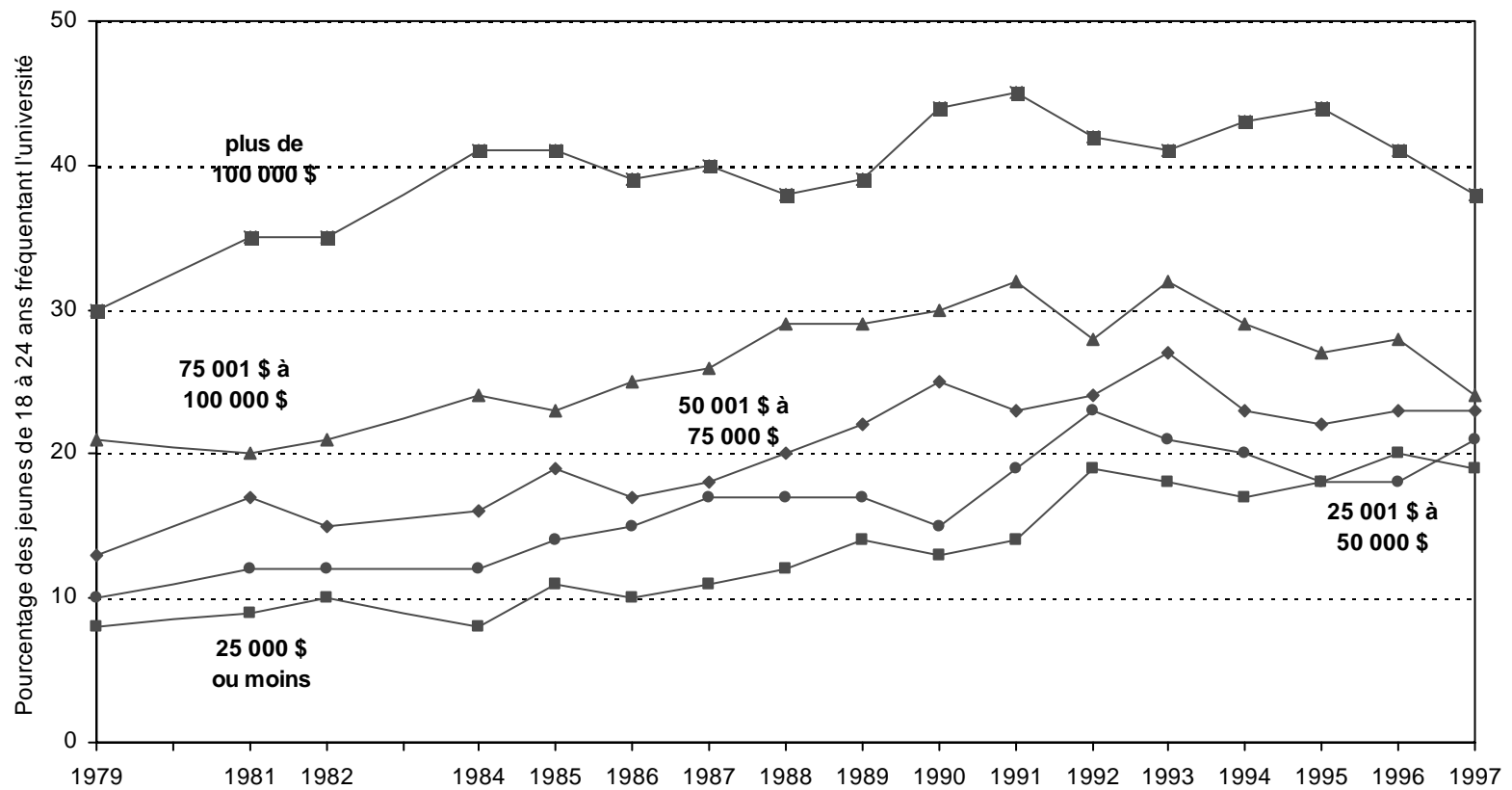
Situation dans le ménage de tous les jeunes de 18 à 24 ans, 1979 à 2002





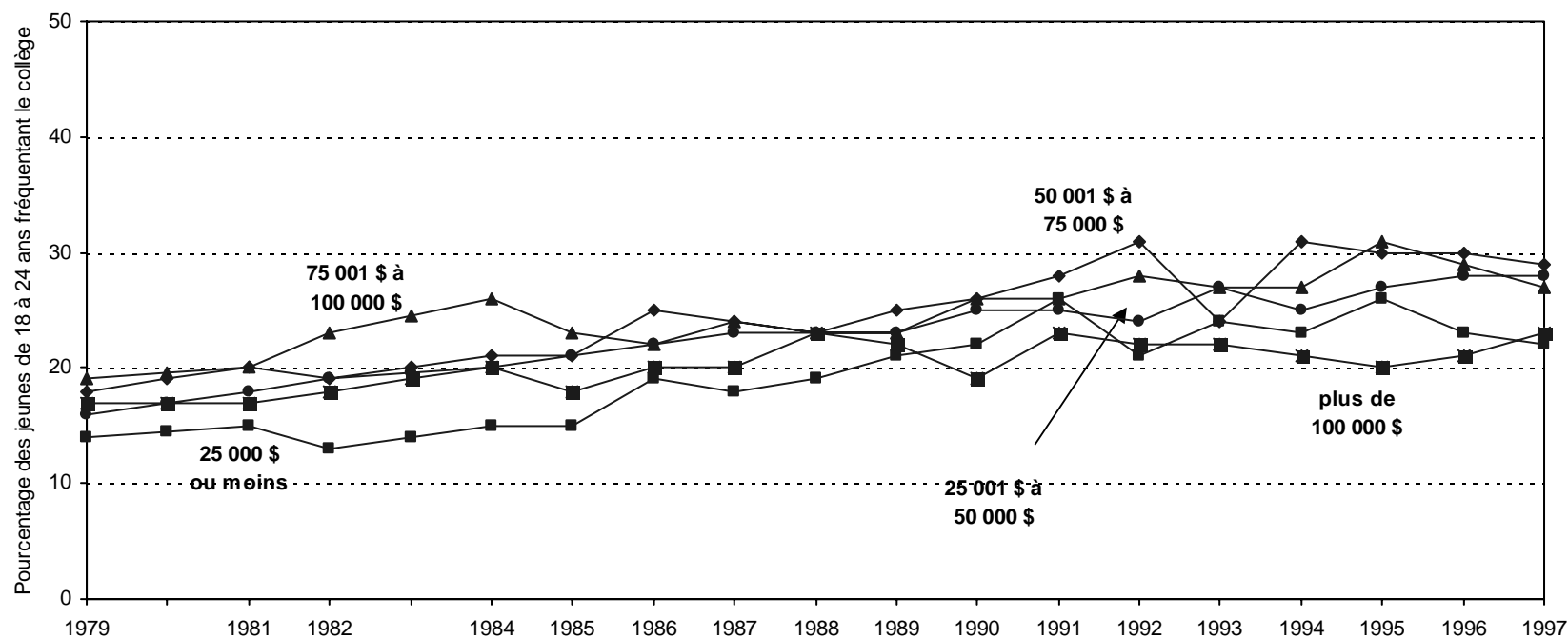
**Figure 9**

Taux de participation aux études universitaires des jeunes de 18 à 24 ans selon le revenu parental



**Figure 10**

Taux de participation aux études collégiales des jeunes de 18 à 24 ans selon le revenu parental



## Bibliographie

Angrist, Joshua D. 1999. "Estimation of Limited Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors: Simple Strategies for Empirical Practice." *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 19 No.1, pp.2-16.

Angrist, Joshua D. et Alan B. Krueger. 1995. "Split-Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling." *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 13 No.2, pp.225-235.

Baker, Michael et Gary Solon. 2003. "Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records." *Journal of Labor Economics*. Vol. 21 No. 2. pp.289-322.

Beach, Charles M., Ross Finnie, et David Gray. 2003. "Earnings Variability and Earnings Instability of Women and Men in Canada: How Do the 1990s Compare to the 1980s?" *Canadian Public Policy*. Vol. 29, Supplément S41-S63.

Bouchard, Brigitte et John Zhao. 2000. "La formation universitaire : tendances récentes quant à la participation, l'accessibilité et les avantages." *Revue trimestrielle de l'éducation*, N° 81-003-XPB au catalogue, vol.6 no.04, Ottawa : Statistique Canada.

Bowlby, Jeffrey et Kathryn McMullen. 2002. *À la croisée des chemins : premiers résultats de la cohorte des 18 à 20 ans de l'Enquête auprès des jeunes en transition*. N° 81-591-XIF au catalogue, Culture, tourisme et Centre de la statistique sur l'éducation, Ottawa: Statistique Canada.

Boyd, Monica et Douglas Norris. 1999. "Continuer de vivre chez les parents." Tendances sociales Canadiennes, N° 11-008-XPB au catalogue, Printemp, no.52, Ottawa : Statistique Canada.

Björklund, Anders et Markus Jäntti. 1997. "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States." *American Economic Review*. Vol. 87 No. 5, 1009-18.

Canada. 2002. *Knowledge Matters: Skills and Learning for Canadians*. Ottawa: Human Resources Development Canada.

Christofides, L.N., J. Cirello et M. Hoy. 2001. "Family Income and Post-Secondary Education in Canada." *Canadian Journal of Higher Education*. Vol. 31 No. 1, 177-208.

Fortin, Nicole M. et Sophie Lefebvre. 1998. "Mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada." Dans *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*, Myles Corak (éditeur), N° 89-553-XIB au catalogue, Division de l'Analyse des entreprises et du marché du travail, Ottawa : Statistique Canada.

Grawe, Nathan. (À Paraître). "Intergenerational Mobility for Whom? The Experience of High and Low Earnings Sons in International Perspective." In Miles Corak (editor). *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.

Greene, William H. 1997. *Econometric Analysis*. Third Edition. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.

Junor, Sean et Alexander Usher. 2002. *Le prix du savoir: l'accès à l'éducation et la situation financière au Canada*. Montréal: Les Bourses du millénaire du Canada.

Knighton, Tamara et Sheba 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* numéro 81-003-XIF au catalogue, vol.8 no.03, Ottawa : Statistique Canada.

Meunier, Dominique, Paul Bernard et Johanne Boisjoly. 1998. "La jeunesse éternelle? Des changements dans les modes de vie des jeunes." Dans *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*, Myles Corak (éditeur), N° 89-553-XIB XIB au catalogue, Division de l'Analyse des entreprises et du marché du travail, Ottawa :Statistique Canada.

Moffitt, Robert A. 1999. "New Developments in Econometric Methods for Labor Market Analysis." Dans Orley Ashenfelter et David Card (editors). *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3A. Amsterdam: North-Holland Elsevier.

Raymond, Mélanie et Maud Rivard. 2003. "Have Tuition Fees in the Late 1990s Undermined Access to Post-Secondary Education in Canada? Document présenté lors du *Canadian Employer Restau Forum conference on Education, Schooling and the Labour Market*, Carleton University, Ottawa.

Statistique Canada. 2001a. "Enquête sur les approches en matière de planification des études, 1999." *Le Quotidien*, N° 11-011-F, 10 avril, Division des communication, Ottawa : Statistique Canada.

Statistique Canada. 2001b. Dictionnaire du recensement de 2001. N° 92-378-XIF au catalogue, Division des opération du recensement, Ottawa: Statistiques Canada.

Zhao, John et Patrice de Broucker. 2001. "Participation aux études postsecondaires et revenu familial." *Le Quotidien*, N° 11-011-F, 7 décembre, Ottawa : Statistique Canada.

Zhao, John et Patrice de Broucker. 2002. "Participation aux études postsecondaires et revenu familial." *Le Quotidien*, N° 11-011-F, 9 janvier, Ottawa : Statistique Canada.

Zimmerman, David J. 1992. "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature."  
*American Economic Review*. Vol. 82, 409-29.