

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

DES SUBVENTIONS AUX ÉTUDES ET DE LEUR IMPACT

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
PIER-ANDRÉ BOUCHARD ST-AMANT

NOVEMBRE 2008

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

*

*

*

*

*

À mon professeur de sixième année, pour m'avoir prédit décrocheur.

À ma famille, pour l'avoir contredit.

REMERCIEMENTS

Des remerciements en tous premiers lieux à mes deux codirecteurs, Nicolas Marceau et Matthieu Chemin. Merci également à ma soeur Natasha pour le coup de main à la correction. Finalement, de sincères remerciements à Maude, Olivier, Christian, Éric, Govinda et François qui ont fait en sorte que cette entreprise demeure agréable.

Avant-propos

Ce mémoire comporte principalement deux chapitres. Le chapitre deux, essentiellement théorique, montre les effets à long terme d'une politique d'accès aux études. Le chapitre trois, quant à lui, est complètement empirique et porte sur les impacts d'une politique d'accès aux études sur le taux de diplomation. Le lecteur peut aisément lire le chapitre qui l'intéresse sans se soucier de l'autre.

Au chapitre trois, bien que la recherche et les analyses soient fondées sur des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent pas celles de cette dernière.

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos	v
Table des matières	vi
Liste des tableaux	ix
Liste des figures	xi
Liste des abréviations	xii
RÉSUMÉ	xiii
INTRODUCTION	1
Introduction	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA DOCUMENTATION	3
1.1 Revue de la documentation théorique	6
1.1.1 Modèles de base	7
1.1.2 Les contraintes de crédit	10
1.1.3 Les externalités de production	12
1.1.4 Une analyse de l'équité : une formalisation proposée par Barbaro	13
1.1.5 Synthèse	14
1.2 Revue de la documentation empirique	16
1.2.1 1976-1997 : une revue par Heller	16
1.2.2 De 1997 à aujourd'hui	18
1.2.3 Synthèse	25
1.3 Conclusion	27
CHAPITRE II	
UNE ANALYSE INTERGÉNÉRATIONNELLE	29
2.1 Équité et efficacité : un modèle théorique	29

2.1.1	Quelques conventions d'écriture	32
2.1.2	Contrainte budgétaire et revenus anticipés	33
2.1.3	Équations de transitions	40
2.1.4	Coefficient de Gini	41
2.2	Quelques résultats théoriques	42
2.2.1	Existence, unicité et convergence	43
2.2.2	Taux de taxation	48
2.2.3	Élasticité de long terme et de court terme	49
2.3	Paramétrisation et simulations	52
2.3.1	Les paramètres	53
2.3.2	Simulation de base	55
2.3.3	Taxation proportionnelle	61
CHAPITRE III		
BOURSE ET DIPLÔMATION : UNE ANALYSE EMPIRIQUE.		63
3.1	Approche économétrique	64
3.1.1	Le fonctionnement de base de l'aide financière au Canada	64
3.1.2	Les changements au Québec.	65
3.1.3	La Colombie Britannique comme groupe contrôle	66
3.1.4	L'Enquête sur les jeunes en transition (EJET) : un aperçu	68
3.1.5	Régression de premier niveau : Une différence en différences	69
3.1.6	La régression de second niveau par variable instrumentale	72
3.1.7	Création de nouvelles variables	75
3.2	Statistiques descriptives	75
3.3	Résultats	80
3.3.1	Régression de premier niveau	80
3.3.2	Régression de second niveau	83
3.4	Synthèse	86
CONCLUSION		88

ANNEXE I	
ÉLÉMENTS DU CHAPITRE DEUX	91
A.1 Valeur des paramètres exogènes	91
A.2 Résumé des variables	92
A.3 Code Octave	95
ANNEXE II	
ÉLÉMENTS DU CHAPITRE TROIS	96
B.1 Code Stata	96
B.2 Frais de scolarité variables de contrôles	96
RÉFÉRENCES	101

LISTE DES TABLEAUX

1.1	Résumé des études théoriques	15
1.2	Résumé de l'étude de Heller (frais de scolarité)	17
1.3	Recension des études empiriques sur les contraintes financières (1997-2007)	19
2.1	Formules employées pour calculer le coefficient de Gini d'une période	42
2.2	Formules employées pour fin de calcul du coefficient de Gini d'une cohorte	42
2.3	Simulation avec/sans subvention aux frais de scolarité	56
3.1	Changement dans le calcul de contribution étudiante	66
3.2	Changement dans le calcul de contribution parentale	67
3.3	Aide-financière (\$) accordée par l'état, 2003-2004, par province	68
3.4	Montant moyen de bourses (\$) par province et cycle	77
3.5	Illustration de la différence en différences sur le montant des bourses	77
3.6	Fréquences cumulée de diplômés par province et cycle	77
3.7	Impact du changement de politique sur le montant de bourse	81
3.8	Impact du changement de politique sur la probabilité d'obtenir un diplôme	85
A.1	Valeur des paramètres exogènes (simulation de base)	91
A.2	Résumé des variables employées dans le modèle	92
B.1	Frais de scolarité (\$) par type de programme, cycle et province	97

B.2	Fréquences d'étudiants par nombre de programmes suivis par cycle et province	97
B.3	Valeur moyenne de certains indicateurs financiers (\$), par province et cycle	98
B.4	Fréquence du lieu de résidence principal par cycle et province	98
B.5	Fréquence des différentes préoccupations par cycle et province	99
B.6	Fréquence d'ambition académique par cycle et province	100
B.7	Répartition des sexes par province	100

TABLE DES FIGURES

1.1 Différences de salaires par niveau de scolarité : moyenne par pays	4
1.2 Différence dans le taux de participation au marché du travail : moyenne de l'OCDE	5
1.3 Taux de chômage par niveau d'éducation : moyenne de l'OCDE.	5
2.1 Illustration des périodes pour l égal à sept	30
2.2 Les variations des « gammas critiques » influencent la participation aux études	39
2.3 La variation de long terme est plus grande celle de court terme	51
2.4 Courbe de Lorentz sans subvention aux frais de scolarité	57
2.5 Courbe de Lorentz en cas de subvention aux frais de scolarité	57
2.6 L'élasticité de long terme est supérieure à celle de court terme	58
2.7 Évolution du point (PIB, τ) en fonction de la subvention à l'éducation	60
2.8 Évolution du point (PIB, Gini) en fonction de la subvention à l'éducation	60
3.1 Illustration générique du calcul des prêts et bourse	64
3.2 Illustration graphique d'une différence en différences	70
3.3 Illustration graphique d'une variable instrumentale	73
3.4 Distribution des bourses par cycle, Colombie-Britannique	78
3.5 Distribution des bourses par cycle, Québec	79

LISTE DES ABRÉVIATIONS

CRÉP	Coefficient de réponse étudiante au prix
Diff in Diffs	Différence en différences
EDTR	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
EJET	Enquête auprès des jeunes en transition
EPS	Éducation postsecondaire
ISQ	Institut de la Statistique du Québec
MCO	Moindres carrés ordinaires
MESS	Ministère de l'emploi et de la solidarité sociale du gouvernement du Québec
n.d.	Non-disponible
OCDE	Organisation de coopération et de développement économiques
PIB	Produit intérieur brut
RDD	Régression à design discontinu
RPR	Régime de remboursement proportionnel aux revenus
s.o.	Sans objet
VI	Variables instrumentales

RÉSUMÉ

Nous développons un modèle théorique de participation aux études en exploitant deux constats empiriques. Le premier est que la subvention aux frais de scolarité a une influence, quoique parfois faible, sur le degré de participation aux études. Le second est que les enfants de parents scolarisés ont plus de chance de s'inscrire et de réussir à l'Université que ceux de parents non-scolarisés. Nous montrons alors qu'une subvention à l'éducation est une pareto-amélioration et que les techniques usuelles d'estimation d'élasticité ne prennent pas en considération les effets intergénérationnels. Nous montrons également que la subvention à l'éducation est équitable autant sur le plan diachronique que synchronique.

Nous développons également une analyse empirique de l'impact d'une augmentation exogène des bourses offertes aux étudiants. Utilisant une technique de différence en différences, nous montrons qu'une augmentation de 1000\$ du montant des bourses entraîne une augmentation de la probabilité d'obtenir un diplôme universitaire de l'ordre de 2.1%.

Mots-clés : éducation postsecondaire, subvention aux études, accès, analyse empirique et théorique.

INTRODUCTION

Si vous croyez que l'éducation coûte cher, essayez l'ignorance.

- Voltaire

Des arguments énoncés en faveur d'une augmentation des frais de scolarité, il est courant d'entendre parler du fait que cette mesure n'est pas équitable. Ce raisonnement repose en partie sur l'argument admis et mesuré que les rendements personnels de l'éducation sont positifs. En d'autres termes, financer l'accès à l'éducation par des impôts aujourd'hui revient en quelque sorte à financer ceux qui auront des revenus élevés plus tard. L'argument repose également sur le fait que les enfants dont les parents sont allés à l'école ont plus de chances de participer et de réussir à l'école. Il y aurait donc une source d'iniquité puisqu'on subventionnerait les « riches ».

Il est également courant d'entendre que de telles mesures n'incitent pas les étudiants à terminer promptement leurs études. On présente souvent en exemple l'image des « gosses de riches » qui prennent leur temps à l'université, voiture au stationnement et voyage à Palm Beach pendant la relâche en sus. Nous serions donc, en train d'encourager la paresse et financerions indirectement des dépenses de consommation.

De telles affirmations négligent trois dimensions à l'analyse. D'abord, on oublie que les futurs diplômés, par leur salaire plus élevé, devront payer plus d'impôts. Ensuite, on néglige que les étudiants ont généralement des revenus faibles pendant la durée de leurs études, lesquels constituent une tranche de la population à faibles revenus. Finalement, on néglige qu'abaisser le coût direct des études permet aux étudiants d'être davantage assidus au lieu, par exemple, de chercher à subvenir à leurs besoins.

Ces trois dimensions méritent considération à la fois pour des questions d'équité et d'efficacité. Sur le plan de l'équité, on finance des gens à faibles revenus au temps t (les étudiants) et on fait payer ceux qui ont plus de revenus au temps $t+1$ (les diplômés). Ensuite, cette action augmente le niveau général de richesse, dans la mesure où les étudiants

sont sensibles au prix. Il peut donc y avoir une amélioration de la production.

Le présent mémoire vise à analyser ces questions dans toutes ses dimensions. Plus formellement, le chapitre deux vise à répondre à cinq questions à l'aide d'un modèle théorique. Premièrement, sachant que les enfants dont les parents sont allés à l'école ont plus de chances de réussite, est-ce qu'une subvention à l'éducation est une forme de transfert aux riches? Deuxièmement, dans quelles conditions une subvention à l'éducation constitue une augmentation du fardeau fiscal pour ceux qui ne vont pas à l'école? Troisièmement, est-ce que les techniques empiriques d'estimations d'élasticité capturent tous les effets d'une variation des frais de scolarité? Quatrièmement, est-ce que l'éducation augmente les inégalités à l'intérieur d'une population? Cinquièmement, est-ce que l'éducation est une source d'inégalités à l'intérieur d'une cohorte? Pour répondre aux questions concernant l'équité, nous utiliserons le coefficient de Gini. Quant à la mesure de l'efficacité, nous utiliserons le niveau de richesse total.

Le chapitre trois vise quant à lui à répondre à la dernière question. Une subvention à l'éducation réduit-elle les chances d'obtenir un diplôme? Pour ce faire, nous analyserons l'impact du changement d'une politique d'octroi de bourses sur la probabilité d'obtenir un diplôme universitaire. Nous exploitons un changement de politique publique s'étant produit en 2001 au Québec comme base de notre stratégie d'estimation.

Le premier chapitre, quant à lui, se consacre à revoir la documentation pertinente sur la question, autant sur le plan théorique qu'empirique. Une brève conclusion suivra.

CHAPITRE I

REVUE DE LA DOCUMENTATION

Pratiquement dans tous les pays industrialisés, peu importe les différences observables sur le marché du travail ou même des politiques d'accès à l'éducation, il y a un lien entre le niveau d'éducation et le salaire gagné. Par exemple, la figure 1.1 témoigne d'un différentiel salarial systématique¹ entre les gens ayant moins d'un diplôme secondaire et ceux ayant des études collégiales, de même qu'entre ces derniers et ceux ayant un diplôme tertiaire².

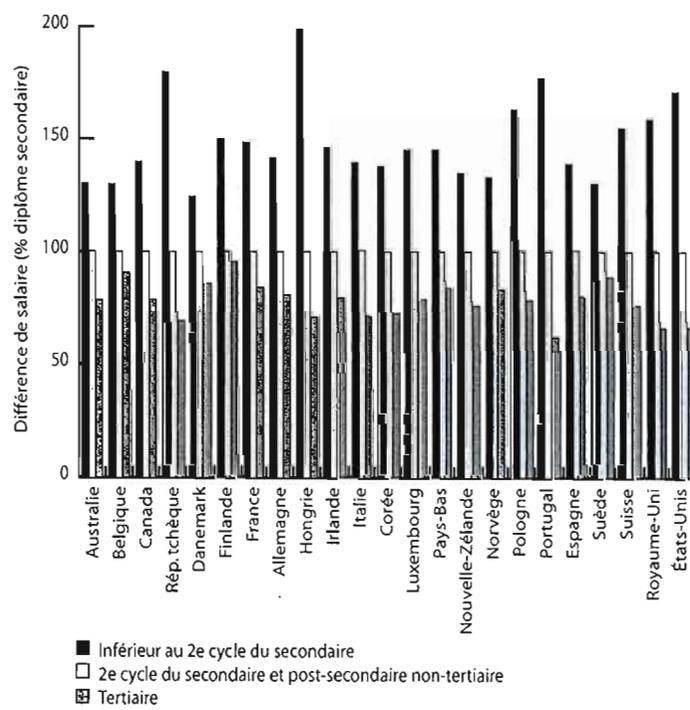
Le portrait est identique pour le taux de participation au marché du travail. Les gens ayant un niveau d'études supérieures sont plus susceptibles d'être présents sur le marché du travail et sont moins susceptibles de se retrouver au chômage (voir les figures 1.2 et 1.3). Les rendements publics de l'éducation sont également positifs, qu'ils soient mesurés en termes de retour sur l'investissement, en impôts supplémentaires ou encore en productivité accrue. Nous pouvons en apprendre davantage en lisant l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (2006), Psacharopoulos et Patrinos(2002), Lemieux (2006) ou encore Demers (2005) dans le cas du Québec.

Signalons qu'au delà des gains personnels accrus et de la croissance économique pour la société, l'éducation est également associée à une meilleure santé (Sorlie, Backlund et Keller 1995, Winkleby, Jatulis, Frank et Fortmann 1992), favorise le développement de la connaissance par la recherche et agit comme vecteur culturel.

¹Nous avons calculé la moyenne des données disponibles des cinq dernières années, la moyenne de l'OCDE n'étant pas disponible. Les différences salariales sont exprimées en pourcentage du salaire d'une personne ayant un diplôme EPS qui n'est pas tertiaire.

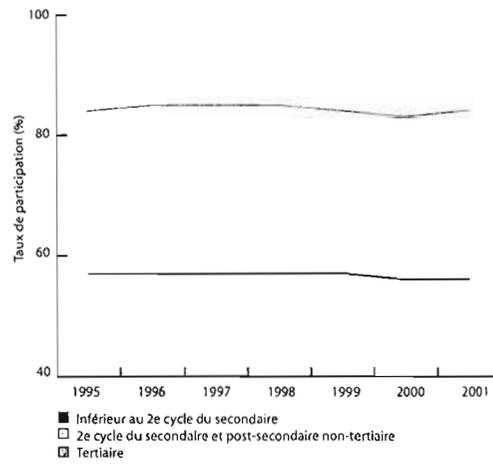
²Un diplôme tertiaire, au sens de l'OCDE est un diplôme universitaire alors qu'un diplôme EPS est proche d'un diplôme collégial au Québec.

FIG. 1.1: Différences de salaires par niveau de scolarité : moyenne par pays



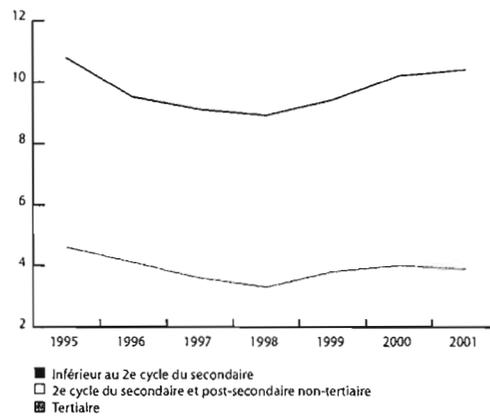
Source : OCDE

FIG. 1.2: Différence dans le taux de participation au marché du travail : moyenne de l'OCDE



Source : OCDE

FIG. 1.3: Taux de chômage par niveau d'éducation : moyenne de l'OCDE.



Source : OCDE

Il est de plus généralement admis que les gens participants aux études supérieures sont beaucoup plus susceptibles de provenir de familles à revenus élevés (voir Heckman et Carneiro 2003, Corak, Lipps et Zhao 2004 ou encore Drolet 2005) et cet écart n'est pas porté à rétrécir.

Voyant les avantages procurés par l'éducation, il n'est pas surprenant de voir autant de gens étudier les déterminants d'accès et de réussite aux études. La question fondamentale est de savoir si les politiques publiques peuvent améliorer la mobilité éducative et si oui, à quel prix.

Plusieurs auteurs ont cherché à analyser l'impact des politiques d'accès en éducation autant sur le plan théorique qu'empirique. Sur le plan théorique, on cherche souvent à déterminer les caractéristiques essentielles d'une politique publique en termes de ses effets qualitatifs. Sur le plan empirique, on cherche souvent à estimer les prédictions faites par la théorie et d'en donner une valeur quantitative.

La présente revue de la documentation suit la division générale de ce mémoire. Nous présenterons d'abord les différents modèles théoriques que nous avons jugés pertinents pour ce texte. Nous présenterons ensuite une revue des différents articles empiriques qui traitent des différentes subventions aux études.

1.1 Revue de la documentation théorique

Les modèles présentés ci-dessous sont des représentations modernisées de la vision de Spencer. Les individus ont des habilités différentes et l'éducation est un moyen pour les plus talentueux de signaler leurs habilités au reste du monde, notamment les employeurs. Ainsi, les agents maximisent leurs revenus futurs sous contrainte de leurs capacités. Les conclusions de ces modèles varieront selon des hypothèses telles que la présence de contraintes de crédits, la présence d'externalités (positives) de l'éducation, les objectifs poursuivis par les institutions académiques et le nombre de places offertes.

1.1.1 Modèles de base

Le modèle de Johnson (2004) constitue une base de comparaison pour les suivants. C'est également le plus simple. Une certaine population étudiante est composée à la fois de gens talentueux et de gens non talentueux. Seuls les gens talentueux vont à l'école, ce qui leur procure un salaire plus élevé, contrairement à ceux qui n'y vont pas (qui ont des revenus plus faibles). Il y a une seule université qui détermine de manière exogène le coût des études. La politique publique du gouvernement consiste à subventionner une fraction du coût des études au moyen d'une taxe. Dans ce modèle, cette fraction est bornée entre zéro et un. La taxe est forfaitaire³. Le gouvernement doit équilibrer sa subvention « par personne moyenne » au montant de taxe qu'il obtient par personne moyenne.

Johnson affirme que les gens talentueux iront à l'université jusqu'à ce que leurs revenus totaux à l'université soit équivalent à leurs revenus totaux s'ils n'allaient pas à l'université. Cela ne suppose pas nécessairement que les salaires s'ajustent sur le marché du travail. Cela suppose toutefois de la part du gouvernement un souci de donner la subvention minimale aux gens talentueux. Cette supposition est en retour pleinement justifiée si la subvention n'a aucun impact sur l'accès aux études. Autrement dit, l'auteur fait l'hypothèse implicite de l'absence de contraintes de crédit.

Dans ce modèle, les revenus personnels varieront de manière similaire pour les gens talentueux et pour les gens non talentueux et ce, pour tout choix de niveau de subvention. Notamment une subvention nulle. Comme le remarque Johnson, il n'y a pas de conflit entre équité et efficacité, ce qui est un résultat du premier théorème du bien-être.

Évidemment, un tel résultat n'est pas vraiment surprenant : en absence de distorsions, d'externalités, de contraintes de crédit, avec des instruments de taxation neutres aux revenus et une fonction de maximisation de bien-être neutre à l'équité, on trouve un instrument de politique neutre en termes d'efficacité et d'équité.

Gary-Bobo et Trannoy (2004) se sont intéressés à l'impact de la qualité des signaux

³ « Lump sum tax »

dans la détermination des frais de scolarité. En d'autres termes, comment se comporteront l'université et l'étudiant si les habilités sont plus ou moins bien connues? À titre d'introduction, l'article présente un modèle similaire à Johnson avec quelques éléments supplémentaires. D'abord, l'université n'utilise pas que le prix pour déterminer l'admission, mais également les habilités des individus. Autrement dit, si le modèle précédent déterminait explicitement que les gens moins talentueux n'allaient pas à l'université, ce modèle laisse ce paramètre endogène.

Cela implique que l'on modélise plus clairement la forme de l'université et ce qu'elle cherche à maximiser. Ce dernier suppose deux rôles possibles pour une université. Soit maximiser le surplus social, soit maximiser le profit. L'auteur évalue les conclusions possibles dans les deux cas. Il modélise ensuite les coûts de formation comme étant une fonction dépendant de la qualité de la formation offerte, du nombre de diplômés et des pairs. Puisque l'université a deux mécanismes de prix, il existera un continuum d'équilibres qui dépendra essentiellement des objectifs de l'université.

Le premier résultat auquel arrive Gary-Bobo est que si l'information sur les habilités n'est pas connue des universités, alors un mécanisme de frais de scolarité peut agir à titre de processus de sélection et ils seront supérieurs aux coûts de production. Ce processus permettra d'atteindre le « first-best ». Toutefois, si l'université est un agent maximisateur de profit, le taux d'inscription sera sous-optimal. L'intuition derrière ce résultat est que la recherche de profit « personnel » ne tient pas compte du profit des « autres ». Gary-Bobo argumente alors qu'il est nécessaire de créer un incitatif par le gouvernement tel qu'une subvention qui dépend du nombre de diplômés.

Michaelis (2004) explore davantage le rôle de l'université en le formalisant selon deux objectifs bien précis : maximiser son prestige (mesuré par la quantité de recherches produites) et maximiser le nombre d'inscriptions. Les étudiants ont cette fois le choix de s'inscrire à l'université selon leurs habilités, mais leur diplomation dépend de leurs habilités ainsi que des efforts de l'université à maximiser la réussite de ses élèves. Il introduit également un facteur de « plaisir » à être à l'université. Puisque l'université a deux ob-

jectifs, il lui faut une fonction de production. Dans son article, Michaelis préfère utiliser les deux extrêmes possibles, générant des conclusions sans équivoque. Dans le cas où l'université maximise les inscriptions, l'auteur trouve que l'effet des frais de scolarité sur les taux d'inscriptions dépendra du niveau actuel de ressources dédiées à l'enseignement. Si l'augmentation des ressources est sensiblement importante, notamment dans le cas où l'université avait peu d'argent, il trouvera alors pour l'université une augmentation des inscriptions dues à l'augmentation de la qualité. Si la qualité des universités est toutefois déjà suffisante, il trouvera alors une diminution des inscriptions. Dans le cas où l'université cherche à maximiser son prestige, une augmentation des frais de scolarité mènera à une diminution des inscriptions.

Gary-Bobo reprend son modèle pour pousser l'importance de la connaissance des habilités dans la détermination de la politique de frais de scolarité. Par exemple, si l'individu et l'université n'observent que de manière incertaine les habilités des étudiants, les conclusions sont différentes de son premier modèle. L'auteur modifie ce dernier en introduisant une connaissance imparfaite du talent des individus à la fois des universités et des individus. Il suppose que le mécanisme pour révéler cette information (un test d'admission, par exemple) est peu coûteux. Il distingue alors l'information connue par l'individu sur son habileté (les résultats scolaires précédents, par exemple) et l'information connue par l'université sur l'habileté de l'individu (un test d'admission, par exemple). Si les signaux sont connus des deux agents, les conclusions énoncées dans la section précédente demeurent alors identiques pour autant que le nombre d'individus soit suffisant.

En cas d'asymétrie d'information toutefois, les deux partis ont de l'information incomplète. Par exemple, les universités n'observent que la distribution des habilités. Gary-Bobo modifie alors son modèle pour refléter cet élément et trouve alors des conclusions différentes aux précédentes. Sans hypothèse sur la distribution des termes d'erreurs sur les signaux mais toujours en maximisant le surplus social, l'université aura alors une combinaison de frais de scolarité et de critères d'admission qui dépendra essentiellement du nombre de diplômés.

Sous condition de normalité des termes d'erreur et d'hétéroscédasticité, on trouve alors, sous hypothèse de variation de coûts nuls dus aux pairs, que plus le test d'admission est précis, plus les universités seront en mesure de déterminer avec précision la valeur des bons étudiants et plus l'université optera pour des frais de scolarité bas. Sous hypothèse de maximisation du surplus social, le financement des universités est optimal s'il est financé par le gouvernement et les frais de scolarité seront inversement proportionnels à la capacité des universités à déterminer l'habileté des candidats. Sous l'hypothèse de maximisation du profit, l'université choisira alors des conditions sous optimales de frais de scolarité et de critères d'admission. Dans les deux cas, si la qualité du signal est faible, il est alors plus efficient de charger des frais de scolarité élevés et laisser les étudiants déterminer eux-mêmes leur valeur.

1.1.2 Les contraintes de crédit

Les contraintes de crédit sont traitées par Johnson et Gary-Bobo, mais elles sont aussi explorées par Hanushek, Yui et Yilmaz (2004). Le premier article et le troisième le font sous hypothèse d'information complète alors que le second le fait toujours sous asymétrie d'information.

Dans le premier cas, la formulation des contraintes de crédit s'insère dans son modèle en affirmant que certains individus talentueux ne peuvent aller à l'université et qu'en conséquence, l'équilibre entre le salaire des non talentueux et talentueux est rompu. Il conclut qu'il y aurait alors opposition entre efficacité et équité. Il n'est pas surprenant de voir une politique favorable aux revenus et un instrument de taxation neutre aux revenus engendrer un conflit équité/efficacité. Ce dernier argumente alors que la réduction de ce conflit serait réduit par la mise en place d'une subvention. Il élabore également un autre modèle en présence d'« externalités fiscales » (nous y reviendrons).

Gary-Bobo et Trannoy reprennent également une analyse en cas de contraintes de crédits, mais en présence de signal brouillé (les universités observent seulement une partie de l'information alors que les étudiants observent la totalité). Le modèle est un peu plus

détaillé que celui de Johnson. Notamment, il spécifie une distribution de revenus initiaux des étudiants comme étant le résultat d'une variable normale qui est indépendante des habilités et de la qualité du signal. Il suppose alors que l'étudiant devra emprunter si ces revenus sont inférieurs aux coûts. Le banquier fait également une appréciation de l'habileté de l'étudiant, mais également avec une erreur de mesure et il prêtera s'il juge que son évaluation de l'habileté de l'individu est supérieure à l'habileté requise pour diplômé. Ce signal est également observé par l'étudiant, mais pas par l'université. Il arrive alors à la conclusion que fixer des frais de scolarité inférieurs au coût marginal est Pareto-supérieur. En d'autres termes, si les étudiants sont incapables de connaître leur valeur, il est plus efficace en terme de production d'attirer des étudiants que le ferait une simple analyse basée sur le prix.

Le modèle employé par Hanushek & al. diffère largement des deux premiers articles. Plus proche de ce que nous ferons, il élabore un modèle intergénérationnel avec dynastie où les agents ont des parents qui visent à maximiser une partie du bonheur de leurs enfants⁴. La décision de s'éduquer se fait donc par les enfants à la première période sous la base de leurs habilités et de leurs contraintes financières. Hanushek propose une distribution empirique des revenus. Dans les deux cas, les enfants, qui reçoivent un montant d'argent des parents à la première période, peuvent décider d'aller à l'école ou non. Leur décision d'aller aux études est également basée sur le risque de ne pas réussir leurs études. L'auteur calibre son modèle avec des valeurs américaines et teste alors différents scénarios de politiques publiques : aucune intervention gouvernementale, subvention uniforme (baisse des frais de scolarité), aide basée sur le besoin (prêts et bourses), aide basée sur le mérite et un régime de remboursement proportionnel aux revenus (RPR).

Utilisant le modèle calibré, il dérive alors des analyses d'équité et d'efficacité avec plusieurs niveaux de taxation⁵. Les simulations montrent que les programmes donnent une meilleure utilité agrégée et une plus grande égalité (mesuré au sens du coefficient de Gini). Parmi les programmes, les auteurs notent que la subvention uniforme et les prêts

⁴ « Warm glow » utility function.

⁵ entre 0% et 1.6%

et bourses basés sur les besoins dominant en matière de politique (à égalité équivalente, l'utilité agrégée est plus élevée pour ceux-ci que les autres).

1.1.3 Les externalités de production

Nous commencerons cette section avec le dernier modèle de Johnson, pour ensuite discuter de l'article d'Hanushek, Leung, Yui et Kuzey (2001). Johnson propose deux types d'externalités. Le premier auteur élabore autour du concept « d'externalités fiscales ». Les travailleurs issus de l'université, puisqu'ils ont des revenus supérieurs, devraient payer davantage de taxe. Bien que ce ne soit pas une réelle externalité, c'est une réalité de la majorité des systèmes de taxation existants : ils croissent avec les revenus des individus. Par rapport au modèle initial, on trouve donc un instrument de taxation qui n'est plus neutre par rapport au choix de travail. Sans grande surprise, l'auteur trouve alors efficient de subventionner le coût des études. En ajoutant des externalités réelles, l'auteur arrive à des conclusions similaires et dans les deux cas, il n'y a pas de conflits entre les talentueux et les non talentueux : la subvention qui optimise le revenu agrégé est également celle qui optimise les revenus des deux types de travailleurs.

Hanushek Leung, Yui et Kuzey (2001), dans leur second article de 2001, prennent un modèle similaire à celui présenté ci-haut avec un information parfaite, toutefois. Ils modélisent les fonctions d'utilité en les spécifiant comme étant séparable et à aversion au risque constante. Il introduit de plus une probabilité de ne pas réussir à l'université. Cette spécification introduit un risque à participer aux études supérieures qui n'est pas présent dans les autres modèles. Ainsi, les agents maximiseront leur utilité en espérance.

Il prend alors trois scénarios de « transferts » : une taxe aux revenus négative⁶, une subvention au salaire et une subvention aux frais de scolarité. Utilisant une fonction sociale utilitarienne ($U_{tot} = \sum_i u_i$), l'auteur analyse le comportement des politiques sur le plan de l'efficacité et de l'équité *ex-ante* et *ex-post* à la fois en présence et en absence d'externalités dûes à l'éducation. La fonction sociale utilitarienne est celle qui génère des

⁶ « negative income tax ».

résultats les moins équitables et que par conséquent, n'importe quel scénario dominant en matière d'équité serait également dominant peu importe quel autre type de fonction employé dans un autre modèle.

Le scénario *ex-ante* fait dominer la subvention aux revenus, suivi de la subvention aux frais de scolarité et de la taxe aux revenus négative. L'auteur fait varier ses paramètres pour déterminer si les résultats sont robustes à son « économie théorique » et trouve que la subvention au salaire domine toujours, mais que les deux autres changent de position selon le degré d'élasticité de substitution pour le travail. Dans le cas des réalisations *ex-post*, la subvention aux frais de scolarité domine dans son scénario de référence, mais se fait quelquefois déclasser dans le cas de paramètres modifiés. En présence d'externalités fiscales, le scénario de subvention à l'éducation génère à la fois plus d'équité et de revenus que n'importe quel autre scénario que ce soit *ex-ante* ou *ex-post*.

1.1.4 Une analyse de l'équité : une formalisation proposée par Barbaro

Hanushek a décrit, sous les conditions de son modèle paramétré, quelle politique publique était la plus intéressante sur le plan de l'équité en prenant comme critère l'amélioration au sens de Pareto. Barbaro (2004) reprend une analyse de la question, mais sur une base davantage théorique. En absence d'asymétrie d'information et d'externalités mais en présence de taxe distorsive et de contraintes de crédits pour une partie de la population, l'auteur démontre que la subvention de l'accès à l'éducation demeure Pareto-Supérieur à un prix déterminé par le marché. Le modèle de Barbaro définit donc des conditions théoriques suffisantes pour subventionner l'éducation par une politique de réduction de frais de scolarité. L'originalité de cet article repose dans le fait qu'il propose une amélioration de Pareto à la subvention aux frais de scolarité. En effet, les « riches » en habilités et argent auraient été de toute manière à l'université peu importe la présence du programme de subvention ou non ⁷. Il propose alors un mécanisme de révélation des habilités des gens (que les individus connaissent parfaitement dans son modèle), soit une

⁷ « Windfall gains ».

taxe volontaire permettant d'éviter de subventionner ceux qui auraient été à l'université de toute manière. L'individu qui pense avoir le talent pour aller à l'université peut choisir entre payer les frais de scolarité pleins et entiers ou alors se faire subventionner ses études en échange d'une taxe future sur ses revenus. L'auteur trouve les conditions pour lesquelles les trois groupes d'individus améliorent leur niveau de vie sans toutefois éliminer complètement la subvention faite aux « riches talentueux ».

1.1.5 Synthèse

La revue des présentes études permet de faire un bon tour d'horizon de ce qui s'est produit jusqu'à maintenant et offre suffisamment de résultats pour offrir un support confortable aux résultats empiriques. Nous pouvons dégager des modèles que la combinaison de contraintes de crédit et d'un système de taxation progressif est suffisante pour justifier l'implémentation d'une subvention gouvernementale à l'éducation, la plupart du temps modélisée par une réduction aux frais de scolarité. La politique optimale en matière de subvention n'est toutefois pas largement détaillée dans la documentation théorique, probablement parce que des considérations pratiques deviennent plus importantes que ce que les modèles théoriques cherchent à expliquer.

Nous remarquons des modèles présentés qu'aucune études n'endogénise le potentiel abandon dû aux études plus coûteuses. Si une personne doit emprunter pour se rendre à l'Université, il est plausible que l'effet cumulé de trois années d'études (la dette accumulée, par exemple) ait un impact sur sa décision de poursuivre ses études ou non. Hanushek le prend en considération dans ses modèles mais le laisse déterminé de manière exogène. De plus, une lacune importante de la documentation actuelle est l'absence de considération pour le coût de la durée des études. Les économistes s'entendent à dire que le coût le plus important des études n'est pas le prix d'inscription, mais les années de salaire perdues. Certains économistes mentionnent toutefois que la participation aux études supérieures n'est pas une corvée, mais plutôt un plaisir, une source de consommation (voir Alstadsoeter, Kom et Larsen (2005) ou Dur et Glazer (2005) à ce sujet.). Dans ce

TAB. 1.1: Résumé des études théoriques

Auteur	Durée de vie	Comportement de l'Université	Externalités	Signal sur les habilités	Contrainte de crédit	Efficacité Équité
Bobo	t=1	Surplus social vs. Entreprise privée	Oui	Variés	Oui	Efficacité
Barbaro	t=1		Fiscales	Clair	Oui	Les deux
Hanushek (2004)	t=∞	Probabilité d'abandon	Oui	Clair	Multiplés	Les deux
Hanushek (2001)	t=2	Probabilité d'abandon	Oui	Clair	Multiplés	Les deux
Johnson	t=1	Simple	Oui	Clair	Oui	
Kemnitz	t=2	Centralisé vs décentralisé	Fiscales	Clair	Non	Les deux
Michaelis	t=1	Qualité et recherche	Fiscales	Clair	Non	

cas bien sûr, c'est un bien qui devrait être taxé et non subventionné.

Une autre lacune des modèles présentés est l'absence de réel modèle théorique en ce qui concerne l'équité intergénérationnelle. Le modèle d'Hanushek (2004) est intéressant puisqu'il aborde directement cette question, mais il serait bien d'avoir un modèle théorique plus générique comme le font Bernasconi et Profeta (2007) dans leur analyse générationnelle des politiques de l'éducation. Kemnitz en parle quelque peu dans son article, l'éducation postsecondaire peut-très bien servir de vecteur d'équité intergénérationnelle. En conséquence, avoir une formalisation théorique dédiée à cette notion apporterait une nouvelle contribution. Le tableau synthétique (1.1), présenté en page 15, témoigne bien de cette absence.

L'analyse d'équité produite par Hanushek, autant dans son modèles théorique à deux périodes que dans son modèle calibré est plutôt convaincant. Il est d'ailleurs le seul que nous avons lu jusqu'à maintenant qui faisait des politiques comparatives sur les différentes méthodes pour subventionner l'éducation. Ses résultats, pour des taux de taxation reflétant la part de l'éducation dans l'assiette fiscale des autorités responsables, ne permettent pas de distinguer la politique optimale.

1.2 Revue de la documentation empirique

Nous avons présenté jusqu'à maintenant une revue de la documentation théorique. Nous allons maintenant revoir les différentes études empiriques sur la question. Fort heureusement pour nous, il existe déjà une revue de documentation sur la réponse étudiante au prix couvrant la période de 1976 jusqu'à 1997 (Heller, 1997). Nous commencerons donc par présenter ces résultats pour ensuite nous tourner vers les récents articles trouvés sur la question.

1.2.1 1976-1997 : une revue par Heller

Heller reprend le travail qui avait été fait par Leslie et Brinkman en 1987. Ces derniers avaient calculé la réponse étudiante au prix en faisant une uniformisation de plus d'une vingtaine d'études produites sur la question. L'idée est bien sûr de mesurer l'effet d'une variation des frais de scolarité pour les étudiants. Ces derniers ont trouvé, pour la période de 1976 à 1987, qu'une augmentation de 100\$ des frais de scolarité (en dollars de 1997), diminuait le taux d'inscription des nouveaux étudiants de 0.7 points de pourcentage. Considérant que les frais de scolarité moyens de l'époque étaient de 3420\$ et le taux d'inscription moyen de 33%, cela correspond à une élasticité de 0.12.

L'auteur passe alors en revue les principales études qui ont été produites. Nous reportons les principaux résultats recensés dans le tableau (1.2). Pour fin de compréhension, l'abréviation « CRÉP » fait référence au Coefficient de réponse étudiante au prix⁸, soit l'élasticité-prix de l'éducation pour le montant d'augmentation spécifié dans la colonne « Question de recherche ».

Citons toutefois une étude qui n'était pas dans la révision d'Heller : celle de Laliberté (1992) portant spécifiquement sur le cas du Québec. Par une technique de différence en différences identique à Heller (2000), elle analyse l'impact de diminution des droits de

⁸Student price response coefficient, SPRC.

TAB. 1.2: Résumé de l'étude de Heller (frais de scolarité)

Auteurs	Données	Question de recherche	CRÉP
Leslie & Brinkman (1987)	Meta-Analyse	Augmentation de 100\$ (1983)	-0.7
Jackson & Weathersby (1975)	Meta-Analyse	Augmentation de 100\$ (1974)	-0.05 à -1.46
McPherson (1978)	Meta-Analyse	Augmentation de 100\$ (1974)	-0.05 à -1.46
Kane (1991)	NLSY	Augmentation de 1000\$ (1988)	-13 à -15
Kane (1994)	HSB	Augmentation de 100\$ (1980)	-0.63 à -1.22
Kane (1995)	IPEDS (1980-1992)	Augmentation de 1000\$ dans les « community college » (1991)	-3.5
	IPEDS (1980-1992)	Augmentation de 1000\$ dans les programmes de collèges de quatre années (1991)	-1.4
St-John (1990)	HSB	Augmentation de 1000\$ (1982)	-2.8
Savoca (1990)	NLS72	Augmentation de 100\$ (1972)	-0.49
McPherson & Schapiro (1991)	CPS (1979-1989)	Augmentation de 100\$ (1979)	-0.68
Shires (1995)	Données de californie	Augmentation de 100\$ (non spécifié)	-0.15 à -0.36
Heller (1996)	IPEDS (1978 - 1993)	Augmentation de 8% (1982)	-0.6 à -1.00

Source : Heller (1997)

scolarité au Québec et dans les autres provinces sur la période de 1962 à 1986. Elle trouve que les droits de scolarité ont un impact très faible.

Quelques remarques méritent d'être faites sur le tableau mis-à-jour par Heller. D'abord, nous pouvons remarquer que l'ampleur de la réponse varie énormément d'une étude à l'autre. Cela peut être dû aux méthodologies différentes et aux groupes visés qui changent d'une étude à l'autre. Par exemple, l'étude menée par Kane (1994) ne visait que les étudiants à faible revenus. On peut noter également que les résultats semblent plus prononcés quand des techniques d'estimations microéconométriques sont faites plutôt que des techniques d'analyses basées sur des séries temporelles. Néanmoins, les résultats témoignent uniformément d'une réponse négative à l'augmentation des frais de scolarité. L'auteur fait également une analyse de la réponse des étudiants à différents régimes de prêts. Encore une fois, l'ampleur des résultats varie d'une étude à l'autre, mais le constat général est que la réponse des étudiants est positive à une amélioration du régime de prêts et bourses.

1.2.2 De 1997 à aujourd'hui

Nous résumons les principaux résultats des études empiriques dans le tableau (1.3) en page 19 que nous commentons par la suite. La colonne des résultats mérite d'être expliquée. Par exemple, un résultat résumé par « -1000\$ \Rightarrow +2.0 pts(I) » signifie qu'une baisse de 1000\$ du prix des études entraîne une hausse deux points de pourcentage sur les taux d'inscriptions. Similairement, un « D » signifie que le résultat s'applique au taux de diplomation et « pI » réfère à la probabilité d'inscription.

1.2.2.1 Au Canada

Swail et Heller (2004) ont reporté les résultats d'analyses descriptives pour le compte de la Fondation canadienne des bourses d'études du millénaire. Ils analysent l'impact de cinq « expériences naturelles » dans autant de juridictions : le Québec et la Colom-

TAB. 1.3: Recension des études empiriques sur les contraintes financières (1997-2007)

Auteur	Année	Données	Technique	Résultats
Abraham & Clark	2003	Variées	Diff in Diffs	-1000\$ \Rightarrow +2.0 pts (I)
Cameron & Heckman	1999	NYLS	Life-cycle	-1000\$ \Rightarrow +0.01à+0.07 pts (pI)
Cornwell	2005	IPEDS	Diff in Diffs	-500\$ \Rightarrow + 5.4 pts (I)
Dynarsky	2005	CPS (2000)	Diff in Diffs	-3000\$ \Rightarrow +3.5 pts (D)
Dynarsky	2002	NPSAS	Diff in Diffs	HOPE \Rightarrow +5-7 pts (I)
Dynarsky	2003	NYLS	Diff in Diffs	-1000\$ \Rightarrow +3.6 pts (I)
Heller	1999	IPEDS	Effets fixes	-1000\$ \Rightarrow +2.08 pts (I)
Heller	2004	Stat Can	Analyse descriptive	Résultats variés (I)
Frenette	2005	EJET	prob MCO	Impact qualitatif (I)
Frenette	2005	NYLS et EDTR	Multi-logit	Impact qualitatif (I)
Gayle	2005	NYLS	Life-Cycle	Aucun impact (I)
Heckman & Lochner	1998	NYLS	Overlap L-Cycle	-500\$ \Rightarrow +0.46 pts(I)
Ichimura & Taber	2000	NYLS	n Stage MCO	-1000\$ \Rightarrow +4.53 pts(I)
Kane	2004	Variées	Effets fixes	-1000\$ \Rightarrow +5-6 pts (I)
Keane & Wolpin	1999	NYLS	Life-cycle	-3000\$ \Rightarrow +1.1 pts (D)
Kwong & Al	2002	Sondages	Logit	Effets qualitatifs
Long	2003	NELS	Probit/Logit	-1000\$ \Rightarrow +0.39 pts (pI)
Mazunder	2003	SIPP	prob MCO	Aucun impact
Neill	2007	LFS	IV	-1000\$ \Rightarrow +2.0 pts (I)
Rubenstein	2003	GBR	MCO & RDD	Effets qualitatifs (D, I)
Vierstraete	2007	EDTR	Probit	+1000\$ \Rightarrow -11pts (I)
Winter	2002	Eurodata	VI	gratuité \Rightarrow +56pts (I)

bie britannique (deux provinces du Canada), le Manitoba et Terre-Neuve (deux autres provinces du Canada), l'Irlande, le Royaume-Uni et l'Australie et le Massachusetts. Les expériences sont d'intérêt puisqu'on trouvait respectivement un gel des droits de scolarité, une réduction des droits de scolarité, une abolition des droits de scolarité, la création de droits de scolarité et des droits de scolarité dans un marché libre. Les résultats varient d'une expérience à l'autre. Les auteurs trouvent des résultats différents selon le type de « marché » mis en place. Les résultats montrent qu'une hausse du coût des études génère une baisse de la participation, à l'exception du Québec, de l'Angleterre et de l'Australie. Les auteurs parlent de la possibilité de rigidités de marché du côté de l'offre de l'éducation, de l'implantation de divers régimes (un régime de remboursement proportionnel aux revenus implanté en Australie, par exemple), des tendances de fond telles que la démographie ou encore la faible variation des données sur la période utilisée (notamment dans le cas d'un gel des frais de scolarité) pour expliquer ces résultats.

Pour contourner le problème de saturation qui s'est produit en Ontario, Frenette (2005) a effectué des régressions probabilistes linéaires sur la décision de participer aux études postsecondaires afin de voir qui a occupé les places plus coûteuses. Ce dernier effectue ces régressions sur l'enquête sur les jeunes en transition pendant la période où la dérégulation des frais de scolarité était la plus forte (1996-2001) en Ontario alors que dans les autres provinces, notamment le Québec et la Colombie-Britannique, les frais de scolarité sont demeurés plutôt stables. L'auteur conclue que la probabilité de poursuivre des études postsecondaire s'est nettement différenciée en Ontario pendant la période alors qu'elle a peu évolué ailleurs. L'auteur a également fait une autre étude (Frenette 2005) sur les différences d'inscriptions aux études supérieures entre les États-Unis et le Canada et trouve des différences significatives chez les groupes de faibles revenus. Kwong, Dhalla, Streiner Baddour Waddel et Johnson (2002) ont repris également une analyse spécifique sur la composition des classes en médecine de l'Ontario suite à l'importante dérégulation des frais en médecine et trouvent une plus faible proportion des gens à faibles revenus et des régions rurales dans les classes médicales en comparaison aux provinces « témoin ».

Plus récemment, Neil (2007) a effectué une approche par variable instrumentale sur

les données du Labor Force Survey pour estimer l'impact sur la demande malgré la saturation. Son intuition était d'utiliser les partis politiques au pouvoir comme variable instrumentale pour isoler les effets de la demande d'éducation au Canada. Elle trouve des effets conformes à la documentation. Fait notable également, elle trouve que les effets associés au bagage familial s'estompent avec une telle spécification. Neil a également analysé l'argument de saturation dans les universités canadiennes. Elle remarque que si c'était le cas, on observerait une hausse marquée du financement des universités, une mesure indirecte du nombre de places offertes. Dans les cas où les partis politiques sont plus enclins à hausser les frais de scolarité, elle remarque que le financement n'augmente pas sensiblement. Ceci constituerait une démonstration que le nombre de places offertes dans les universités n'est pas une composante dominante dans le taux d'inscription. Toutefois, plusieurs éléments sont aussi corrélés avec le financement universitaire et il est possible que les administrateurs consacrent des hausses de revenus à d'autres éléments (des hausses de salaires pour le corps professoral, par exemple). Winter et Wirz (2002) ont repris également une analyse par variable instrumentale sur des séries temporelles en Europe et ont trouvé des effets plus importants que la plupart des études, mais sa variable explicative d'intérêt (les frais de scolarité) est un indicateur de *présence* et non une variable quantifiant les frais de scolarité.

Vierstraete (2007) a aussi effectué une étude de l'élasticité-prix pour le compte du gouvernement du Québec. En utilisant l'enquête sur la dynamique travail et du revenu (EDTR), elle utilise un modèle probit d'accès aux études en fonction d'un certain nombre de variables, notamment celle des droits de scolarité. Elle se base alors sur les différentes observations à travers les provinces canadiennes pour dériver l'élasticité-prix de l'éducation. Elle observe de manière générale qu'une augmentation de 1000\$ des frais de scolarité, toutes choses étant égales par ailleurs, conduirait à une diminution variant entre 11 et 15 points de pourcentages sur la probabilité de s'inscrire à l'université. L'étude a l'avantage central d'être effectuée sur des observations québécoises. Cependant, elle n'est supportée par aucune stratégie d'identification. En conséquence, il est impossible de déterminer si le lien obtenu est source d'une corrélation hasardeuse, voire inversée ou

d'un effet causal. De plus, la nature des variables de l'EDTR contraint l'auteure à faire certaines approximations qui semblent importantes sur le plan qualitatif. Par exemple, le montant des bourses n'est pas directement accessible dans l'enquête, mais seulement le montant total des transferts gouvernementaux. L'auteure suppose donc que les transferts sont égaux aux bourses et à l'aide financière aux études.

1.2.2.2 Aux États-Unis

Abraham et Clark (2003) font une *différences en différences* pour mesurer l'impact d'une baisse des frais de scolarité dans le District de Washington, utilisant les villes environnantes comme groupe contrôle, ils trouvent qu'une baisse des frais de scolarité de l'ordre de 1000\$ augmente le taux de participation de l'ordre de 2 points de pourcentage là où la subvention était disponible. Ils ont toutefois trouvé que le niveau global d'inscriptions n'a pas beaucoup changé et concluent que la politique n'a servi qu'à déplacer des étudiants d'un collège à un autre. Kane (2004) reprend la même expérience naturelle par effet fixes et trouve les mêmes conclusions.

Dynarsky (2005) exploite l'introduction d'un important programme de bourses éliminant complètement le coût des études sur la base d'une moyenne académique supérieure au 40^e percentile. L'auteure compare alors le taux de diplômation des diplômés nés dans l'état traité avec celui des diplômés nés dans l'état contrôle avant et après l'introduction du programme. L'estimé présenté par Dynarsky est plus fort chez les femmes issues de minorités (+7 pts). L'auteure argumente que ses résultats sont conservateurs puisque sa variable utilisée pour déterminer le lieu de participation aux études est le lieu de naissance, introduisant nécessairement un biais d'atténuation. La même auteure analyse également l'impact du Programme HOPE⁹ en Georgie (2002) et de l'élimination du programme *Social Security student benefit program* dans un collège américain sur huit pour trouver des impacts similaires. Cornwell, Mustard et Sridhar (2005) analysent également

⁹Le programme a deux types de bourses. Le premier type couvre toutes les dépenses d'éducation (frais de scolarité, livres, etc.) pour autant que l'étudiant ait eu une moyenne de « B » au secondaire. Le second type de bourse élimine les frais de scolarité pour les étudiants dans les collèges publics dans un programme de deux ans, sans aucune restriction sur la moyenne académique.

le programme HOPE, mais avec une technique centrée sur les individus au lieu des institutions. Ils trouvent des résultats similaires. Rubenstein (2003) a regardé le programme HOPE à partir des données fournies par le *Georgia Board of Regents*. Il s'attarde à un sous-groupe du programme HOPE¹⁰ et effectue une *regression discontinuity design* autour du critère d'admission. Ce dernier décrit des effets qualitatifs à la fois sur le taux de diplomation et sur le taux d'inscription. Ses comparaisons suggèrent également une « inflation des notes », c'est-à-dire une augmentation artificielle des moyennes pour être éligible au programme.

Utilisant une technique différente, Long (2003) estime que les techniques d'estimation « agrégées » ne tiennent pas compte des variations à l'intérieur même des juridictions. Cet argument est particulièrement adapté au marché américain où les institutions sont des plus variées, de même que les politiques d'accès à l'intérieur même des états. Elle utilise alors les données du *National Education Longitudinal Survey* pour valider l'hypothèse de Peltzman, à l'effet que les subventions en espèce aux institutions publiques créent des solutions de coins et « évacuent » les institutions privées du marché. Utilisant des modèles de probabilité d'inscription sur les individus, elle trouve une sensibilité au prix importante. Elle se sert alors de ses résultats pour valider comment se comporteraient les gens si on donnait des bons d'éducation aux gens au lieu de subventions aux institutions et trouve alors un gain sensible pour les institutions privées. Son analyse fait toutefois peu état des potentiels changements du côté de l'offre.

Heller (2000) effectue pour sa part une analyse de politiques publique d'accès aux États-Unis en portant une attention particulière aux gens de races différentes. Utilisant une technique d'effet fixe sur les états, il trouve des résultats similaires à ce que la documentation propose. Notons que c'est le premier que nous avons vu qui contrôle pour le taux de chômage dans sa régression, un important indicateur de prise de décision entre le marché du travail et la participation aux études.

Pour leur part, Heckman, Lochner et Taber (1998) effectuent une analyse de cycle

¹⁰Ceux seulement éligible à la bourse au mérite.

de vie avec un modèle à générations imbriquées pour calculer l'impact de subvention de frais de scolarité en équilibre général. Simulant une subvention aux frais de scolarité par une taxe proportionnelle, ces derniers trouvent que la majorité des individus ne sont pas mieux dans cette situation. Ils trouvent également que les résultats avancés par la documentation microéconométrique, qui gardent les prix fixes, ont tendance à surestimer l'impact de politique en omettant les effets d'équilibre général. Une autre étude a été produite par les mêmes auteurs (1999) sur le sujet, toujours avec le même modèle. Ils trouvent alors qu'une augmentation de frais de scolarité de l'ordre de 1000\$ fait chuter la probabilité d'inscription à un collège de 0.01 à 0.07 points, selon le quartile de revenus.

Keane & Wolpin (1999) reprennent une analyse de cycle de vie le *National Youth Longitudinal Survey* pour trouver qu'une subvention de 3000\$ augmenterait le taux de diplômation d'un point de pourcentage. Résultat spectaculaire, ils trouvent que le taux de participation passe de 45.2% à 75.1% si la subvention est effective, ce qui contraste avec leurs résultats sur le taux de diplômation : ils trouvent un effet nul. Les auteurs argumentent toutefois que le transfert des parents aux jeunes est exogène dans leur modèle et remettent en question leurs résultats sur cette base, argumentant que les parents pourraient ajuster leurs transferts aux jeunes, sachant que le transfert est effectif.

Ichimura & Taber (2000) ont repris le même modèle que Keane & Wolpin, mais en l'amenant à sa forme réduite. Ces derniers argumentent que cela clarifie les hypothèses faites à chaque étape de développement du modèle et de son estimation. Utilisant une combinaison de régressions et d'estimations non-paramétriques sur les mêmes données, ces derniers trouvent des résultats beaucoup plus conservateurs sur le taux de participation que ce que trouvaient Keane & Wolpin. Ils trouvent une augmentation du taux de participation de 4.5 pts de base pour une subvention de 1000\$ aux frais de scolarité.

Mazunder (2003), qui effectue une excellente revue de la documentation visant à comparer les différentes techniques d'estimation, argumente que la majorité des études ne mettent pas suffisamment l'emphase sur la richesse familiale par comparaison aux revenus familiaux. Ce dernier reprend alors une analyse similaire à celle de Kane, Ca-

meron & Heckman en matière de variables explicatives et fait des régressions linéaires sur la probabilité de s'inscrire aux études en utilisant le *Survey of Income and Program Participation*. Cette base de donnée met l'accent sur différentes mesures de la richesse. L'auteur montre que l'inclusion de telles variables est prometteuse dans l'identification de déterminants à l'accès, éliminant pratiquement les différences raciales inexplicables dans d'autres études. Bien que les conclusions de l'auteur semblent pointer dans la direction contraire, les résultats de ses régressions tendent à montrer que les frais de scolarité n'ont aucun pouvoir explicatif dans la décision de s'inscrire ou non aux études.

1.2.3 Synthèse

Les études américaines faites par le passé témoignent presque toutes d'une élasticité de l'éducation variant entre 5% et 15%. Les études, recensées jusqu'au début des années 80, sont uniformes sur le plan du sens et des effets, mais varient grandement en termes d'ampleur. Heller supposait que c'était en partie dû aux différentes techniques d'estimations. Les études modernes effectuées avec une technique de différence en différences semblent de loin les plus convaincantes. Elles ont le mérite d'offrir des résultats similaires, de bien cerner le phénomène visé, ont été testées sur plusieurs bases de données et ne souffrent pas de problèmes d'autocorrélation (voir Bertrand et Duflo (2001) à ce sujet). En somme, elles ont le mérite d'être consistantes.

Il reste toutefois les modèles d'analyse de cycles de vie qui génèrent des résultats plutôt différents de ce que montrent les autres études. Nous croyons que cela est dû en grande partie à la structure qu'impose le modèle aux données, soit l'équilibre général à chaque période. Vu la durée des périodes dans certaines études (trois mois, dans le cas de Gayle), cela laisse à réfléchir sur la capacité du modèle à lisser les données, notamment en période de fort chômage, où il ne serait pas surprenant de voir des effets de substitutions prendre place sur le marché du travail et l'université. Il serait intéressant de reprendre le modèle sur des données générées artificiellement avec des résultats exagérés pour voir sa capacité prédictive réelle. Cela pourrait ouvrir une piste d'explication visant à expli-

quer les différences entre les résultats de court terme et de long terme. Mentionnons également que Mazunder (2003) remarque que même si la technique d'estimation offre des arguments convaincants, elle n'arrive pas à expliquer le changement rapide des statistiques d'accès entre les différents groupes ethniques des années 80 n'est pas convenablement expliquée par l'analyse d'Heckman.

Un article récent écrit par Rothstein et Rouse arrive d'ailleurs à cette conclusion. Il utilise un changement dans la politique de financement des étudiants d'une certaine université (« Anon U », pour université anonyme) pour évaluer l'impact des dettes étudiantes sur les choix de carrières. L'université en question a remplacé par des bourses le financement qu'elle accordait auparavant en prêts. L'auteur trouve alors un impact sur le choix de carrière des étudiants. Il reprend de plus un modèle de cycle de vie pour tenter d'évaluer la portée explicative dans ce contexte et trouve des résultats peu concluants.

Il reste clair toutefois que l'argument avancé par Heckman sur la question de la construction précoce des jeunes à la valeur de l'éducation par les parents (les résultats de Drolet (2005) vont en ce sens également) demeure, mais n'est pas du tout exclusive à des possibles contraintes financières avant et pendant les études. À ce sujet, Stinebrickner & Stinebrickner (2000) ont effectué une analyse de la probabilité de diplômé dans un collège américain gratuit pour les étudiants dits « talentueux ». Ils montrent d'abord que leurs estimés sont au pire conservateurs et trouvent un différentiel persistant entre les familles à revenus élevés et les familles à faibles revenus. Ce dernier y voit là un argument convaincant à l'effet que les familles à revenus élevés accordent davantage d'importance à l'éducation. Cependant, il lui est impossible d'affirmer avec certitude si ce sont les revenus en tant que tel qui ont un impact ou si c'est l'importance qu'accordent les parents à l'éducation (ou les deux!). Une étude plutôt convaincante faite par Coelli montre que les jeunes canadiens sont plus susceptibles de ne pas réussir leurs études si leurs parents ont un choc négatif des revenus non anticipé. Plus précisément, une perte inattendue et permanente de 10 000\$ de revenus des parents entraînerait une baisse de six points de pourcentage la probabilité d'obtenir un diplôme. Ceci suggère que la composante financière des revenus des parents à un impact en soit.

Concernant la question d'ajustement en équilibre général, l'argument tient dans la mesure où les salaires répondent à l'offre supplémentaire de diplômés, ce qui n'est pas nécessairement le cas en économie ouverte. Il n'en demeure pas moins que l'argument d'Heckman contredit les modèles théoriques d'équilibre général sur la question. La majorité d'entre-eux, moyennant une taxe proportionnelle aux revenus, voyait une Pareto-amélioration à la subvention aux frais de scolarité, même en l'absence d'externalités. Il serait toutefois hasardeux de présenter une explication sans avoir la formulation explicite d'Heckmann, ce qui n'est pas dans son article de 1999.

Faire une appréciation des techniques d'estimation ne révélerait que peu de choses importantes puisque ces dernières dépendent hautement de la nature des « expériences naturelles » réalisées ou voir des données. On peut toutefois admettre qu'une régression probabiliste comme le fait Frenette semble mal avisée afin de capturer l'effet direct d'une variation de frais de scolarité, particulièrement quand ces dernières se comportent davantage comme des chocs (hausses soudaines). Vu la nature des données disponibles, il serait intéressant de reprendre l'analyse de la dérégulation qui s'est produite en Ontario vers la fin des années 1990 mais avec un modèle à effet fixe par province pour comparer la différence en différences avec des provinces voisines. Il serait certainement possible de capturer des élasticités croisées à l'intérieur des programmes, comme le suggère indirectement l'étude de Frenette et celle de Clark. Il y a fort à parier, suivant les études empiriques sur la question, que nous puissions trouver des effets non révélés.

1.3 Conclusion

La présente revue de documentation vise à voir les études écrites sur la question de l'impact des subventions à l'éducation sur les études. La plupart parlent de l'accès, mais d'autres abordent également la question de la persistance et de la diplômation.

Plusieurs modèles théoriques existent, mais peu abordent ce sujet sur le plan de la dynamique d'équité intergénérationnelle, ou plus généralement des effets à long terme. La

gamme de modèles revus permet toutefois d'étudier les possibles motifs économiques qui justifient la forme d'une variété de politiques publiques autant sur le plan de l'équité que de l'efficacité.

Par ailleurs, les études empiriques démontrent presque toutes les effets prédits par la théorie économique. Quelques modèles de cycles de vie ne donnent que des résultats moins convaincants, mais nous soupçonnons ici une conséquence des contraintes imposées par le modèle lui-même. De futures recherches théoriques sur cette technique d'estimations seraient plus que bienvenues. L'analyse des études produites au Canada et des données nous montre qu'il y a encore beaucoup de place pour avancer de nouveaux résultats.

CHAPITRE II

UNE ANALYSE INTERGÉNÉRATIONNELLE

2.1 Équité et efficacité : un modèle théorique

Dans ce chapitre, nous développons un modèle d'analyse intergénérationnelle destiné à répondre aux cinq premières questions mentionnées en introduction. Nous nous intéressons à des individus neutres au risque. Ces derniers vivent au moins $l + 1$ périodes, soit à partir du moment où ils doivent décider s'ils vont à l'Université. Ainsi, à la période 1, une proportion de gens décidera de s'instruire davantage et de ne pas travailler, alors qu'une autre décidera de ne pas s'instruire et ira sur le marché du travail. Les gens qui décident de s'instruire doivent faire face à un coût des études ($f - s$) où f sont des frais de scolarité et s est une subvention gouvernementale. Le terme ($f - s$) représente donc le coût net des études.

À la fin de cette période, une certaine fraction des gens à l'université obtiennent leur diplôme et une autre échoue. Dans tous les cas, ils rejoignent le reste de leurs compères sur le marché du travail et travaillent pour les l périodes restantes.

Dans ce monde, il y a autant de naissances que de décès. Les parents ont des enfants à la première période de la vie adulte et ces derniers ont instantanément l'âge d'aller à l'université. La figure (2.1) illustre cela avec l égal à sept.

Prenons par exemple la deuxième génération. Cette dernière est venue au monde à la première période et leurs parents sont de la première génération. À la première période, les enfants doivent décider s'ils s'éduquent davantage ou non (représenté par « E? »).

FIG. 2.1: Illustration des périodes pour l égal à sept

	Période								
	1	2	3	4	5	6	7	8	...
Première génération	A	A	A	A	A	A	?	?	?
Deuxième génération	[?]	A	A	A	A	A	A	?	?
Troisième génération		[?]	A	A	A	A	A	A	?
...			[?]	A	A	A	A	A	?
				[?]	A	A	A	A	?
					[?]	A	A	A	?
Septième génération						[?]	A	A	?

S'ils décident de ne pas s'instruire, ils travailleront pendant cette période. Ensuite, peu importe leur décision, ils travaillent pour six périodes, ce qui est représenté par un *a* majuscule. Après ces six périodes, cette cohorte « quitte » notre modèle.

La première génération, quant à elle, est en vie depuis une période à la période 1. En d'autres termes, puisqu'il faut commencer quelque part, la proportion de personnes adultes, éduquée ou non, fait partie des conditions initiales. La troisième génération est, quant à elle, née à la deuxième période et ainsi de suite.

À la naissance, les enfants héritent d'un « coût d'effort » associé aux études que nous noterons γ . Ce coût est décomposé en deux valeurs ($\gamma := \gamma^0 + \gamma^v$). Le premier « γ » représente l'effort minimal attribué à tout le monde et le second terme est propre à chaque individu. Le mécanisme d'attribution du coût variable est non spécifié, mais nous supposons que cet effort est distribué uniformément parmi les enfants ($\gamma \in [\bar{\gamma}, \gamma]$). Une valeur élevée de γ signifie donc un effort plus élevé que ceux ayant une valeur plus faible. C'est en quelque sorte une mesure « inverse » des prédispositions à l'école.

Trivialement, pour un niveau donné d'effort « critique », la population sera divisée en deux parties. Il y aura une certaine proportion de la population d'enfants avec un coût d'effort plus bas que ce niveau et la balance avec un coût d'effort supérieur.

L'économie de ce monde est ouverte et les gens travaillent à la maison pour une compagnie étrangère. En conséquence, la distribution des salaires est exogène. Pour un individu, il y a cinq niveaux de revenus possibles : faibles (y_f), moyens (y_m), élevés (y_h), les revenus d'assistance sociale (y_a) et finalement, les revenus lorsqu'on est aux études (y_e). Les revenus sont ordonnés tels que $y_a < y_e < y_f < y_m < y_h$ avant impôts. Les revenus d'assistance sociale sont décomposés en une partie subventionnée par le gouvernement (y_s) et une partie non subventionnée exogène ($y_{l,s}$) représentant la valeur du travail à la maison.

Les enfants de parents scolarisés ont de meilleures prédispositions à réussir leurs études que les enfants de parents qui ne sont pas allés à l'école. Ainsi, les enfants de parents éduqués ont une probabilité p de réussir leurs études alors que les autres ont une probabilité q avec p qui est supérieur à q . Cela vise à imiter le phénomène de « reproduction sociale ».

Pendant les études, un étudiant a assurément des revenus d'étudiant (y_e). S'il obtient son diplôme, il aura accès à des revenus élevés (y_h). S'il n'obtient pas son diplôme, il aura des revenus moyens (y_m). S'il choisit de ne pas étudier, ce dernier aura une probabilité r d'obtenir des revenus moyens (y_m) dès la première période. Sinon, il peut obtenir des revenus (y_f) avec une probabilité $(1 - r - \phi)$ ou des revenus d'assistance sociale (y_a) avec une probabilité ϕ . Les individus qui ne vont pas à l'école auront donc toujours les mêmes revenus au cours de leur vie.

Le gouvernement subventionne le coût des études à hauteur s par étudiant. Il finance aussi un service à coût total G et les revenus des personnes à l'assistance sociale. Le service à coût G n'est pas considéré dans notre modèle. Nous savons que le gouvernement doit prélever ce montant, mais ce qu'il fait avec est exogène.

Ces dépenses sont financées par une taxe τ_t prélevée à même les salaires, à l'exception du salaire d'assistance sociale. La taxe peut être modulée de façon exogène pour en faire une taxe progressive. Cette modulation est faite par quatre paramètres exogènes lambdas $\lambda_e, \lambda_f, \lambda_m$ et λ_h qui sont associés aux revenus de même indice. La taxe peut varier d'une

période à l'autre, de manière à financer la subvention selon la distribution de revenus mais le gouvernement ne peut s'endetter.

Le présent modèle définit implicitement le système universitaire de ce monde. D'abord, la qualité de l'éducation fournie et le prix sont les mêmes pour tout le monde. Plus particulièrement, la technologie universitaire ne change pas dans le temps. Nous supposons de plus que l'offre universitaire est parfaitement élastique et qu'il n'y a pas d'effet de congestion. Finalement, nous supposons qu'il n'y a pas d'asymétrie d'information.

De plus, les individus ne sont pas observés directement, mais seulement des proportions de la population totale par catégorie de revenus. En d'autres termes, nous normalisons la taille totale de chaque cohorte à un.

Le monde que nous décrivons permet de mesurer les revenus d'une cohorte, de même que les revenus d'une population. Pour l'illustrer, revenons à la figure (2.1). Nous avons mis en relief ce qui sert à calculer les revenus totaux d'une cohorte (ligne horizontale) et les revenus totaux d'une période (ligne verticale). Nous pouvons remarquer que pour une période, les revenus des adultes apparaît $l - 1$ fois. Ainsi, si les revenus sont identiques et le degré de taxation est identique à cette période, nous pouvons multiplier le revenu adulte d'une seule génération par $l - 1$ et additionner les revenus des enfants pour trouver les revenus totaux. Nous utiliserons ce constat ultérieurement.

2.1.1 Quelques conventions d'écriture

Pour le présent chapitre, nous convenons d'utiliser $a_t^i, e_t^i, i \in \{f, h, a, ms, m!s, ee, e!e\}$ pour désigner respectivement la proportion d'adultes (a) et d'enfants (e) à la période t et ce, pour différentes catégories pertinentes. Il y a d'abord les gens à revenus faibles (f), élevés (h) et ceux aillant un revenus d'assistance sociale (a). Il y a de plus les gens à revenus moyens : ceux qui sont allés à l'école (ms) et ceux qui ne sont pas allés à l'école ($m!s$). Finalement, il y a ceux qui sont aux études dont les parents sont scolarisés (ee) et ceux dont les parents ne sont pas scolarisés ($e!e$). Par exemple, a_t^h désigne la population

d'adultes à revenus élevés au temps t (et non a_t à la puissance h).

Ainsi, il découle de la notation que la proportion d'adultes à revenus moyens est égale à la proportion des adultes qui ont échoué à l'école et de ceux qui ne sont pas allés à l'école, mais qui ont été chanceux ($a_t^m = a_t^{ms} + a_t^{m!s}$). Similairement, la population qui s'éduque est la résultante de la somme des étudiants aillant des parents scolarisés et des étudiants aillant des parents non-scolarisés ($e_t^e = e_t^{ee} + e_t^{e!e}$). De même, la proportion d'adultes qui s'éduquent est égale à zéro ($a_t^e = 0$) et la proportion d'enfants à revenus élevés est égale à zéro ($e_t^h = 0$).

Nous allons de plus introduire la notation pour les valeurs critiques de coût d'effort des enfants de parents scolarisés ($\hat{\gamma}_t^1$) et des parents non-scolarisés ($\hat{\gamma}_t^2$). Tel que mentionné précédemment, il y aura une certaine proportion de jeunes au dessous de cette valeur critique alors qu'une autre sera au dessus. Cette valeur déterminera pour qui il est payant de s'instruire davantage. Finalement, nous introduisons α_t^1 et α_t^2 pour désigner la proportion de jeunes de parents scolarisés (respectivement non scolarisés) qui décident de s'instruire. Le tableau (A.2) en annexe résume la notation qui sera employée dans ce chapitre.

2.1.2 Contrainte budgétaire et revenus anticipés

La description du monde permet d'établir la contrainte budgétaire du gouvernement.

$$\begin{aligned}
 se_t^e + (e_t^a + (l-1)a_t^a)y_t^s + G = & \tau_t \left(\lambda_e y_e e_t^e + \lambda_f y_f (e_t^f + (l-1)a_t^f) \right. \\
 & + \lambda_m y_m (e_t^m + (l-1)a_t^{m!s} + (l-1)a_t^{ms}) \\
 & \left. + \lambda_h y_h (l-1)e_t^h \right) \quad (2.1)
 \end{aligned}$$

L'équation 2.1 se décrit par les dépenses totales (à gauche) et par les revenus (à droite). Puisqu'il y a égalité, le gouvernement ne peut s'endetter. Les dépenses totales sont constituées de trois termes, soit les dépenses en subvention à l'éducation, les dépenses d'assistance sociale et les autres dépenses.

Le côté des revenus se caractérise par le produit du taux de taxation et du produit intérieur brut (PIB) « pour fin de taxation » ou certains revenus individuels sont modulés par les valeurs des différents lambdas pour simuler une taxe progressive. Bref, chaque terme représente l'apport de chaque catégorie de revenus aux revenus totaux.

Pour fin d'exemple, supposons que le « lambda » associé à l'éducation (λ_e) est égal à une demie, celui associé aux revenus élevés (λ_h) égal à deux et tous les autres égaux à un. Le taux de taxation τ irait alors chercher 2 fois moins d'argent chez les étudiants que chez ceux gagnant des revenus moyens. Inversement, il irait chercher deux fois plus de revenus chez les gens à revenus élevés que chez les gens à revenus moyens.

Les individus de notre monde sont neutres au risque. Puisqu'ils connaissent les valeurs des différentes variables inhérentes à leur environnement, ils baseront leur choix d'éducation sur l'espérance de leurs revenus permanents anticipés. Cette mesure demeure « utilitariste » au sens où seulement les revenus totaux est source de considération (d'utilité). L'espérance de revenus pour une personne éduquée sera :

$$\begin{aligned}
 E[y|e = 1] = & \underbrace{(1 - \lambda_e \tau_t) y_e - (f - s) - \gamma}_{*} + \underbrace{p \sum_{i=1}^{l-1} E_t[1 - \lambda_h \tau_{t+i}] y_h}_{**} \\
 & + \underbrace{(1 - p) \sum_{i=1}^{l-1} E_t[1 - \lambda_m \tau_{t+i}] y_m}_{***}
 \end{aligned} \tag{2.2}$$

Similairement, l'espérance des revenus pour une personne non-éduquée sera :

$$\begin{aligned}
 E[y|e = 0] = & \underbrace{r \left(\sum_{i=0}^{l-1} E_t[1 - \lambda_m \tau_{t+i}] y_m \right)}_{*} \\
 & + \underbrace{(1 - r - \phi) \left(\sum_{i=0}^{l-1} E_t[1 - \lambda_f \tau_{t+i}] y_f \right)}_{**} + \underbrace{\phi^l y_a}_{***}
 \end{aligned} \tag{2.3}$$

L'équation 2.3 définit l'espérance des revenus pour une personne dont les parents sont scolarisés, sachant que cette personne décide de ne pas s'instruire ($E[y|e = 0]$). La partie de droite se décompose en trois termes, chacun identifié par un nombre différent d'astérisques. Le premier terme (*), représente les revenus anticipés d'une personne à revenus moyens, multiplié par la probabilité d'obtenir ces revenus sachant qu'il a décidé de ne pas s'instruire (r). Puisque le taux de taxation peut changer à chaque période, un individu doit faire des anticipations sur sa valeur future pour les l périodes où il travaillera ($\tau_t, \tau_{t+1}, \dots, \tau_{t+l-1}$). Le second terme (**) s'explique de manière similaire : ce sont les revenus nets anticipés d'une personne à revenus faibles, multiplié par la probabilité d'avoir ces revenus. Quant au dernier (***) , il est beaucoup plus simple par le fait qu'il n'est pas taxé. Ainsi, les revenus totaux d'une personne sur l'assistance sociale sera l fois les revenus d'une période.

L'équation 2.2 décrit les revenus anticipés d'une personne dont les parents sont scolarisés lorsqu'elle décide de s'instruire ($E[y|e = 1]$). La partie de droite se décompose également en trois termes, chacun identifiés par un nombre différent d'astérisques. Le premier terme décrit les revenus à la première période quand la personne s'éduque. C'est la somme des revenus nets de l'étudiant à laquelle on soustrait les frais de scolarité nets ($f - s$) et l'effort de l'individu (γ). Le second terme représente les revenus élevés procuré par l'éducation pour $(l - 1)$ périodes, multiplié par la probabilité de réussir ses études. Puisque l'individu a des parents scolarisés, cette probabilité est p . Le dernier terme représente les revenus de l'étudiant si ce dernier échoue ses études, multiplié par la probabilité d'échec ($1 - p$).

Les deux équations suivantes (2.4 et 2.5) sont les anticipations des revenus pour les individus dont les parents ne sont pas instruits. Nous pouvons remarquer qu'elles se décrivent de manière identique aux équations précédentes à l'exception de p qui est substitué par q pour refléter le fait que les enfants de parents non-scolarisés ont une chance plus faible de réussir leurs études.

$$\begin{aligned}
E[y|e = 0] = & r \left(\sum_{i=0}^{l-1} E_t[1 - \lambda_m \tau_{t+i}] \right) y_m \\
& + (1 - r - \phi) \left(\sum_{i=0}^{l-1} E_t[1 - \lambda_f \tau_{t+i}] \right) y_f + \phi l y_a
\end{aligned} \tag{2.4}$$

$$\begin{aligned}
E[y|e = 1] = & (1 - \lambda_e \tau_t) y_e - (f - s) - \gamma + q \sum_{i=1}^{l-1} E_t[1 - \lambda_h \tau_{t+i}] y_h \\
& + (1 - q) \sum_{i=1}^{l-1} E_t[1 - \lambda_m \tau_{t+i}] y_m
\end{aligned} \tag{2.5}$$

Nous supposons que les individus cherchent à maximiser leurs revenus totaux anticipés selon leurs capacités. Ainsi, si les revenus totaux anticipés de l'individu sont supérieurs dans le cas où il s'éduque, alors il décidera de s'instruire davantage. Inversement, il préférera aller directement sur le marché du travail si cela est plus avantageux pour lui. Les individus chercheront ainsi dans quelle condition $E[y|e = 0] < E[y|e = 1]$ et choisiront en conséquence. Puisque la seule valeur qui varie d'un individu à l'autre est le coût d'effort, c'est la seule chose qui explique si un individu choisit de s'instruire ou non. Ainsi, tous les individus ayant un coût d'effort inférieur à ce coût critique décideront de s'instruire. Bref, un enfant de parents scolarisés s'instruira si :

$$\begin{aligned}
\gamma < & (1 - \lambda_e \tau_t) y_e - (f - s) + p \sum_{i=1}^{l-1} E_t[1 - \lambda_h \tau_{t+i}] y_h \\
& + (r - p) \sum_{i=1}^{l-1} E_t[1 - \lambda_m \tau_{t+i}] y_m - (1 - r)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m \\
& - (1 - r - \phi) \sum_{i=0}^{l-1} E_t[1 - \lambda_f \tau_{t+i}] y_f - \phi l y_a
\end{aligned} \tag{2.6}$$

Le terme de gauche de l'équation précédente (γ) évalue l'effort marginal que doit faire un individu pour s'instruire. Le terme de droite mesure quant à lui le solde marginal

anticipé d'accomplir un tel geste. En d'autres termes, un individu décidera de s'instruire si l'effort marginal de cette décision, mesuré en dollars, promet des rendements plus élevés que ce dernier.

La précédente équation dépend des anticipations futures du taux de taxation. Une telle anticipation nous contraint à faire une hypothèse supplémentaire sur le mécanisme de décision des individus. Autant pour des raisons de simplicité mathématique que par réalisme, étant donné la durée de la période de travail, nous supposons que les individus anticipent que le taux de taxation futur sera égal au taux de taxation actuel $E_t[1 - \lambda_j \tau_{t+i}] = (1 - \lambda_j \tau_t)$. Dans une situation d'équilibre, où toutes les proportions sont stables, une telle hypothèse n'est pas du tout contraignante. En situation de transition entre deux équilibres, cela revient à supposer que les individus estiment qu'il y a autant de chances que le taux de taxation augmente qu'il diminue. Cette hypothèse permet de simplifier l'équation (2.6). Nous ajoutons ci-dessous l'équation simplifiée pour les enfants dont les parents ne sont pas éduqués puisqu'elle se trouve par un raisonnement identique.

$$\begin{aligned} \gamma^1 < & (1 - \lambda_e \tau_t) y_e - (f - s) + p(l - 1)(1 - \lambda_h \tau_t) y_h \\ & + (r - p)(l - 1)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m - (1 - r)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m \\ & - (1 - r - \phi)l(1 - \lambda_f \tau_t) y_f - \phi l y_a \end{aligned} \quad (2.7)$$

$$\begin{aligned} \gamma^2 < & (1 - \lambda_e \tau_t) y_e - (f - s) + q(l - 1)(1 - \lambda_h \tau_t) y_h \\ & + (r - q)(l - 1)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m - (1 - r)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m \\ & - (1 - r - \phi)l(1 - \lambda_f \tau_t) y_f - \phi l y_a \end{aligned} \quad (2.8)$$

Les deux équations précédentes nous permettent alors de définir formellement les valeurs critiques pour lesquelles les jeunes décideront de s'instruire ou non ($\hat{\gamma}_t^1$ et $\hat{\gamma}_t^2$). Il s'agit tout simplement du terme de droite dans chacune des deux équations précédentes :

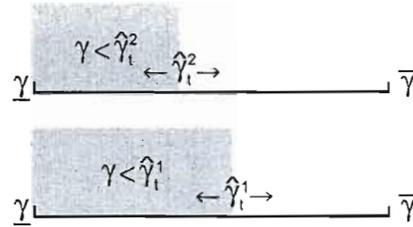
$$\begin{aligned}
\hat{\gamma}_t^1 := & (1 - \lambda_e \tau_t) y_e - (f - s) + p(l - 1)(1 - \lambda_h \tau_t) y_h \\
& + (r - p)(l - 1)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m - (1 - r)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m \\
& - (1 - r - \phi)l(1 - \lambda_f \tau_t) y_f - \phi l y_a
\end{aligned} \tag{2.9}$$

$$\begin{aligned}
\hat{\gamma}_t^2 := & (1 - \lambda_e \tau_t) y_e - (f - s) + q(l - 1)(1 - \lambda_h \tau_t) y_h \\
& + (r - q)(l - 1)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m - (1 - r)(1 - \lambda_m \tau_t) y_m \\
& - (1 - r - \phi)l(1 - \lambda_f \tau_t) y_f - \phi l y_a
\end{aligned} \tag{2.10}$$

Il importe de savoir comment se comportent ces valeurs critiques en fonction des paramètres exogènes. En effet, rappelons que les coûts d'efforts sont distribués de manière uniforme dans la population, plus particulièrement dans la population d'enfants qui auront à décider de s'instruire. En conséquence, une variation des valeurs critiques entraînera une variation de la proportion de gens qui s'éduquent. Tout dépendant du sens, cette proportion augmentera ou diminuera. Nous avons illustré ces possibilités à la figure 2.2, où les zones grises représentent la proportion de gens qui prennent la décision de s'instruire. Conformément au fait que les enfants de parents éduqués ont plus de chances de réussir, ces derniers ont une valeur critique plus élevée que ceux dont les parents ne sont pas scolarisés. Cela s'explique par le fait qu'ils accordent plus d'importance aux revenus élevés. Nous pouvons remarquer que si la valeur critique se déplace vers la droite ou la gauche, la zone grise (la proportion de gens qui s'inscrit aux études) devient plus ou moins grande.

Les équations 2.9 et 2.10 nous renseignent bien sur ces possibles changements. D'abord, la décision de participer aux études est positivement reliée à la subvention aux études ($\frac{\partial \hat{\gamma}_t^i}{\partial s} > 0$), au fait que les parents soient scolarisés ($p > q \Rightarrow \hat{\gamma}_t^1 > \hat{\gamma}_t^2$), aux salaires pendant la durée des études ($\frac{\partial \hat{\gamma}_t^i}{\partial y_e} > 0$), aux salaires procurés par l'éducation ($\frac{\partial \hat{\gamma}_t^i}{\partial y_h} > 0$) et à la probabilité de réussir ses études ($\frac{\partial \hat{\gamma}_t^i}{\partial p} > 0$, $\frac{\partial \hat{\gamma}_t^i}{\partial q} > 0$). L'impact de la probabilité de tomber sur l'assistance sociale dépendra essentiellement du nombre de périodes et du salaire d'assistance sociale, mais on peut s'attendre à ce que l'impact soit positif à l'intérieur de

FIG. 2.2: Les variations des « gammas critiques » influencent la participation aux études



paramètres réalistes. De même, l'impact de la durée des périodes adultes dépendra des probabilités et de la distribution de salaires. Ainsi, à l'intérieur de paramètres réalistes, une plus grande période de travail augmentera l'attrait pour l'éducation ($\frac{\partial \hat{\gamma}^i}{\partial t} > 0$). La décision de participer aux études selon le niveau moyen de salaire ($\frac{\partial \hat{\gamma}^i}{\partial y_m}$) dépendra essentiellement du signe de $(r-p)$ pour un grand nombre de périodes mais variera négativement avec le bas niveau de salaire ($\frac{\partial \hat{\gamma}^i}{\partial y_f} < 0$), le niveau des frais de scolarité ($\frac{\partial \hat{\gamma}^i}{\partial y_f} < 0$) et la probabilité de finir avec un salaire moyen sans avoir été aux études ($\frac{\partial \hat{\gamma}^i}{\partial r} < 0$).

Avant de poursuivre avec la prochaine section, nous allons formaliser mathématiquement la notation décrivant la proportion d'enfants qui décident de s'instruire (la zone grise dans le graphique précédent) et ce, pour les enfants de parents scolarisés et non scolarisés.

$$\alpha_t^1 := \frac{\hat{\gamma}_t^1 - \underline{\gamma}}{\bar{\gamma} - \underline{\gamma}} \quad (2.11)$$

$$\alpha_t^2 := \frac{\hat{\gamma}_t^2 - \underline{\gamma}}{\bar{\gamma} - \underline{\gamma}} \quad (2.12)$$

$$\Rightarrow 1 - \alpha_t^i = \frac{\bar{\gamma} - \hat{\gamma}_t^i}{\bar{\gamma} - \underline{\gamma}} \quad (2.13)$$

Les équations 2.11 et 2.12 se comprennent aisément à partir de la figure 2.2 : il s'agit de la distance couverte par la zone grise divisée par la distance comprise entre $\underline{\gamma}$ et

$\bar{\gamma}$, ce qui donne la proportion d'inscription dans une génération. L'équation 2.13 est le corollaire générique des deux premières équations. Il ne fait qu'affirmer, par exemple, que si un tiers ($\alpha_t^1 = \frac{1}{3}$) des enfants dont les parents sont scolarisés s'inscrivent à l'école, alors deux tiers ne sont pas inscrits ($1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$).

2.1.3 Équations de transitions

La présente section vise à établir la dynamique du modèle. En d'autres termes, comment évoluent les proportions dans chaque catégorie de revenus d'une période à l'autre. Nous présentons ci-dessous les équations dynamiques du modèle :

$$a_t^h = p\alpha_{t-1}^1(a_{t-1}^h + a_{t-1}^{ms}) + q\alpha_{t-1}^2(a_{t-1}^a + a_{t-1}^f + a_{t-1}^{m!s}) \quad (2.14)$$

$$a_t^{ms} = \alpha_{t-1}^1(1-p)(a_{t-1}^h + a_{t-1}^{ms}) + \alpha_{t-1}^2(1-q)(a_{t-1}^a + a_{t-1}^f + a_{t-1}^{m!s}) \quad (2.15)$$

$$a_t^{m!s} = e_{t-1}^m \quad (2.16)$$

$$a_t^f = e_{t-1}^f \quad (2.17)$$

$$a_t^a = e_{t-1}^a \quad (2.18)$$

$$e_t^m = r((1 - \alpha_{t-1}^1)(a_t^h + a_t^{ms}) + (1 - \alpha_t^2)(a_{t-1}^a + a_{t-1}^f + a_{t-1}^{m!s})) \quad (2.19)$$

$$e_t^f = (1 - r - \phi)((1 - \alpha_{t-1}^1)(a_t^h + a_t^{ms}) + (1 - \alpha_t^2)(a_{t-1}^a + a_{t-1}^f + a_{t-1}^{m!s})) \quad (2.20)$$

$$e_t^a = \phi((1 - \alpha_{t-1}^1)(a_t^h + a_t^{ms}) + (1 - \alpha_t^2)(a_{t-1}^a + a_{t-1}^f + a_{t-1}^{m!s})) \quad (2.21)$$

$$e_t^e = \alpha_{t-1}^1(a_t^h + a_t^{ms}) + \alpha_{t-1}^2(a_{t-1}^a + a_{t-1}^f + a_{t-1}^{m!s}) \quad (2.22)$$

L'équation 2.14 illustre la proportion d'étudiants qui a réussi ses études et qui accède aux revenus élevés. C'est la somme de deux termes qui se raisonnent de manière analogue. Le premier terme représente la somme d'enfants ($a_{t-1}^h + a_{t-1}^{ms}$) qui viennent de naître multiplié par la proportion qui décide de s'éduquer (α_{t-1}^1) et multiplié par la probabilité de réussite (p). Remarquons que la somme des adultes scolarisés de la période précédente est égale aux enfants qui viennent tout juste de naître étant donné que la population se reproduit dans une proportion un pour un. Le second terme se raisonne de manière

analogue, mais pour les enfants de parents non-scolarisés. L'équation (2.15) s'explique de manière similaire, mais pour ceux qui n'ont pas obtenu leur diplôme.

Les trois équations suivantes (2.16, 2.17, 2.18) illustrent simplement le fait que les enfants qui ne s'éduquent pas deviennent adultes et ne changent pas leurs revenus.

Les trois autres équations (2.19, 2.20, 2.21) sont en tout point identiques sauf pour une constante. Elles représentent le nombre de jeunes qui ont décidé de ne pas s'éduquer et qui vont directement sur le marché du travail, multipliés respectivement par la probabilité d'obtenir un niveau de revenus donné : moyens, faibles ou d'assistance emploi.

Quant à la dernière équation (2.22), elle représente le nombre d'enfants qui ont décidé de s'éduquer, toujours séparé par l'éducation des parents.

2.1.4 Coefficient de Gini

Grâce à ces équations, il est possible de déterminer pour chaque période la taille de la population par niveau de revenus, le taux de taxation, les revenus du gouvernement, les revenus totaux (PIB) et les revenus nets associés à chaque type de revenus. Plus particulièrement, les revenus nets et les proportions de la population par type de revenus permettent de calculer le coefficient de Gini pour une période, mais aussi pour une génération.

Le coefficient de Gini est une mesure des inégalités dans une population. Un coefficient de Gini égal à zéro représente une société égalitaire. Un pour cent de la population possède un pour cent de la richesse, dix pour cent de la population possède dix pour cent de la richesse, etc. Inversement, un coefficient de Gini égal à un signifie que la distribution de revenus est parfaitement inégalitaire : 99% de la population ne possède aucun revenus alors qu'un pour cent de la population détient toute la richesse. Pour fin de calcul des proportions cumulatives servant à calculer le coefficient de Gini, les tableaux 2.1 et 2.2 résument les éléments de revenus et de proportions employés.

TAB. 2.1: Formules employées pour calculer le coefficient de Gini d'une période

Proportion	Revenu
$(l-1)a_t^h$	$(1-\lambda_h\tau_t)y^h$
$(l-1)a_t^m + e_t^m$	$(1-\lambda_m\tau_t)y^m$
$(l-1)a_t^f + e_t^f$	$(1-\lambda_f\tau_t)y^f$
$(l-1)a_t^a + e_t^a$	y^a
e^e	$(1-\lambda_e\tau_t)y^e - (f-s)$

TAB. 2.2: Formules employées pour fin de calcul du coefficient de Gini d'une cohorte

Proportion	Revenu
a_t^h	$(1-\lambda_e\tau_{t-l})y^e + \sum_{i=1}^{l-1} [(1-\lambda_h\tau_{t-l+i})y^h]$
$a_t^{m,s}$	$(1-\lambda_e\tau_{t-l})y^e + \sum_{i=1}^{l-1} [(1-\lambda_m\tau_{t-l+i})y^m]$
$a_t^{m!s}$	$\sum_{i=0}^{l-1} [(1-\lambda_m\tau_{t-l+i})y^m]$
a_t^f	$\sum_{i=0}^{l-1} [(1-\lambda_f\tau_{t-l+i})y^f]$
a_t^a	ly^a

2.2 Quelques résultats théoriques

La présente section vise à établir les résultats théoriques inhérents à ce modèle. Plus particulièrement, nous caractériserons d'abord la dynamique de ce modèle et ensuite les propriétés de ses valeurs d'équilibre. Nous délaierons dans la première section l'interprétation économique pour nous concentrer davantage sur les résultats qui découlent de démonstrations mathématiques. Cependant, la seconde partie sera davantage centrée sur l'interprétation économique.

2.2.1 Existence, unicité et convergence

Nous nous intéressons dans cette partie à des conditions suffisantes pour que notre modèle converge vers une solution d'équilibre. C'est une application pure et simple du théorème du point fixe. Pour ce faire, nous allons agréger la population en « universitaires » ($U_t = a_t^h + a_t^{ms}$) et en « non-universitaires » ($U_t = a_t^{m1s} + a_t^f + a_t^a$). Le système d'équation décrit précédemment est alors le suivant :

$$\begin{bmatrix} U_t \\ (1 - U_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{t-1}^1 & \alpha_{t-1}^2 \\ (1 - \alpha_{t-1}^1) & (1 - \alpha_{t-1}^2) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} U_{t-1} \\ (1 - U_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (2.23)$$

Les « alphas » sont toujours compris entre zéro et un et nous savons de plus que pour toutes valeurs de t :

$$0 \leq \alpha_t^1 - \alpha_t^2 \leq 1 \quad (2.24)$$

Ceci reflète le fait que les enfants d'universitaires iront à l'université dans une plus grande proportion.

On remarque que tout tourne autour de l'équation suivante, qui n'est rien d'autre que l'équation « supérieure » du système matriciel défini en (2.23) :

$$\begin{aligned} U_t &= \alpha_{t-1}^1 U_{t-1} + \alpha_{t-1}^2 (1 - U_{t-1}) \\ &= (\alpha_{t-1}^1 - \alpha_{t-1}^2) U_{t-1} + \alpha_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (2.25)$$

En effet, il est clair que si U_t converge vers U , il s'en suit que $(1 - U_t)$ converge vers U . En particulier, si U_t converge de manière monotone, il en va de même pour $(1 - U_t)$.

Proposition 1. *L'équation définie en (2.25) converge de manière monotone si :*

1. $0 \leq (\alpha_{t-1}^1 - \alpha_{t-1}^2) < 1 \quad \forall t$
2. $0 \leq \alpha_t^2 < 1 \quad \forall t$

Démonstration. Éliminons d'abord le cas où $\alpha_t^1 = 1$ sauf pour un nombre fini de valeurs.

Pour une certaine valeur de $t > T$ les cas finis où $\alpha_t^1 \neq 1$ sont épuisés et nous avons alors l'équation :

$$\begin{aligned} U_t &= (1 - \alpha_{t-1}^2)U_{t-1} + \alpha_{t-1}^2 \\ &= U_{t-1} + \alpha_{t-1}^2(1 - U_{t-1}) \end{aligned}$$

Cette suite est strictement croissante et bornée par 1. Il s'en suit qu'elle converge. À l'équilibre, on a la condition suivante :

$$\begin{aligned} U &= U + \alpha^2(1 - U) \\ 0 &= \alpha^2(1 - U) \end{aligned} \tag{2.26}$$

On peut donc en déduire que soit $\alpha^2 = 0$ (absence de mobilité éducative), soit $U = 1$ (tout le monde s'éduque).

Supposons maintenant que $\alpha_t^2 = 1$ sauf pour un nombre fini de cas. Pour un certain $t > T$, les cas où $\alpha_t^2 \neq 1$ sont épuisés et par la première condition, on sait alors que $\alpha_t^1 = 1 \quad \forall t > T$ également. Le système est aussi convergent (tout le monde s'éduque) :

$$U_t = U = 1 \tag{2.27}$$

Il reste alors à couvrir le cas où $0 < \alpha_t^1 - \alpha_t^2 < 1$ sauf pour un nombre fini de cas. C'est une application simple et directe du théorème du point fixe. Pour un certain $t > T$, nous avons $0 < \alpha_t^1 - \alpha_t^2 < 1$ et nous sommes certains de l'existence d'un $\epsilon > 0$ tel que $0 < \alpha_t^1 - \alpha_t^2 \leq (1 - \epsilon)$. De plus, puisque α_t^2 est borné, en particulier plus petit que 1, nous avons l'inégalité suivante :

$$U_t \leq (1 - \epsilon)U_{t-1} + 1 \tag{2.28}$$

Il s'en suit alors que :

$$\frac{\partial U_t}{\partial U_{t-1}} \leq (1 - \epsilon) \quad (2.29)$$

Par le théorème des accroissements finis, il s'en suit que la fonction est une application de Lipschitz. Il existe donc un point fixe tel que $U = (\alpha^1 - \alpha^2)U + \alpha^2$.

Par un argument similaire, on peut borner $\frac{\partial U_t}{\partial U_{t-1}} \geq \epsilon$, ce qui garantit que la variation temporelle est de même signe (la dérivée est positive). Il s'en suit que la convergence est monotone. Finalement, puisqu'une suite n'a qu'une seule limite, le point fixe est unique. \square

La force de cette preuve réside dans le fait que nous n'avons pas à caractériser la dynamique des « alphas », pour autant que ces derniers demeurent entre zéro et un. Si les alphas sont stochastiques, le système convergera stochastiquement toutefois.

Corollaire 1. *Toute combinaison linéaire de U_t et $(1 - U_t)$ converge vers une valeur fixe. Formellement :*

$$aU_t + b(1 - U_t) \rightarrow aU + b(1 - U)$$

Par le précédent corollaire, les fonctions décrivant le modèle convergeront vers leurs valeurs respectives découlant des valeurs de α^i . Il est suffisant de noter que l'ordre de grandeur de ces derniers dépend de paramètres exogènes pour réaliser qu'il n'est pas

difficile d'avoir les hypothèses de la proposition.

$$U_t = a_t^h + a_t^{ms} \quad (2.30)$$

$$(1 - U_t) = a_t^{m!s} + a_t^f + a_t^a \quad (2.31)$$

$$a_t^h = p\alpha_{t-1}^1 U_{t-1} + q\alpha_{t-1}^2 (1 - U_{t-1}) \quad (2.32)$$

$$a_t^{ms} = (1 - p)\alpha_{t-1}^1 U_{t-1} + (1 - q)\alpha_{t-1}^2 (1 - U_{t-1}) \quad (2.33)$$

$$a_t^{m!s} = e_{t-1}^m \quad (2.34)$$

$$a_t^f = e_{t-1}^f \quad (2.35)$$

$$a_t^a = e_{t-1}^a \quad (2.36)$$

$$e_t^m = r(1 - U_{t-1}) \quad (2.37)$$

$$e_t^f = (1 - r - \phi)(1 - U_{t-1}) \quad (2.38)$$

$$e_t^a = \phi(1 - U_{t-1}) \quad (2.39)$$

$$e_t^e = U_{t-1} \quad (2.40)$$

$$U = \frac{\alpha^2}{1 - \alpha^1 - \alpha^2} \quad (2.41)$$

$$(1 - U) = \frac{1 - \alpha^1}{1 - \alpha^1 - \alpha^2} \quad (2.42)$$

Nous pouvons alors trouver des solutions d'équilibre au système autre que la solution triviale où les conditions initiales égalent $\vec{0}$. Nous présentons leur forme ci-dessous :

$$a^h = \frac{\alpha^2 q + (p - q)\alpha^1 \alpha^2}{(1 - \alpha^1 + \alpha^2)} \quad (2.43)$$

$$a^{ms} = \frac{\alpha^2(1 - q) - (p - q)\alpha^1 \alpha^2}{(1 - \alpha^1 + \alpha^2)} \quad (2.44)$$

$$e^m = r \frac{1 - \alpha^1}{(1 - \alpha^1 + \alpha^2)} \quad (2.45)$$

$$e^f = (1 - r - \phi) \frac{1 - \alpha^1}{(1 - \alpha^1 + \alpha^2)} \quad (2.46)$$

$$e^a = \underbrace{\phi}_{*} \underbrace{\frac{1 - \alpha^1}{(1 - \alpha^1 + \alpha^2)}}_{**} \quad (2.47)$$

$$e^e = a^h + a^{ms} = \frac{\alpha^2}{(1 - \alpha^1 + \alpha^2)} \quad (2.48)$$

Ces équations ont leur intérêt pour deux raisons. D'abord parce qu'ils ne dépendent pas de la fonction d'utilité qui est implicitement « masquée » par les alphas. Cela suggère que la forme de la fonction d'utilité (dans ce cas-ci une simple fonction d'analyse coût bénéfice) n'est pas importante pour assurer l'existence de solutions. Ensuite, elles sont faciles à interpréter.

Pour l'expliquer, commençons par l'équation 2.47 (c'est la plus simple). Le premier terme identifié (*) représente le nombre de personnes qui seraient sur l'aide sociale si la décision d'éducation n'existait pas, soit la probabilité d'être sur l'aide sociale. Il y aurait une proportion ϕ de personnes qui se retrouveraient dans cette catégorie. Le second terme (**) est le facteur d'ajustement dû à la présence de la décision d'éducation. Oublions le dénominateur de ce terme pour un instant.

Au numérateur, il y a la proportion d'une cohorte d'enfants dont les parents sont scolarisés qui décide de ne pas s'instruire. Ainsi, le produit du premier terme avec le second terme, si on oublie le dénominateur, serait la proportion d'enfants qui décident de ne pas s'instruire multiplié par la chance relative d'être sur l'aide sociale.

Toutefois, il n'y a pas que des enfants de parents scolarisés dans une cohorte. Il y

a également des enfants de parents non scolarisés. Il faut donc ajuster le terme $1 - \alpha^1$ pour obtenir la proportion totale de la cohorte. C'est le rôle du dénominateur. Ce dernier peut-être vu comme égal à un auquel on soustrait $\alpha^1 - \alpha^2$. Cette différence représente la « pénalité » dû au fait que les enfants de parents non-scolarisés vont moins à l'école. Les équations 2.45 et 2.46 s'interprètent de manière similaire.

L'équation 2.43 est un peu plus compliquée. Elle a un dénominateur identique, mais le numérateur mérite des explications. Le terme $\alpha^2 q$ représente la proportion de jeunes dont les parents sont non scolarisés, mais qui a décidé de s'instruire avec succès. Quant au terme $(p - q)\alpha^1 \alpha^2$, il représente le facteur d'ajustement pour tenir compte du fait que les jeunes de parents scolarisés réussissent mieux. L'équation 2.44 s'interprète de manière similaire tandis que l'équation 2.48 représente la somme de 2.43 et 2.44. Finalement, notons que si on additionne toutes les équations (à l'exception de la dernière), nous trouvons 1, soit la taille d'une génération.

2.2.2 Taux de taxation

La compréhension de l'évolution de la taxation dans ce monde est cruciale. La taxe est la seule source de distorsion des revenus bruts. Ce fait est important parce qu'il permet de distinguer entre une amélioration de l'efficacité de l'économie et une amélioration au sens de Pareto. Il est fort probable que dans ce monde, la subvention à l'éducation améliore l'efficacité de l'économie (son PIB soit plus élevé). Par contre, il est possible que cela se fasse au détriment de la « classe moyenne » qui paye de ses impôts une subvention à l'éducation. Ainsi, ceux qui s'instruiraient verraient leurs conditions meilleures, mais ceux qui ne s'éduquent pas auraient des revenus plus faibles de par les taxes plus élevées.

En conséquence, il devient important de savoir comment se comporte le niveau de taxation quand évolue notamment la variable d'intérêt, la subvention aux frais de scolarité. Nous avons établi que deux sens sont possibles à l'évolution du taux de taxation, selon la valeur de diverses variables. Trois éléments sont nécessaires pour avoir une amélioration au sens de Pareto. D'abord, il faut que les dépenses du gouvernement ne servent pas qu'à

financer l'éducation ($G \neq 0, y^s \neq 0$). Deuxièmement, il faut que les dépenses « autres » que la subvention à l'éducation soient relativement élevées par rapport à cette dernière ($G \gg se^e$). Finalement, il faut que l'apport marginal d'un individu au PIB soit supérieur à la dépense marginale qu'il occasionne pour le gouvernement. Ces conditions sont formalisées en regardant la version simplifiée ci-dessous de la dérivée du taux de taxation par rapport aux frais de scolarité.

$$\frac{\partial \tau}{\partial s} = \frac{(s - \phi ly^a) \left[\frac{\partial \alpha}{\partial s} + \frac{\partial \alpha}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial s} \right] + \alpha}{ly} - \frac{(s - \phi ly^a) \alpha + \phi ly^a + G}{ly^2} \frac{\partial y}{\partial s} \quad (2.49)$$

Cette version simplifiée suppose une taxation proportionnelle aux revenus et une équiprobabilité de participer aux études, peu importe la situation des parents. Elle suppose également que les revenus sont identiques pour tous, mais qu'ils augmentent avec l'éducation. Ces suppositions changent certainement la plage des valeurs pour lesquelles on observe une croissance de la taxe avec la subvention à l'éducation (dérivée positive), mais certainement pas l'intuition derrière la formule.

2.2.3 Élasticité de long terme et de court terme

Proposition 2. *Soit un ensemble de proportions d'équilibre \vec{U}_{t_0} tel que tous les jeunes ne sont pas à l'école. Soit de plus un second équilibre \vec{U}_{t_1} généré par une variation de la subvention de frais de scolarité en période $t_0 + 1$. Alors, le module de l'élasticité-subvention de court terme est plus petit ou égal au module de l'élasticité-subvention de long terme. Formellement :*

$$\left| \frac{\Delta e_{t_0+n}^e s_{t_0}}{\Delta s_{t_0+n} e_{t_0}^e} \right| \leq \left| \frac{e_{t_1}^e - e_{t_0}^e s_{t_0}}{s_{t_1} - s_{t_0} e_{t_0}^e} \right|$$

Démonstration. Remarquons d'abord que par hypothèse, la variation de frais de scolarité est à la période 1 (et c'est la seule). Il s'en suit que $s_{t_1} - s_{t_0} = \Delta s_{t_0+n}$. Nous pouvons

alors déduire que pour avoir l'inégalité ci-haut, il faut nécessairement avoir :

$$|\Delta e_{t_0+n}^e| \leq |e_{t_1}^e - e_{t_0}^e| = \left| \sum_{i=1}^{\infty} \Delta_{t_0+i} \right|$$

Puisque la convergence est monotone, nous pouvons déduire la relation suivante :

$$\left| \sum_{i=1}^{\infty} \Delta_{t_0+i} \right| = \sum_{i=1}^{\infty} |\Delta_{t_0+i}|$$

Il s'en suit alors que :

$$\sum_{i=1}^{\infty} |\Delta e_{t_0+n}^e| = |\Delta e_{t_0+n}^e| + \sum_{i=n}^{\infty} |\Delta e_{t_0+i}^e|$$

et il découle que :

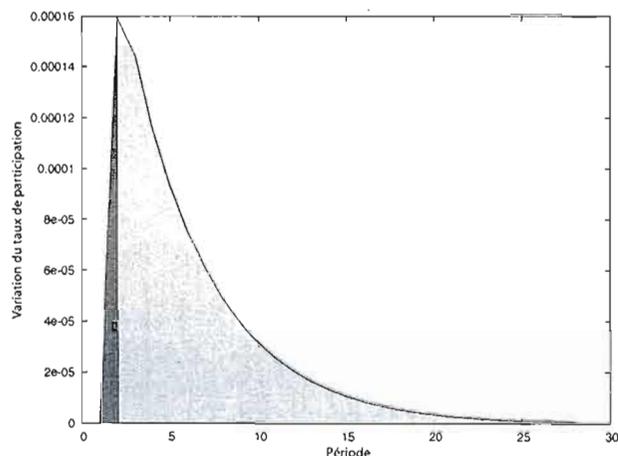
$$|\Delta e_{t_0+n}^e| \leq |\Delta e_{t_0+n}^e| + \sum_{i=n}^{\infty} |\Delta e_{t_0+i}^e|$$

Ce qui complète la preuve. \square

Pour vulgariser la précédente proposition, supposons une augmentation de ladite subvention à la période t . La précédente proposition ne fait que statuer que la variation du taux de participation à la période suivante (Δe_{t+1}^e) est inférieure à la somme totale des variations entre deux équilibres $\sum_{i=t_0}^{t_1} \Delta e_i^e$. Nous illustrons la proposition graphiquement à la figure 2.3. Nous notons que la zone grise foncée (la variation du taux de participation après une période) est plus petite que la totalité de la zone grise (la somme des variations de participation aux études).

L'idée est plutôt intuitive. Si la scolarité des parents a un impact important sur la scolarité des enfants, une diminution de la proportion de gens qui décident d'aller aux études au temps t aura également un impact sur les chances de réussite de leurs enfants, et changera donc leurs anticipations salariales. L'élasticité de court terme ne capture pas

FIG. 2.3: La variation de long terme est plus grande que celle de court terme



cet effet, ce qui implique le résultat.

Il importe de préciser que ce résultat tient dans des cas « normaux ». En effet, si tous les enfants sont déjà inscrits aux études, il en découle qu'une variation de la subvention ne fait qu'entraîner une augmentation de la taxation et entraîne donc une baisse du taux de participation. De plus, l'hypothèse à l'effet qu'on part d'un équilibre est importante puisqu'il nous assure qu'on ne mesure que l'effet de la variation et non des effets d'un choc précédent. Quant à l'hypothèse de convergence, elle nous garantit que les variations du taux de taxation seront toujours plus petites que les variations de frais de scolarité, ce qui évite que des variations viennent atténuer la sommation totale. En d'autres termes, il implique que si la variation est positive à la première période, elle le sera positive également aux périodes suivantes.

Synthèse des résultats théoriques

La présente section vient d'établir trois résultats théoriques importants. D'abord, que le modèle arrivera toujours à un équilibre, peu importe la distribution initiale.

Le second résultat est qu'il existe une plage de valeurs pour laquelle la subvention à l'éducation constitue une amélioration de Pareto. En d'autres termes, la subvention à l'éducation, à l'intérieur de cette plage permet d'offrir les mêmes services gouvernementaux à un taux de taxation *plus faible* ou encore d'offrir plus de services gouvernementaux à un taux de taxation identique.

Le dernier résultat est que l'élasticité de court terme telle que mesurée par les techniques d'estimation sous-estime les effets réels d'une politique de frais de scolarité. Puisqu'un futur parent qui décide de ne pas aller à l'école réduit les chances de réussite de ses enfants, il y aura un effet intergénérationnel qui n'est pas capturé par de telles études.

2.3 Paramétrisation et simulations

Nous avons codé le précédent « monde » dans Octave pour illustrer quelques résultats¹. Pour ce faire, nous avons dû calibrer le modèle avec différentes valeurs. Nous avons repris des valeurs qui sont la plupart du temps calibrées sur le Québec. Ces valeurs sont résumées dans le tableau A.1 et détaillées ci-dessous. En ce qui a trait au nombre d'itérations du programme (le nombre de générations nécessaires pour arriver à l'équilibre) nous avons approximé l'infini par 30 périodes. Cela est plus que suffisant pour arriver à des valeurs dont les variations d'une période à l'autre soient inférieures à 10^{-6} . Généralement, moins de cinq périodes sont nécessaires pour que la relation $\epsilon = |e^e - a^h - a^{ms}|$ soit inférieure à un centième de points ($\epsilon \leq 0.01$), mais il y a des cas où les paramètres font que cela prend plus de temps.

¹Voir le code en annexe. Octave est un logiciel libre similaire à Matlab. <http://www.octave.org>

2.3.1 Les paramètres

Les bornes de la distribution uniforme

Nous avons calibré les bornes de la distribution uniforme ($\bar{\gamma}$ et $\underline{\gamma}$) de manière à générer une élasticité de court terme de la subvention aux frais de scolarité comprise entre 0.1 et 0.3, de manière à reprendre les élasticités les plus faibles des études empiriques vues au chapitre précédent. Quant à la valeur de γ^0 , nous l'avons fixé à -15 000 \$, signifiant qu'il y a des facteurs exogènes non expliqués qui facilitent la participation aux études.

Les frais de scolarité

Les coûts de production moyens d'un diplômé sont d'environ 30 000 \$ selon la Conférence des recteurs et des principaux du Québec (2004). Puisque nos périodes sont d'une durée de 3 ans, le coût périodique demeure identique.

La distribution des salaires

Selon Demers (2005), les revenus d'emploi cumulés bruts pour un diplômé du secondaire, du collège et de l'université sont respectivement de 1 186 700 \$, 1 363 777 \$ et 2 158 272 \$. Divisé en 9 périodes, cela donne respectivement 130 000 \$, 151 000 \$ et 240 000 \$. Pour fin d'appréciation, cela revient à des revenus annuels bruts de 44 000 \$, 50 000 \$ et 79 936 \$. Les revenus annuels moyens aux études sont d'environ 9 000 \$ selon l'Enquête sur les conditions de vie de la Direction de l'Aide financière aux études du Ministère de l'éducation du Québec (2002). Il en résulte un salaire « périodique » de 27 000 \$. Les revenus moyens d'assistés sociaux au Québec sont de 689 \$ par mois selon le dernier rapport statistique des prestataires de l'assurance sociale (2007), ce qui fait des revenus d'environ 25 000 \$ par période. Nous avons par ailleurs fixé la valeur non-subventionnée à 6 000 \$.

La durée des périodes

Puisque le baccalauréat dure trois années et que la vie active dure environ 25 ans, il nous a paru réaliste de faire en sorte que la vie totale d'une personne se divise en 9 périodes de trois ans.

La probabilité de réussir aux études

Frenette (2007) explique dans sa dernière étude que le niveau d'éducation des parents explique une différence de participation aux études de 30% entre le quartile le plus pauvre et le quartile le plus riche. Bien que ce ne soit pas à priori le taux de réussite, nous avons employé un tel écart. Le ministère de l'éducation, dans ses indicateurs de l'éducation (2005), évoque un taux de réussite cumulé de 72% . Nous avons donc fixé la probabilité de réussite pour les enfants de parents scolarisés à 80 %, fixant de ce fait à 50 % celle d'enfants de parents non-scolarisés, de manière à refléter approximativement ce taux moyen (nos simulations donnent 77 %).

Probabilité d'assistance sociale et de salaire

Nous avons employé le ratio de personnes prestataires de l'assistance de dernier recours (MESS, 2007) divisé par la population active (désaisonnalisée) du 1^{er} trimestre de 2007 (ISQ, 2007). Cela donne un ratio de 12%. En ce qui concerne la probabilité d'avoir un salaire moyen contre un salaire faible, nous avons employé une probabilité de 50% de se retrouver avec un salaire moyen.

Paramètres gouvernementaux

Nous avons fixé la subvention aux frais de scolarité à 24 000 \$, de manière à établir des frais de scolarité annuels de 2 000 \$. Quant aux revenus exogènes du gouvernement, nous avons employé le budget 2007 du Québec pour trouver le ratio des dépenses budgétaires

des universités sur les dépenses totales du gouvernement (0.072). Cela donne une dépense à financer d'environ 7 200 \$ une fois normalisé par les dépenses réelles en éducation ($s \times e^e$). En ce qui concerne le degré de progressivité des impôts, nous avons employé le ratio des impôts payés par niveaux de revenus selon les dernières statistiques fiscales des particuliers disponibles du ministère des Finances du Québec (2004). Il en résulte que les revenus des étudiants ne sont pas imposés $\lambda_e = 0$. Les revenus des salaires faibles seraient imposés en moyenne à 9%, les salaires moyens et élevés à 12.6%. Cela donne les « lambdas » suivants : $\lambda_f = 1$, $\lambda_m = 1.4$, $\lambda_h = 1.4$.

Distribution initiale

La distribution initiale de la population n'a pas vraiment d'importance pour déterminer l'équilibre, mais nous la présentons ici pour fin de clarté. La valeur de chaque item est détaillée dans le tableau A.1.

2.3.2 Simulation de base

Nous avons simulé le modèle avec les présents paramètres mais avec une faible subvention aux frais de scolarité. Les résultats sont reportés au tableau 2.3. Nous avons repris la même simulation, mais en incluant cette fois la subvention aux frais de scolarité. Cette simulation est également reportée au tableau 2.3.

Quelques éléments se dégagent de cette simulation. D'abord, nous remarquons que sur *tous* les plans, la subvention à l'éducation constitue une amélioration. Il y a une amélioration de la production. C'est également une amélioration de Pareto, puisque le taux de taxation demeure identique. Elle permet également de réduire les inégalités dans une période donnée (-4 % de variation). C'est également le cas à l'intérieur d'une cohorte. Le coefficient de Gini chute de 10 %. Les proportions illustrant les décisions de participation aux études n'augmentent pas du tout au même rythme. Les enfants de parents non-scolarisés sont beaucoup plus affectés dans leur décision de participer aux études que

TAB. 2.3: Simulation avec/sans subvention aux frais de scolarité

Paramètre de population	Valeur ($s = 4\,000\ \$$)	Valeur ($s = 24\,000\ \$$)	Différence (%)
PIB	$1.5683e + 05$	$1.7220e + 05$	$1.5363e + 04$ (9.80)
τ	0.0422	0.0422	0.0000 (0.00)
$Gini_t$	0.2196	0.2098	-0.0098 (-4.45)
$Gini_{gen}$	0.1567	0.1397	-0.0170 (-10.85)
α^1	0.8177	0.8842	0.0665 (8.13)
α^2	0.1478	0.2143	0.0665 (45.03)
e^e	0.0498	0.0721	0.0224 (44.95)
e^c	0.0074	0.0047	-0.0027 (-36.46)
e^f	0.0233	0.0148	-0.0085 (-36.46)
e^m	0.0307	0.0195	-0.0112 (-36.46)
a^c	0.0074	0.0047	-0.0027 (-36.44)
a^f	0.0233	0.0148	-0.0085 (-36.44)
a^{ms}	0.0127	0.0169	0.0043 (33.61)
a^{mns}	0.0307	0.0195	-0.0112 (-36.44)
a^h	0.0371	0.0552	0.0181 (48.78)

ceux ayant des parents scolarisés. Dans le cas d'enfants de parents scolarisés, l'augmentation est de 8% alors qu'elle est de 44% dans le cas d'enfants de parents non-scolarisés. Cette différence s'explique par le taux de participation plus faible des enfants de parents scolarisés.

La chute du coefficient de Gini est perceptible graphiquement. Pour le constater, nous reportons les courbes de Lorentz de ces deux simulations aux graphiques 2.4 et 2.5. Rappelons que cette dernière est l'illustration graphique du coefficient de Gini. Plus la courbe de Lorentz est « proche » de la courbe à 45 degrés, plus la société est égalitaire. Inversement, plus elle est éloignée, moins elle est égalitaire. Nous pouvons remarquer que c'est essentiellement dans le haut de la distribution des revenus que l'éducation a un impact. Cela se traduit par le fait qu'une plus grande partie de la société peut s'accaparer le revenu.

La présente simulation permet également de calculer l'élasticité subvention de long terme de l'éducation. Nous reportons au graphique 2.6 l'élasticité de court terme (trait continu) et de long terme (traits pointillés) et ce, pour vingt variations de la subvention

FIG. 2.4: Courbe de Lorentz sans subvention aux frais de scolarité

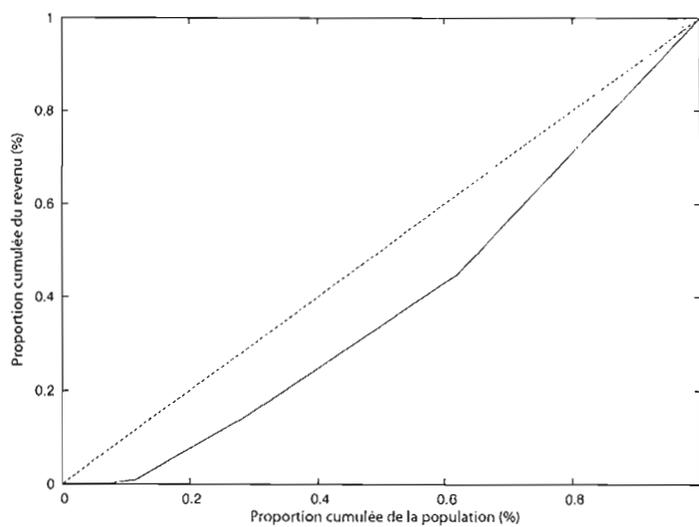


FIG. 2.5: Courbe de Lorentz en cas de subvention aux frais de scolarité

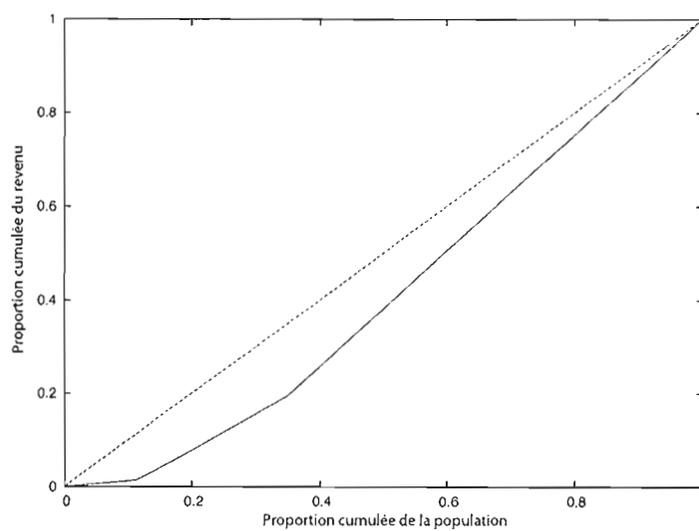
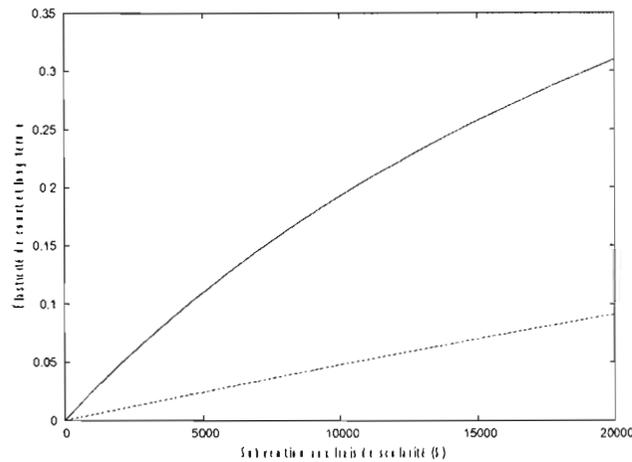


FIG. 2.6: L'élasticité de long terme est supérieure à celle de court terme



aux frais de scolarité (tranches de 1000\$). Nous pouvons remarquer que l'élasticité de long terme est systématiquement plus grande que l'élasticité de court terme et que cet écart est porté à s'agrandir avec la valeur de la variation de frais de scolarité. Ce modèle montre que les estimations de court terme ne considèrent pas tous les effets d'une politique d'augmentation des frais de scolarité. Il est donc difficile d'apprécier les valeurs reportées de l'élasticité de long terme, mais retenons que le modèle ne génère pas des valeurs « aberrantes » en ce qui a trait à celles de court terme.

En guise de dernier élément d'analyse de cette simulation, nous présentons deux autres graphiques. Nous avons fait varier le degré de subvention aux frais de scolarité par tranche de 1 000 \$ et ce, d'une subvention à 4 000 \$ à la subvention de base pour un niveau de dépenses gouvernementales « élevé » ($G = 7\,200$ \$) et faible ($G = 4\,000$ \$). Dans chaque graphique, la courbe à traits pointillés représente le scénario à dépenses élevées tandis que la courbe continue, les dépenses faibles. Le premier graphique présente le sentier de réponse de la production et du taux de taxation. Le second montre le sentier de réponse de la production et du coefficient de Gini. Dans chaque graphique, les valeurs sont normalisées à la valeur initiale, de manière à offrir des comparables.

Le graphique 2.7 illustre bien le résultat théorique auquel nous sommes arrivés. Nous pouvons remarquer que dans le cas où les dépenses gouvernementales sont faibles, la production augmente de même que le taux de taxation. Puisque dans ce cas la principale dépense gouvernementale constitue l'éducation, il est normal de voir le taux de taxation augmenter. Inversement, dans le cas où les dépenses gouvernementales sont élevées, le taux de taxation diminue d'abord avec la subvention aux frais de scolarité puis se met à augmenter. C'est parce que l'apport marginal aux revenus du gouvernement est initialement plus important que l'apport marginal aux dépenses. Il y a donc, une amélioration de Pareto jusqu'à ce que le taux de taxation devienne supérieur. Après, l'apport aux revenus est moins élevé que l'apport aux dépenses. En conséquence, le taux de taxation devient plus élevé.

Le graphique 2.8 illustre une réduction des inégalités dans les deux cas également. C'est en partie l'effet de la subvention à l'éducation. Le sentier de réponse des deux courbes selon le niveau de dépenses gouvernementales est révélateur. Dans le cas des dépenses faibles, la relation est quasiment linéaire. Dans le cas des dépenses élevées, elles ne l'est plus. Ce phénomène s'explique par la progressivité de l'impôt. étant donné que la taxe est plus élevée en cas de dépenses élevées, la taxe progressive a déjà un effet certain sur la réduction des inégalités. En conséquence, l'effet marginal de l'éducation est moindre dans ce cas, même s'il demeure. Quant à la variation de la production, nous remarquons qu'elle est plus importante dans le cas des dépenses élevées. Cela s'explique également par l'accès accru à des revenus plus élevés.

Nous observons également une augmentation du coefficient de Gini au départ. Ce dernier, pour une faible augmentation des frais de scolarité, passe légèrement au-dessus de sa valeur initiale. Deux effets caractérisent l'ampleur du coefficient de Gini : les variations de population et les variations de revenus. Si l'effet attribuable aux variations de revenus est plus élevé que la variation de la cohorte, il y aura alors augmentation du coefficient de Gini. Ceci expliquerait une telle augmentation du coefficient lorsque la variation de la subvention est faible : elle ne constitue qu'un apport de revenus supplémentaire à ceux qui vont déjà à l'école.

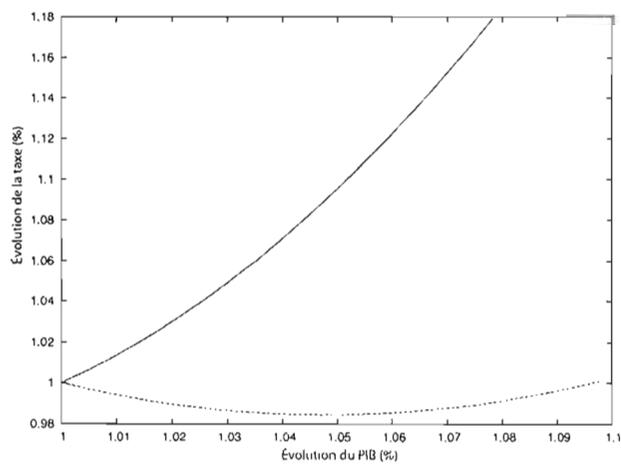
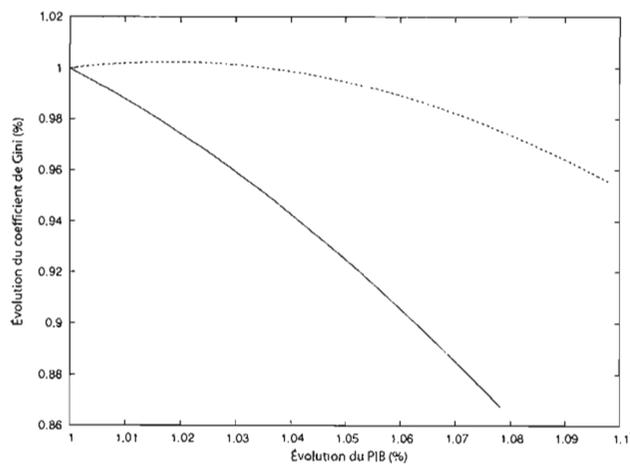
FIG. 2.7: Évolution du point (PIB, τ) en fonction de la subvention à l'éducation

FIG. 2.8: Évolution du point (PIB, Gini) en fonction de la subvention à l'éducation



Paramètre de population	Valeur ($s = 4\,000$ \$)	Valeur ($s = 24\,000$ \$)	Différence (%)
PIB	$1.6569e + 05$	$1.8011e + 05$	$1.4412e + 04$ (8.70)
τ	0.0518	0.0551	0.0033 (6.36)
Gini _t	0.2248	0.2016	-0.0232 (-10.31)
Gini _{gen}	0.1506	0.1244	-0.0261 (-17.35)
α^1	0.8586	0.9180	0.0595 (6.93)
α^2	0.1834	0.2453	0.0618 (33.71)
e^e	0.0627	0.0833	0.0205 (32.74)
e^c	0.0058	0.0033	-0.0025 (-42.46)
e^f	0.0184	0.0106	-0.0078 (-42.46)
e^m	0.0242	0.0139	-0.0103 (-42.46)
a^c	0.0058	0.0033	-0.0025 (-42.45)
a^f	0.0184	0.0106	-0.0078 (-42.45)
a^{ms}	0.0152	0.0187	0.0035 (22.97)
a^{mns}	0.0242	0.0139	-0.0103 (-42.45)
a^h	0.0475	0.0646	0.0170 (35.86)

2.3.3 Taxation proportionnelle

La précédente simulation a permis de mettre en lumière différents effets de l'éducation. La progressivité du système de taxation peut toutefois amplifier des effets ou en atténuer d'autres. Par exemple, la taxation progressive tend à amplifier l'apport marginal aux revenus du gouvernement par rapport aux dépenses. Inversement, la taxation progressive réduit davantage l'attrait de revenus élevés lorsque sur le marché du travail. Son effet n'est donc pas nécessairement évident. Si le résultat théorique décrivant les améliorations de Pareto tient également en cas de taxation linéaire, il ne spécifie pas dans quelles valeurs. Nous avons donc repris la simulation avec tous les « lambdas » égaux à un. Nous présentons les résultats dans un format similaire à celui de la section précédente, résumant les principaux résultats au tableau 2.4.

D'abord on peut remarquer que la production est plus élevée dans le cas d'une taxation proportionnelle. Cela est cohérent avec le fait que les revenus futurs de l'éducation sont plus attractifs. Par contre, le taux de taxation est généralement plus élevé, mais il est moins pour les gens à revenus élevés, comparé à la taxation progressive. En effet, le taux de taxe moyen pour une personne à revenus élevés dans le cas d'une taxe progressive

est à 33% (0.24×1.4) alors qu'il est à 30 % dans le cas d'une taxation proportionnelle. Le reste des paramètres s'expliquent essentiellement par le plus grand attrait de l'éducation dans un tel scénario.

Quant aux variations, nous notons que l'impact de l'éducation sur la réduction des inégalités est plus importante en cas de taxation linéaire à l'intérieur d'une période. Cela est conforme avec notre analyse précédente quant à la taxe progressive. Pour le reste, les variations sont différentes en modules, mais non de sens. C'est le cas de toutes les variables d'intérêt à l'exception de la taxation. Nous avons donc un indicateur supplémentaire que l'éducation est bel et bien source de réduction des inégalités à la fois sur le plan synchronique que diachronique.

CHAPITRE III

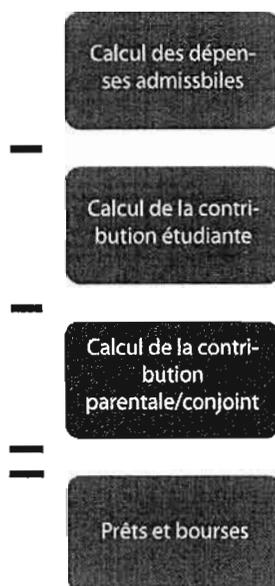
BOURSE ET DIPLÔMATION : UNE ANALYSE EMPIRIQUE.

Le présent chapitre reprend l'approche économétrique avancée par Dynarsky (2005), mais en l'appliquant à la province de Québec. Pour ce faire, nous utilisons les données de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) de Statistique Canada et exploitons une variation de politique publique qui s'est produite au Québec en 2001.

À cette époque, le gouvernement du Québec a modifié la manière dont il calculait le montant des prêts et bourses donnés aux étudiants québécois. Nous utilisons donc une stratégie de différence en différences sur les provinces basée sur cette variation pour trouver l'impact causal des bourses sur l'obtention du diplôme universitaire. Plus spécifiquement, nous utilisons une régression de probabilité linéaire avec effets fixes aléatoires où le montant des bourses est instrumenté par la différence en différences pour estimer cet impact causal.

Cela constitue une innovation par rapport à la précédente littérature sur deux plans. D'une part, les études canadiennes sur la question n'ont pas de stratégie d'identification convaincante. Une stratégie d'identification convenable permet de déduire un effet causal des estimations empiriques. D'autre part, la plupart des études américaines sur la question ne font pas de différences en différence sur des données de panel, perdant en conséquence d'importantes informations sur les caractéristiques individuelles inobservables directement.

FIG. 3.1: Illustration générique du calcul des prêts et bourse



3.1 Approche économétrique

3.1.1 Le fonctionnement de base de l'aide financière au Canada

L'éducation est de compétence provinciale au Canada et, bien que divers organismes fédéraux interviennent dans le financement des programmes, les régimes d'aide financière aux études relèvent des provinces. Néanmoins, la structure de l'aide financière donnée aux étudiants repose essentiellement sur la même structure de calcul et c'est ce que nous nous attardons à décrire ici. Pour fin d'illustration, la figure (3.1) dépeint la manière dont fonctionne ces programmes.

En premier lieu, le gouvernement évalue les besoins financiers de l'étudiant. Il calcule les dépenses dites admissibles pour de l'aide financière en fonction du niveau d'étude de l'étudiant, de son établissement, des coûts inhérents à son programme d'étude et de son lieu de résidence. Le montant établi constitue la somme des dépenses admises.

L'étudiant est le premier responsable du financement de ses études. En conséquence, les montants qu'il fournit sont à titre supplétif. Il cherchera donc à retrancher des dépenses admissibles la contribution qu'il estime responsable des étudiants. Pour ce faire, il retranchera des dépenses admissibles une certaine partie du salaire annuel, de ses revenus et de ses différents avoirs selon une mécanique de calcul établie.

Du montant restant, le gouvernement retranchera également la contribution attendue des parents s'il est toujours considéré comme dépendant de ses parents ou de son conjoint s'il est considéré en couple avec quelqu'un d'autre. Le montant restant de ces deux soustractions sera l'aide fournie par le gouvernement à titre de prêts et bourses.

La portion de prêts est établie en fonction d'un certain plafond de prêts et la partie restante est alors donnée en bourse. La bourse est toutefois donnée en prêt initialement et déduite du montant total à la fin de l'année.

3.1.2 Les changements au Québec.

En 2001, le gouvernement du Québec a décidé de modifier la mécanique de calcul de la contribution étudiante et la contribution parentale. Il a décidé de baisser chaque montant entrant dans la mécanique de calcul d'environ 10 points de pourcentage. Puisque ces montants sont soustraits des dépenses admissibles, il en résulte que cette diminution donne davantage d'aide aux étudiants. Comme le montant maximal de prêts n'a pas été modifié, il en résulte que le montant d'argent supplémentaire est essentiellement donné sous forme de bourses.

Le tableau 3.1 rapporte la différence dans la mécanique de calcul pour un étudiant aillant gagné 4 000\$ pendant son année. Avant 2001, le gouvernement estimait que les étudiants devaient payer au minimum 1 280\$ et ce, peu importe le montant qu'ils avaient gagné. Ils calculaient ensuite 60% des revenus gagnés à titre de contribution supplémentaire de la part de l'étudiant, soit 2 400\$ ($60\% \times 4\,000\$ = 2\,400\$$). Il en résultait alors une contribution totale de 3 680\$ ($1\,280\$ + 2\,400\$$) pour l'étudiant.

TAB. 3.1: Changement dans le calcul de contribution étudiante

	Avant le changement de politique	Après le changement de politique
Contribution minimale de l'étudiant	1 280\$	1 280\$
Montant utilisé pour la contribution marginale	4 000\$	2 720\$ (4 000\$ - 1 280\$)
Contribution marginale	2 400\$ (60% de la ligne précédente)	1 360\$ (50% de la ligne précédente)
Contribution totale	3 680\$	2 640\$
Différence nette		1 040\$

Source : Gazette officielle, c. A-I-13.3, r.1, D.928-2001, a. et calculs.

Après 2001, le gouvernement continue d'appliquer un montant de base à titre de contribution étudiante, mais ce dernier est maintenant soustrait du montant qu'il doit contribuer à même ses revenus gagnés pendant l'année. De plus, le pourcentage des revenus utilisés est maintenant de 50%. Ainsi, l'étudiant doit contribuer à raison de 2 640\$ ($1\,280\$ + 50\% \times (4\,000\$ - 1\,280\$)$), un gain net de 1 040\$ pour l'étudiant.

La contribution parentale est également modifiée de manière similaire. La contribution parentale est basée de manière progressive sur le revenus des/du parent(s). Cette contribution totale est alors divisée par le nombre total d'enfants aux études. Nous reportons au tableau 3.2 l'ensemble des modifications effectuées à la mécanique de calcul.

Supposons que l'étudiant que nous avons décrit précédemment est le seul aux études et que ses parents gagnent conjointement 40 000\$. Avant 2001, la contribution attendue des parents est alors de 7 360\$. Après 2001, la contribution attendue des parents est de 6080\$. Il s'en suit que l'étudiant voit un gain de 1 280\$ dans le montant d'aide qu'il reçoit.

3.1.3 La Colombie Britannique comme groupe contrôle

La différence en différence repose sur l'hypothèse que le groupe traité (les étudiants sur les prêts et bourses de la province de Québec) se comporterait de manière similaire a

TAB. 3.2: Changement dans le calcul de contribution parentale

Salaire brut des parents	Avant le changement de politique	Après le changement de politique
[0\$ à 8 000\$]	0% des revenus.	0% des revenus.
]8 000\$ à 44 000\$]	0% des premiers 8 000\$ et 23% du reste.	0% des premiers 8 000\$ et 19% du reste.
]44 000\$ à 54 000\$]	8 280\$ des premiers 44 000\$ et 33% du reste.	6 840\$ des premiers 44 000\$ et 29% du reste.
]54 000\$ à 64 000\$]	11 580\$ des premiers 44 000\$ et 53% du reste.	9 740\$ des premiers 54 000\$ et 39% du reste.
]64 000\$ et plus	15 880\$ des premiers 64 000\$ et 53% du reste.	13 640\$ des premiers 64 000\$ et 49% du reste.
Contribution des parents (revenus de 40 000\$)	7 360\$	6 080\$
Différence nette		1280\$

Source : Gazette officielle, c. A-I-13.3, r.1, D.928-2001, a. et calculs.

un « groupe contrôle » dans des conditions semblables. C'est à ce titre que la Colombie-Britannique est intéressante pour ce travail. D'une part, sur pratiquement toute la période d'étude, les frais de scolarité sont demeurés constants, comme au Québec (voir l'annexe du chapitre trois). De plus, elle a l'avantage d'avoir suffisamment d'individus pour dégager une puissance statistique. Finalement, l'éloignement géographique des deux provinces réduit pratiquement au néant les possibles effets de bords du groupe traité sur le groupe contrôle.

Le principal groupe de contrôle alternatif, l'Ontario, a été rejeté puisque pendant la période, le gouvernement a éliminé la sixième année du secondaire, introduisant une double cohorte à l'université (OECT 2002). Puisque ce changement ne s'est pas produit au Québec, il ne serait pas capté par notre estimation de différence en différences et biaiserait donc, probablement à la baisse, l'impact du changement de la politique.

La Colombie-Britannique possède un régime similaire en structure à celui du Québec. Sur le plan qualitatif, une importante différence demeure, soit le fait qu'il est nécessaire de faire deux applications pour avoir le montant maximal d'aide. En effet, le Programme canadien de prêt étudiant n'est pas intégré au régime provincial, ni le contraire. En

TAB. 3.3: Aide-financière (\$) accordée par l'état, 2003-2004, par province

Province	Prêt maximal	Bourse maximale	Aide maximale
Colombie-Britannique	9 350	3 740	9 350
Québec (universités)	2 460	14 853	17 293

Données pour une personne à temps plein, célibataire et sans personne à charge.

Source : Virstraete (2007)

conséquence, un étudiant doit faire deux applications pour bénéficier de l'aide maximale disponible. De plus, sur le plan quantitatif, la proportion de prêts et de bourses versées change substantiellement des proportions du régime québécois. Nous reportons au tableau (3.3) le tableau compilé par Virstraete (2007) faisant état de ces différences en 2003-2004 (cycle 3). Ces différences de niveau, nous le verrons, sont cependant captées par notre stratégie d'estimation.

3.1.4 L'Enquête sur les jeunes en transition (EJET) : un aperçu

L'EJET est une enquête longitudinale de Statistique Canada qui se concentre sur les grandes transitions des jeunes adultes au Canada. Elle est décomposée en deux cohortes, soit les cohortes « A » et « B ». La cohorte B suit 23 000 étudiants terminant le secondaire et observe leurs choix en matière d'études postsecondaires. Ultérieurement, elle s'intéresse à leurs choix sur le marché du travail. L'enquête est biennale et débute en 1998, alors que les jeunes sont âgés de 18 à 20 ans.

Jusqu'à maintenant, quatre « cycles » sont disponibles, soit les cycles un, deux, trois et quatre. Chaque cycle correspond à un sondage effectué sur les mêmes étudiants à intervalles réguliers. Ainsi, le cycle 1 interroge les étudiants en décembre 1999, le cycle 2 en décembre 2001 et ainsi de suite jusqu'en décembre 2005 pour le cycle quatre.

L'enquête recueille énormément d'information à chaque cycle, notamment les programmes suivis par les étudiants inscrits dans une institution postsecondaire (niveau, programme, nombre de mois inscrits, etc.) et des informations sur les revenus des étudiants, notamment les prêts et les bourses obtenues. Les livres de codes des variables permettent

de voir l'aperçu général de l'enquête.

Le principal avantage d'une étude longitudinale est de pouvoir suivre les mêmes individus ou provinces dans le temps et donc, de pouvoir identifier des effets fixes à chaque individu et/ou à chaque province. De tels effets fixes permettent d'éviter des biais de variables omises sur des caractéristiques individuelles qui sont difficilement observables.

Cependant, le principal désavantage de cette étude est l'espacement du suivi. Puisque les sondages sont faits de manière biennale, les étudiants ont terminé leur baccalauréat en deux cycles. En conséquence, pour les autres cycles, les informations qui relèvent des études de baccalauréat, notamment le montant des prêts et bourses obtenus, sont indisponibles.

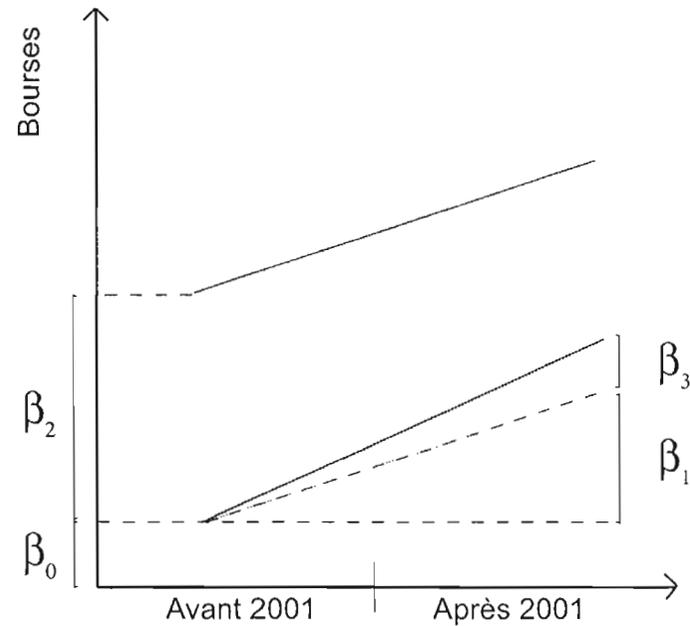
Ce manque d'observations sur certaines caractéristiques individuelles qui varient dans le temps ne permet pas de faire une estimation convaincante de régressions à effets fixes estimés par les données. Il nous faut donc employer des effets fixes aléatoires au niveau des individus, de même que des effets fixes par provinces.

3.1.5 Régression de premier niveau : Une différence en différences

Les programmes de prêts et bourses sont passablement identiques en terme de structure, mais changent passablement en terme de niveau et de nature d'aide d'une province à l'autre. De plus, les systèmes d'éducation sont également différents d'une province à l'autre. Notamment, l'école secondaire au Québec n'est d'une durée de cinq années alors qu'elle est de six ans dans la majorité des autres provinces. De plus, les autres provinces ont des programmes de baccalauréat d'une durée de quatre ans alors que les mêmes programmes durent trois ans au Québec. Les deux années de différence sont bien sûr dans le passage obligé des étudiants Québécois dans les CÉGÉPS. Il existe évidemment des collèges dans les autres provinces également, mais il n'est pas obligatoire de passer par là pour se rendre à l'université.

La différence entre la probabilité d'obtenir un diplôme dans au Québec et celle dans

FIG. 3.2: Illustration graphique d'une différence en différences



une autre province constitue alors une mauvaise stratégie d'identification de l'impact causal des bourses sur la diplomation. Comme nous venons de l'expliquer, de nombreuses différences systématiques dans les systèmes d'éducation pourraient être à la source de cette différence sans nécessairement être liées avec le montant des bourses.

Dans la même veine, il existe des différences systématiques entre le Québec avant 2001 et celui après 2001. L'exemple le plus notable est l'introduction de nouvelles sommes de la Fondation canadienne d'étude du millénaire visant à augmenter le montant de bourse donnée aux étudiants. Ainsi, comparer la probabilité d'obtenir un diplôme avant 2001 au Québec avec celle d'après 2001 pourrait être faussé par l'introduction de la mesure de la fondation.

La technique d'estimation de différence en différences est justement capable de contre-

carrer ces problèmes de manière efficace. Elle nous permet en effet d'isoler l'effet du changement de la politique publique que nous venons de décrire. Pour accompagner notre explication, nous présentons la figure (3.2) et l'équation de régression (3.1). L'idée fondamentale de cette technique consiste à comparer la différence dans la probabilité d'obtenir un diplôme pré-post 2001 au Québec avec celle d'un groupe contrôle, dans notre cas, pour des considérations qui seront expliquées ultérieurement, la Colombie-Britannique. En d'autres termes, nous comparons la différence du Québec avec la différence de la Colombie-Britannique, d'où le nom « différence en différences ».

$$\begin{aligned} \text{bourses}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{après } 2001_{it} + \beta_2 \text{Québec}_{it} + \beta_3 \text{Québec}_{it} \times \text{après } 2001_{it} \\ & + \alpha_i + x'_{it}Z + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.1)$$

Dans l'équation de régression ci-dessus, la variable « après 2001 » prend une valeur positive proportionnelle au nombre de mois d'études après 2001. Elle prend évidemment la valeur zéro si l'étudiant a terminé avant 2001. La variable « Québec » prend la valeur 1 si l'étudiant était sur les prêts et bourses au Québec et zéro s'il ne remplissait pas ces deux conditions. Finalement, la variable d'interaction ($\text{Québec}_{it} \times \text{après } 2001_{it}$) est simplement le produit des deux.

Le terme $x'_{it}Z$ représente un ensemble d'autres variables et de leurs coefficients. Puisque nous cherchons à estimer le montant des bourses gouvernementales, nous avons pris des variables susceptibles d'intervenir dans la mécanique de calcul. Ainsi, nous avons pris en considération les revenus totaux de l'étudiant, les revenus de son conjoint s'il est reconnu comme tel, les revenus de ses parents s'il est toujours à la charge de ses parents, son lieu de résidence (chez ses parents où à l'appartement), le nombre de ses enfants à charge, son état civil, sa proximité géographique avec une université, le nombre de programmes auquel il a participé par période et finalement son niveau d'étude.

Quant au terme α_i , il représente une composante du terme d'erreur aléatoire fixe tiré d'une distribution normale. Si la population est suffisamment large, ce sont les effets « fixes »- qui ne varient pas dans le temps - pour chaque individu i . Le dernier terme est

quant à lui un terme d'erreur, ce qui est impossible à expliquer par notre modèle linéaire.

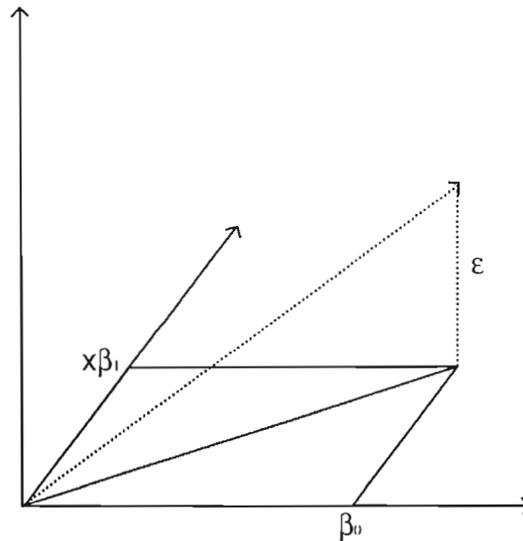
Reprenons les arguments présentés dans les paragraphes précédents. Nous savons que la Fondation canadienne d'étude du millénaire a également introduit son programme en même temps dans les autres provinces du Canada. En conséquence, une comparaison de la différence du Québec pré-post 2001 avec la différence de la Colombie Britannique pré-post 2001 élimine l'effet de la Fondation des bourses du millénaire puisque l'effet similaire dans chaque province est éliminé par la seconde différence. De même, les différences systématiques qui existent dans les systèmes d'éducation sont également éliminées dans les premières différences. Ainsi, ce qu'il reste de cette double différence est l'effet causé par la politique publique.

Dans le graphique (3.2), on remarque que la différence entre le groupe contrôle et le groupe traité élimine les différences systématiques entre les deux. Cela revient à dire que l'on reporte le groupe contrôle au même niveau que le groupe traitement. Pour représenter cette idée intuitivement, nous avons reporté une ligne pointillée parallèle à la ligne du groupe contrôle, mais démarrant au même endroit que le groupe traité, pour illustrer que les différences systématiques sont éliminées. Dans l'équation de régression, c'est le rôle du coefficient β_2 . Une fois les deux groupes calibrés au même niveau, la seconde différence compare l'écart entre les deux droites. C'est le rôle du coefficient β_3 . Intuitivement, ce dernier mesure l'ampleur de l'effet additionnel d'être après 2001 et au Québec, ce qui est exactement la période où il y a eu le changement de politique. En d'autres termes, il représente l'impact qu'a le changement de politique.

3.1.6 La régression de second niveau par variable instrumentale

La régression présentée plus haut ne fait qu'expliquer le montant de bourses en fonction du changement de politique qui est arrivé au Québec. Or, nous ne cherchons pas l'effet causal du montant de bourse (nous savons que c'est le changement de politique) mais plutôt l'impact sur la probabilité qu'un étudiant obtienne son diplôme universitaire.

FIG. 3.3: Illustration graphique d'une variable instrumentale



Une « variable instrumentale » est une variable qui est décomposée en ses parties explicables (ses instruments). L'intérêt de faire une telle chose est d'éviter des possibles problèmes d'endogénéité.

Par exemple, il est facile d'imaginer que le talent est lié à l'obtention d'un diplôme et à l'obtention de bourses. Si nous utilisons le montant des bourses tel quel, il est alors possible que nous soyons uniquement en train de mesurer l'impact du talent sur la diplômation, ce qui biaiserait nos résultats.

Nous allons plutôt décomposer le montant des bourses comme tel que nous l'avons expliqué à la section précédente, c'est-à-dire tel que spécifié à l'équation (3.1). C'est en quelque sorte la valeur prédite de cette équation qui sera utilisé. En conséquence, toutes les autres variables expliquant le montant des bourses sera exclu. Il en découle que puisque le changement de politique publique est entièrement exogène, nous pourrons en déduire que c'est bel et bien l'augmentation de bourses qui cause le résultat obtenu.

Nous avons illustré graphiquement à la figure (3.1.6) la technique de variable instru-

mentale dans le cas où seulement deux instruments sont utilisés. La valeur des bourses est la flèche pointillée qui surplombe la surface grise. Ce montant dépend toutefois d'une composante qui n'est pas explicable par les instruments (la ligne verticale pointillée ϵ). Il nous faut donc utiliser seulement la projection du montant de bourses engendré par les instruments (la diagonale dans l'espace gris). Dans notre cas, cela revient à dire que nous utilisons la partie des bourses dont nous sommes sûrs qui vient du changement de politique. Nous utilisons cependant davantage d'instruments. Bien que l'intuition demeure la même, c'est impossible à illustrer graphiquement.

La régression présentée est la suivante :

$$P(\text{diplôme}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \underbrace{\text{bourses}_{it}}_{VI} + \omega_i + w'_{it}W + \epsilon_{it} \quad (3.2)$$

Comme l'indique l'équation ci-dessus, nous allons utiliser notre régression présentée précédemment comme instrument pour prévoir le montant de bourse à chaque cycle et ainsi mesurer son impact sur la diplomation.

Puisque l'argument présenté pour faire une régression à effets aléatoires dans le cas de la régression de premier niveau tient toujours, nous allons également utiliser cette technique pour le régression de second niveau. En conséquence, le terme ω_i dans l'équation précédente représente toujours une composante fixe à chaque individus, mais tirée d'une distribution normale aléatoire. De plus, le terme $w'_{it}W$ représente un groupe de variables de contrôle tirées essentiellement de mesures des préoccupations des étudiants. Plus précisément, les variables cherchent à mesurer les préoccupations des étudiants à chaque cycle à l'égard de leurs finances, de leurs notes, de leurs intérêts envers leur programme d'étude, de leur proximité de la maison, du temps nécessaire pour accomplir leur programme et de leur engouement à se trouver sur le marché du travail. De plus, nous avons ajouté une mesure de la motivation aux études, soit le niveau d'étude que l'étudiant désire obtenir. Finalement, nous avons également ajouté d'autres variables de contrôles liées davantage aux revenus de l'étudiant telles que le montant des frais de scolarité, le revenu de l'étudiant et la dette cumulée pour vérifier la robustesse de notre instrument

à d'autres composantes financières.

3.1.7 Création de nouvelles variables

Certaines variables n'étaient pas directement disponibles dans l'EJET. La présente section a pour but de détailler les variables que nous avons dérivées à partir des données de l'enquête ou d'autres données.

Les frais de scolarité ont considérablement varié d'une province à l'autre pendant l'enquête. Ces données ne sont pas directement disponibles à partir de l'EJET, mais à partir de l'enquête 3123 de Statistique Canada. Nous avons donc recoupé les informations de cette enquête avec celles disponibles dans les fichiers de programmes de l'EJET pour imputer des frais de scolarité à chaque observation. Les tableaux (B.1) en annexe résume les correspondances employées.

Les revenus des parents ne sont pas directement accessibles dans l'enquête. C'est pourtant une composante directe de la formule de calcul d'aide financière aux études pour le calcul de la contribution parentale. De plus, le calcul de la contribution parentale n'est calculé que si l'étudiant n'est pas marié ou conjoint de fait. À titre d'indicateur du montant de contribution parentale, nous avons employé le montant que les parents transfèrent à leurs enfants pour les aider à leurs études (LNQ01¹) si les étudiants ne sont pas conjoints de faits ou mariés (MARSTADN).

3.2 Statistiques descriptives

Nous présentons dans cette section les principales statistiques qui permettent de décrire notre échantillon. Ce sont pour l'essentiel des analyses de fréquence et des moyennes.

¹Nous employons « N » pour désigner de manière générique le nombre 1, 2, 3 ou 4 pour faire référence au cycle associé. C'est une notation pratique puisque les variables ne changent pas de nom d'un cycle à l'autre, du moins dans le cas des cycles deux, trois et quatre, sauf pour la valeur de « N ». Ainsi, L2Q01 fait référence aux transferts parentaux au cycle 2. Dans le cas du cycle 1, il faut se reporter au cahier de code pour trouver la variable équivalente.

Ces dernières permettent de décrire quantitativement l'échantillon que nous utilisons pour nos régressions, c'est-à-dire les étudiants bénéficiaires du programme d'aide financière de leur province ou du gouvernement fédéral.

Le tableau (3.4) réfère au montant moyen de bourses par étudiant, selon le cycle d'étude. Nous pouvons remarquer que le montant de bourses est relativement stable en Colombie-Britannique alors qu'il augmente de manière importante au Québec. Cela nous permet de faire une illustration supplémentaire de la différence en différence. Prenons les montants moyens de chaque province au cycle deux et au cycle quatre. Ils sont reportés au tableau (3.5). La croissance du montant des bourses dans chaque province est respectivement de 2 048.22 \$ et de 116.76 \$. La stratégie d'identification de la différence en différence suppose que le groupe traitement (le Québec) aurait aussi crû du même montant que le groupe contrôle (la Colombie-Britannique), soit 116.76 \$. En conséquence, la différence entre les deux différences de croissance (la « différence dans la différence »), le montant de 1931.46 \$, est causée par le changement identifié de politique publique.

Si nous replaçons ces chiffres dans notre équation de régression sur le montant de bourses, nous aurions alors les coefficients suivants : $\beta_0 = 1\,138.24$ \$, $\beta_1 = -678.28$ \$, $\beta_2 = 116.76$ \$, $\beta_3 = 1931.46$ \$. Selon que les variables « Québec », « après 2001 » et « Québec \times après 2001 » s'appliquent, la combinaison de montants précédents permettra d'expliquer parfaitement le montant moyen des bourses versées.

Dans les faits, les coefficients que nous trouverons ne seront pas exactement les mêmes que ceux du tableau précédent tout simplement parce que la variable « après 2001 » n'est pas basée uniquement sur le cycle deux et le cycle 4 comme nous l'avons décrit dans la section précédente. Cependant, l'intuition de l'exemple précédent demeure parfaitement valide.

Nous avons également reporté la distribution de fréquence des bourses par montant et par cycle afin d'illustrer la différence de composition par cycle et par province. Ces distributions sont reportées aux figures (3.4) et (3.5). Deux constats se dégagent de ces graphiques. Très peu de gens ont beaucoup de bourses au cycle 1, reflétant généralement

TAB. 3.4: Montant moyen de bourses (\$) par province et cycle

Province	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4
Colombie-Britannique	1 131.44	1 138.24	902.44	1 255.00
Québec	61.48	459.96	807.43	2 508.22

Source : EJET

TAB. 3.5: Illustration de la différence en différences sur le montant des bourses

Province	Cycle 2	Cycle 4	Différence temporelle (C.4 -C.2)
Colombie-Britannique	1 138.24 \$	1 255.00 \$	116.76 \$
Québec	459.96 \$	2 508.22 \$	2 048.22 \$
	Différence dans la différence :		1 931.46 \$

Source : EJET et calculs de l'auteur.

qu'ils sont dans des programmes professionnels de niveau secondaire. Deuxièmement, la distribution des fréquences est beaucoup plus élevée dans les montants élevés au Québec qu'en Colombie-Britannique, ce qui montre que les montants de bourses accordés aux étudiants Québécois sont plus élevés qu'en Colombie-Britannique.

Si nous nous référons au tableau (3.6), nous avons reporté le nombre cumulé de diplômés du baccalauréat ou de grades professionnels par province et par cycle. Nous pouvons remarquer que c'est croissant avec les cycles, reflétant le cours normal des études. Nous pouvons noter également que ce ne sont pas tous les étudiants sur les programmes d'aide financière qui obtiennent un diplôme de baccalauréat (ou équivalent) puisque le cumul de diplômés est inférieur au total d'étudiants sur les régimes d'aide financière.

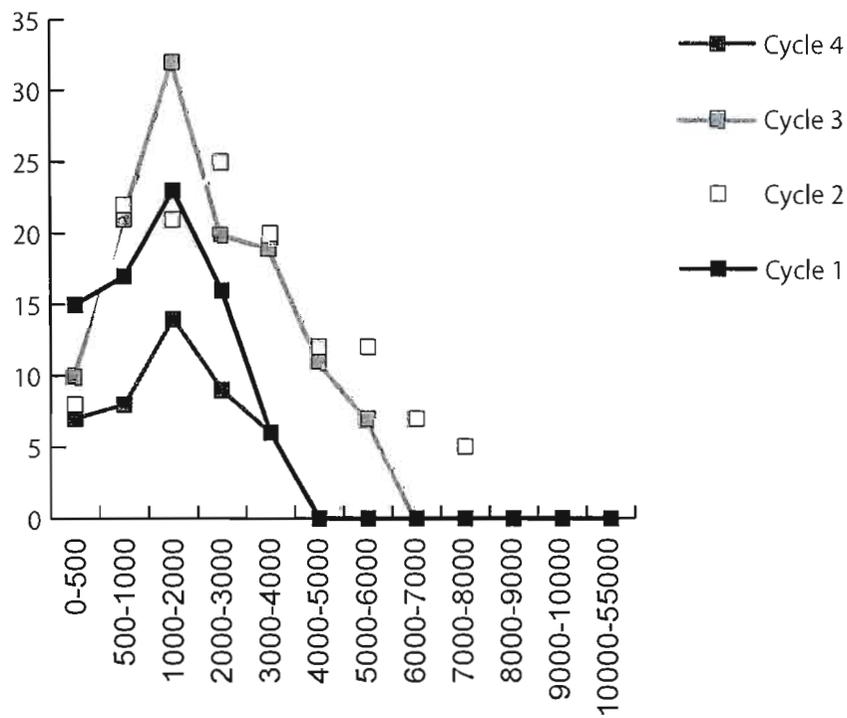
Nous présentons également en annexe quelques les variables de contrôles qui sont employées dans l'une ou l'autre des régressions. Les tableaux (B.2) à (B.7) réfèrent respectivement aux fréquences d'étudiants par nombre de programmes, la valeur moyenne

TAB. 3.6: Fréquences cumulée de diplômés par province et cycle

Province	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4
Colombie-Britannique	nd	36	183	343
Québec	nd	42	361	841

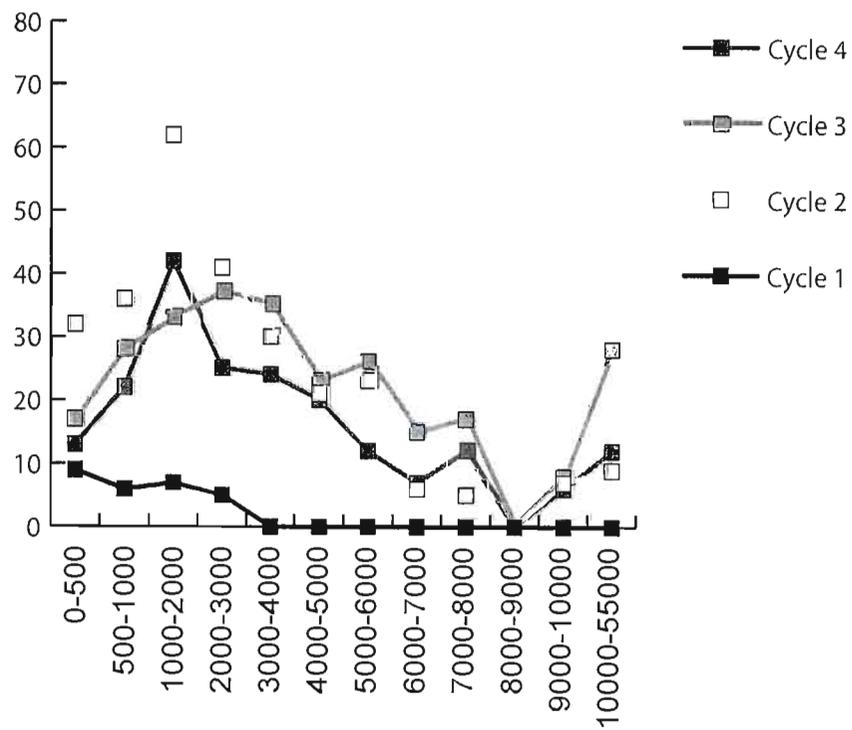
Source : EJET

FIG. 3.4: Distribution des bourses par cycle, Colombie-Britannique



Source : EJET

FIG. 3.5: Distribution des bourses par cycle, Québec



Source : EJET

de certains indicateurs financiers influant l'octroi de prêts et de bourses, la fréquence du lieu de résidence principal par cycle et province, les variables de préoccupations académiques et financières par cycle et province, les ambitions académiques et des variables démographiques.

Le tableau (B.5) fait référence aux variables de contrôle qui sont employées dans la régression tentant d'expliquer la probabilité de diplomation par le niveau instrumenté de bourses. Ce sont essentiellement des variables de préoccupations par rapport aux études. Plus précisément, le questionnaire demande « s'il y a quelque chose qui vous empêcherait de poursuivre vos études aussi loin que vous le voudriez ?² » et annonce ensuite l'élément de préoccupation.

Le premier élément fait référence aux préoccupations financières des étudiants. On peut remarquer que toutes proportions gardées, le nombre d'étudiants aillant des préoccupations financières est plus élevé au Québec qu'en Colombie-Britannique et ce pour tous les cycles. Dans les deux cas, on remarque toutefois une légère baisse au niveau du cycle quatre.

Les autres éléments font référence respectivement aux notes, à l'intérêt pour le programme suivi, à la proximité du domicile familial et à la difficulté de trouver un travail par la suite. Nous avons introduit ces variables puisque les préoccupations par rapport à un enjeu, notamment les préoccupations financières, sont peut-être davantage importantes pour expliquer la probabilité de diplômer que l'enjeu en tant que tel.

3.3 Résultats

3.3.1 Régression de premier niveau

Le tableau (3.7) à la page 81 nous donne les résultats de diverses valeurs de l'équation (3.1), selon le vecteur de variables et de leurs coefficients $x'_{it}Z$. La première colonne est la régression pure et simple du montant des bourses sur les variables de différences en

²Voir la référence sur le cahier des codes, pour plus de détails.

TAB. 3.7: Impact du changement de politique sur le montant de bourse

	I	II
	LQ06A	LQ06A
Traitement	-1341.07 (322.34)***	-1152.381 (527.59)**
Après 2001	11.75 (49.40)	-22.00 (148.11)
Traitement x après 2001	264.33 (53.93)**	308.14 (150.95)**
Frais		-0.3730 (0.049)
Revenu Parent		-0.5168 (0.0541)
Ailleurs		485.72 (176.95)**
Revenu Total		-0.0048 (0.0098)
Constante	1459.15 (299.16)***	1214.27 (519.54)**
Observations	3663	2540
Groupes	3223	2233
R^2	0.0768	0.0814
$P(\beta_i = 0 \ \forall i)$	0	0

Source : EJET. Données non-pondérées. Erreurs standards entre parenthèses.

* Significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

différences. Nous constatons que d'après cette régression, un étudiant au Québec sur les prêts et bourse reçoit en moyenne un montant supplémentaire de bourses de 264.43\$ par mois d'exposition au programme, soit 2115\$ pour huit mois d'étude, ce qui représente environ deux sessions à temps plein.

La colonne suivante (II) présente la même régression à laquelle nous avons ajouté d'autres variables susceptibles d'expliquer le montant octroyé en bourses aux étudiants. On remarque que la seule variable significative modifiant substantiellement le montant des bourses est le fait de rester ailleurs qu'en résidence secondaire. La variable d'intérêt change quant-à-elle pour passer 308.13\$ par mois en terme de montant supplémentaire octroyé en bourses. Pour un étudiant universitaire normal à temps plein, cela représente un gain moyen de 2465\$.

Le changement dans la valeur du coefficient démontre que notre stratégie d'identification n'est pas parfaite. En effet, si le changement dans le montant des bourses était uniquement expliqué par le changement identifié en 2001, le coefficient devant $Québec_{it} \times \text{après } 2001_{it}$ ne changerait pas ou peu. Cela signifie qu'il y a peut-être des changements que nous n'avons pas capturés dans le régime ou des modifications notables à la composition de la population étudiante sur les prêts et bourses.

En ce qui a trait aux autres variables, elles ne semblent pas avoir d'impact sur le montant de bourses octroyées. Notamment, on trouve que les autres variables de la différence en différence ne donnent pas de différences significatives en termes de bourses offertes aux étudiants sur les régimes d'aide financière des deux provinces, ni le fait d'être avant ou après 2001. Par ailleurs, on remarque que le nombre d'enfants à charge de l'étudiant augmente de manière non-significative le montant de bourses octroyées. Nous croyons que c'est en partie à cause du faible nombre d'observations d'étudiants aillant des enfants dans la base de donnée.

Nous pouvons remarquer également que pour chaque régression, le nombre de groupes, c'est-à-dire le nombre de personnes que nous utilisons dans l'échantillon, est relativement élevé par rapport au nombre total d'observations. Cela signifie qu'il y a relativement peu d'observations par personnes, soit respectivement une moyenne de 1.3, 1.1, 1.1 et 1.1 observations par personnes dans l'échantillon pour les régressions précédentes, ce qui est relativement faible.

Ce résultat est la conséquence de l'espacement des cycles d'observations. Puisque la majorité des gens complètent leurs études en trois ou quatre années, ils ne se retrouvent aux études qu'au plus dans deux cycles pendant leur baccalauréat. Conjugué à l'attrition de l'échantillon, cela réduit sensiblement le nombre d'observations par personnes. Cette analyse justifie le type de régression que nous avons employée (effets aléatoires). Puisque cette technique d'estimation n'autorise pas les poids d'estimation, il en découle également que les résultats que nous présentons ne sont pas pondérés pour l'ensemble de la population canadienne.

3.3.2 Régression de second niveau

Nous présentons au tableau (3.8) les résultats principaux de ce chapitre, soit la régression des bourses (instrumentées) expliquant la probabilité d'obtenir un diplôme. Pour fin d'instruments expliquant les bourses, nous avons retenu la seconde colonne du tableau (3.7).

La première colonne présente la régression avec uniquement le montant des bourses. Le coefficient est significatif à 99%. L'interprétation est qu'une augmentation de 1000 \$ de bourses augmente la probabilité de diplômé de 1.8%. La constante nous fait remarquer le principal défaut des modèles de probabilité linéaires, c'est-à-dire que les probabilités demeurent négatives avec la spécification actuelle.

La seconde colonne présente la même régression à laquelle nous avons ajouté des variables de contrôles. La variable d'intérêt a un seuil de significativité de 10%. L'interprétation demeure la même, avec le coefficient qui passe à 0.00021. En d'autres termes, une augmentation de 1000 \$ de bourses augmente la probabilité de 2.1% d'obtenir un diplôme.

Les autres variables, telles que décrites dans les statistiques descriptives, sont là pour valider si elles ont un impact sur la probabilité de diplômé. Elles sont toutes non significatives, ce qui signifie qu'on ne peut rien conclure à partir de la spécification économétrique actuelle. Fait intéressant, les variables de perceptions ne semblent pas avoir d'effet. À ce sujet, il y a deux possibilités. D'une part, il est possible que ces variables n'aient véritablement pas d'impact. D'autre part, il est possible que ce qu'il y a très peu de variations dans ces variables. À cette fin, les statistiques descriptives au tableau (B.5) militent en cette faveur, à tout le moins pour les préoccupations dues aux notes, à l'intérêt pour le programme suivi, la proximité, le temps et le travail.

La troisième colonne présente des variables de contrôle additionnelles, notamment un effet fixe par province. Les variables ajoutées n'ont toutefois pas plus d'impact, mais font passer le coefficient à 0.00024. Nous pouvons remarquer que ces autres variables n'ont

pas d'impact significatif sur la probabilité d'obtenir un diplôme.

Si nous portons notre attention sur le nombre d'observations, nous pouvons remarquer que l'ajout de variables fait chuter ces dernières de manière importante. Cela est dû au fait que de nombreuses variables ne sont pas reportées pour toutes les observations, notamment les variables de préoccupations. Ceci a pour conséquence de faire chuter la puissance de tous les coefficients. En conséquence, il est fort possible qu'avec davantage d'observations, certaines variables des spécifications II et III soient significatives.

Nous pouvons constater à nouveau le rapport des groupes aux observations également. Ce dernier est respectivement de 1.25, 1.06 et 1.07. En d'autres termes, cela revient à dire que nous avons environ qu'une personne par observation, ce qui justifie le choix de notre spécification économétrique. La conséquence du plus petit nombre d'observations est également apparente lorsqu'on regarde la dernière ligne du tableau (3.8). Cette ligne rapporte la probabilité que tous les coefficients soient nuls en même temps. Au premier et à la seconde spécification, le niveau de probabilité est tout à fait acceptable. Cependant, à la troisième spécification, la probabilité grimpe à 23%, ce qui est relativement élevé. Nous croyons que c'est également une conséquence du faible nombre d'observations dans cette spécification et du fait que certaines variables n'ont véritablement aucun effet sur la variable dépendante.

Nous avons reporté à la fin de chaque colonne la valeur du test de Hausman et du test d'endogénéité des instruments. Le premier test vérifie s'il est justifié d'utiliser une variable instrumentale et le second mesure l'exogénéité des instruments choisis. Nous pouvons remarquer que dans la première spécification économétrique, les deux tests porte à garder la stratégie de variable instrumentales. Dans les autres spécifications, cependant, c'est le contraire. Les tests montrent que l'estimation en variable instrumentale est une stratégie d'estimation équivalente à une simple régression.

Deux possibilités nous viennent en tête pour expliquer ceci. D'une part, il est possible que les variables omises déterminant le niveau des bourses se comporte réellement de manière indépendante des variables utilisées. Par exemple, il peu probable que le talent

TAB. 3.8: Impact du changement de politique sur la probabilité d'obtenir un diplôme

	I	II	III
	P(diplôme = 1)	P(diplôme = 1)	P(diplôme = 1)
LQ06A (IV)	0.00018 (0.000016)***	0.00021 (0.00011)*	0.00024 (0.00015)*
Dette cumulative			-2.01e-6 (1.30e-6)
Revenu total		5.04e-6 (4.5e-6)	3.38e-6 5.44e-6
Frais de scolarité		2.51e-5 (2.20e-5)	2.41e-5 (2.45e-5)
Nb. de programmes		-0.3730 (0.092)	0.0494 (0.1032)
Ailleurs		-0.0369 (0.1097)	-0.6113 (0.1294)
Préoccup. (finances)		0.0439 (0.1173)	0.0581 (0.1263)
Préoccup. (notes)		0.2399 (0.2863)	0.2854 (0.3250)
Préoccup. (intérêt)		0.0003 (0.2035)	-0.4904 (0.2366)
Préoccup. (proximité)		0.3637 (0.5228)	0.4290 (0.5943)
Préoccup. (temps)		-0.0514 (0.1968)	-0.0710 (0.2214)
Préoccup. (travail)		0.0464 (0.258113)	0.0767 (0.2849)
Préoccup. (scolarité)		0.00330 (0.041)	-0.0099 (0.0667)
Sexe			0.0000241 (0.0000245)
Province			0.01021 (0.0116)
Constante	-0.636 (0.0245)**	-1.6478 (1.4453)	-2.2354 1.6536
Observations	3448	1090	1086
Groupes	3066	1019	1016
R^2	0.017	0.031	0.039
$P(\beta_i = 0 \forall i)$	0	0.02	0.23
Hausman	0	0.9933	0.9992
Endogénéité	0	0.1323	0.4187

Source : EJET. Données non-pondérées. Erreurs standards entre parenthèses.

* Significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

soit lié avec la province ou le fait d'être avant ou après le changement de politique. Dans ce cas, le montant réel des bourses se comporterait de manière similaire en moyenne à l'estimateur en variable instrumentale. Il est aussi possible que l'univers étudié (étudiants sur les prêts et bourses) soit trop petit pour dégager des différences statistiques significatives entre les deux estimateurs. Cette idée est corroborée par le fait que notre première estimation, aillant beaucoup plus d'observations, rapporte des résultats sans équivoques sur la nécessité d'utiliser une stratégie de variables instrumentales.

3.4 Synthèse

Nous avons utilisé une expérience naturelle qui s'est produite en 2001 au Québec pour évaluer l'impact des bourses sur le taux de diplômation. Utilisant des données de l'EJET provenant d'étudiants sur le régime de prêts étudiant de Colombie-Britannique comme groupe contrôle, nous avons fait une différence en différence pour trouver l'impact de cette politique sur les étudiants Québécois. À l'aide de régressions de probabilités linéaires à effets aléatoires et effets fixes par province, nous avons trouvé qu'une augmentation de 1000\$ des bourses offertes aux étudiants augmente la probabilité de diplômé de 2.1%. Gardant en tête les hypothèses sous-jacentes à une différence en différences, nous pouvons affirmer que cette corrélation est bien un effet causal. Ce résultat semble robuste aux différents groupes de contrôles ajoutés, bien que la plupart de ces dernières ne soient pas significatives.

Nous avons identifiés deux lacunes aux résultats précédents. D'une part, ils sont difficilement généralisables à la totalité de la population étudiante du Canada. Le sous-ensemble employé se restreint aux étudiants sur les régimes d'aide financière aux études, ce qui constitue une population différente de la population étudiante totale. Ensuite, la technique d'estimation employée, la régression de données de panels avec effets aléatoires, ne permet pas d'utiliser des poids qui permettent de généraliser à l'ensemble de la population étudiante canadienne. En conséquence, nos résultats ne demeurent valides que pour les étudiants sur les prêts et bourses du Québec.

D'autre part, le nombre d'observations semble faire défaut dans les spécifications deux et trois de nos principaux résultats. Nous pouvons en déduire une perte généralisée de puissance statistique et nous observons un rejet de la stratégie d'identification à la base de ce chapitre, soit l'utilisation de variables instrumentales.

CONCLUSION

Le chapitre deux visait à répondre aux cinq premières questions avancées en introduction. Pour ce faire, nous avons utilisé un modèle de décision de participation aux études calibré sur les différentes valeurs du Québec. Ce modèle se base essentiellement sur quatre hypothèses. La première est que la dimension financière est prise en considération dans la décision de s'instruire davantage ou non. Plus particulièrement, il prend pour acquis que si le prix des études augmente, la participation financière diminuera. Deuxièmement, l'éducation permet, en moyenne, d'améliorer la situation financière des individus. Troisièmement, les individus ont des talents différents quant à la réalisation de leurs études, ce qui se traduit par un coût d'effort qui varie d'une personne à l'autre. Plus particulièrement, nous considérons que cette distribution de talent est uniformément répartie dans la population. Finalement, nous supposons que les enfants de parents scolarisés ont plus de chances de réussir leurs études que ceux de parents non-scolarisés.

De telles hypothèses ne sont pas limitatives quant à la portée des résultats. La première, la deuxième et la dernière ne sont que le reflet des études empiriques portant sur la question. Quant à la troisième hypothèse, elle est plus discutable. La capacité d'acquérir du capital humain dépend en bonne partie des facteurs familiaux, ce qui est loin d'être uniformément distribué dans la population. Notons toutefois que les études empiriques discutant de la question tendent à conclure que les enfants de parents scolarisés ont plus de chance d'acquérir un tel capital que les autres. Si tel est le cas, notre modèle ne ferait alors que rapporter des « bornes minimales », les effets intergénérationnels de variation de politique d'accès aux études n'auraient alors que des impacts plus grands.

Notre modèle indique que l'éducation n'est pas une subvention aux « riches ». Si tel était le cas, le coefficient de Gini augmenterait lorsqu'on subventionnerait l'éducation, ce qui n'est pas le cas. Cela s'explique par le fait que les subventions à l'éducation vont à des personnes à faibles revenus au moment de la subvention. En conséquence, cela réduit les inégalités. De plus, les impôts prélevés sur les personnes nouvellement éduquées

constituent eux aussi une source de réduction des inégalités.

Une telle réduction des inégalités ne se fait pas au détriment de l'efficacité, ni de la « classe moyenne » lorsque le gouvernement a des dépenses élevées. Dans le scénario de référence, calibré sur le Québec, une augmentation de la subvention à l'éducation mène à une augmentation du PIB et à une diminution du taux de taxation. Conséquemment, la classe moyenne se trouve en meilleure situation que s'il n'y avait pas de financement de l'éducation.

Nous avons montré également que les techniques d'estimation actuelles ne capturent pas entièrement les effets d'une variation de frais de scolarité. Prédire exactement de combien ces estimations sont inexactes s'avère incertain, mais nous pouvons assurément affirmer que l'élasticité-prix des frais de scolarité est à long terme plus élevée que ce que prédisent les études classiques.

Parent et MacKinnon font actuellement une étude empirique sur l'impact de la création du réseau postsecondaire public dans les années soixante au Québec. Ce dernier utilise les données de recensements aux États-Unis et au Canada pour comparer le niveau d'éducation francophone du Québec et de Nouvelle-Angleterre dans les années 70 et aujourd'hui. Avec une technique d'estimation de différence en différences, ce dernier trouve alors un impact significatif à la « subvention » que représente la création du système universitaire sur les générations d'aujourd'hui. Une conclusion similaire a été établie par J. Lewis (2003) dans sa thèse de doctorat. Ce dernier évalue l'impact de la création du réseau collégial dans les années 60 et montre que l'impact de cette subvention augmente d'environ un tiers d'année le niveau d'éducation de la population générale en comparant les cohortes pré-post création.

De plus, non seulement l'éducation réduit les inégalités à l'intérieur d'une période, mais elle le fait également pour une cohorte. En d'autres termes, une génération qui accède plus facilement à l'université verra une distribution de revenus plus égalitaire que si elle ne le pouvait pas.

Le chapitre trois visait quant à lui à répondre à la dernière question posée en introduction, à savoir si les bourses favorisaient ou non la diplômation. Nous avons obtenu des résultats indiquant que plus le montant des bourses de subsistance augmente, toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité d'obtenir un diplôme augmente également. La généralisation des résultats à toute la population étudiante demeure toutefois hasardeuse puisque la technique d'estimation que nous avons utilisée (régression de panel avec effets aléatoires) ne permet pas d'introduire des poids généralisant à toute la population. Nos résultats s'avèrent toutefois moins clairs lorsque le nombre d'observations diminue de par le fait que le test de Hausman indique que la stratégie par variable instrumentale est identique à une simple régression. Ceci nous porte à croire qu'il faudrait reprendre avec plus d'une province à titre de groupe contrôle. En de termes clairs, le niveau des bourses semble influencer à la hausse la probabilité d'obtenir un diplôme, mais il serait judicieux de travailler avec un groupe contrôle de plus grande taille si l'on souhaite garder en tout temps une stratégie d'identification convaincante.

ANNEXE I

ÉLÉMENTS DU CHAPITRE DEUX

A.1 Valeur des paramètres exogènes

TAB. A.1: Valeur des paramètres exogènes (simulation de base)

Paramètre	Valeur	Unité	Source
γ^0	-15 000	\$	calculs de l'auteur
$\underline{\gamma}$	320 000	\$	calculs de l'auteur
$\bar{\gamma}$	620 000	\$	calculs de l'auteur
f	30 000	\$	CRÉPUQ
s	24 000	\$	MEQ
y^{ls}	6 000	\$	calculs de l'auteur
y^s	20 000	\$	MESS
y^e	27 000	\$	MEQ
y^f	130 000	\$	MEQ
y^m	151 000	\$	MEQ
y^h	240 000	\$	MEQ
l	9	3 ans	calculs de l'auteur
p	0.8	s.o.	Stat-Can et calculs

Valeur des paramètres exogènes (simulation de base) (suite)

Paramètre	Valeur ($s = 0$)	Unité	Source
q	0.5	s.o.	Stat-Can et calculs
ϕ	0.12	s.o.	MESS, ISQ
r	0.5	s.o.	hypothèse de l'auteur
G	7200	\$.	MFQ et calculs
λ_e	0	s.o.	MFQ et calculs
λ_f	1	s.o.	MFQ et calculs
λ_m	1.4	s.o.	MFQ et calculs
λ_h	1.4	s.o.	MFQ et calculs
a_0^h	0.0393	s.o.	hypothèse de l'auteur
a_0^{ms}	0.0175	s.o.	hypothèse de l'auteur
$a_0^{m!s}$	0.0283	s.o.	hypothèse de l'auteur
a_0^f	0.0227	s.o.	hypothèse de l'auteur
a_0^a	0.0043	s.o.	hypothèse de l'auteur
α_0^1	0.5	s.o.	hypothèse de l'auteur
α_0^2	0.5	s.o.	hypothèse de l'auteur

A.2 Résumé des variables

TAB. A.2: Résumé des variables employées dans le modèle

Variable	signification	unité	caractéristique	page
l	Durée de la vie active	année	exogène	29
f	Frais de scolarité	\$	exogène	29
s	Subvention aux frais de scolarité	\$	exogène	29
γ^0	Coût fixe d'effort aux études	\$	exogène	30

Résumé des variables employées dans le modèle (suite)

Variable	signification	unité	caratéristique	page
γ^v	Coût variable d'effort aux études	\$	exogène	30
γ	Coût total d'effort aux études	\$	définition (endogène)	30
$\hat{\gamma}_t^1$	Valeur critique du coût d'effort des enfants de parents scolarisés	\$	définition (endogène)	33
$\hat{\gamma}_t^2$	Valeur critique du coût d'effort pour les enfants de parents non scolarisés	\$	définition (endogène)	33
$\bar{\gamma}$	Coût d'effort maximal permis par la distribution uniforme	\$	exogène	30
$\underline{\gamma}$	Coût d'effort minimal permis par la distribution uniforme	\$	exogène	30
y_f	Revenus bruts des individus à salaire faible	\$/période	exogène	31
y_m	Revenus bruts des individus à salaire moyen	\$/période	exogène	31
y_h	Revenus bruts des individus à salaire élevé	\$/période	exogène	31
y_e	Revenus bruts des étudiants	\$/période	exogène	31
y_a	Revenus nets des individus bénéficiant d'assistance sociale	\$/periode	exogène	31
y_s	Partie subventionnée par le gouvernement de l'assistance sociale	\$/periode	exogène	31
$y!_s$	Partie subventionnée par le gouvernement de l'assistance sociale	\$/periode	exogène	31
p	Probabilité de réussite scolaire des enfants dont les parents sont allés à l'école.	s.o.	exogène	31

Résumé des variables employées dans le modèle (suite)

Variable	signification	unité	caratéristique	page
q	Probabilité de réussite scolaire des enfants dont les parents ne sont pas allés à l'école	s.o.	exogène	31
G	Dépenses gouvernementales autres que la subvention aux frais de scolarité et l'assistance sociale	\$/periode	exogène	31
τ	Taux de taxation de base	s.o.	endogène	31
a_t^h	Proportion d'adultes à revenus élevés	s.o.	endogène	32
a_t^m	Proportion d'adultes à revenus moyens	s.o.	endogène	32
$a_t^{m's}$	Proportion d'adultes ayant des revenus moyens et qui sont allés à l'école	s.o.	endogène	32
$a_t^{m!s}$	Proportion d'adultes à revenus moyens n'ayant pas été à l'école	s.o.	endogène	32
a_t^f	Proportion d'adultes à revenus faibles	s.o.	endogène	32
a_t^a	Proportion d'adultes bénéficiant de l'assistance sociale	s.o.	endogène	32
e_t^e	Proportion d'enfants aux études	s.o.	endogène	??
e_t^m	Proportion d'enfants à revenus moyens	s.o.	endogène	32
e_t^f	Proportion d'enfants à revenus faibles	s.o.	endogène	32
e_t^a	Proportion d'enfants bénéficiant de l'assistance sociale	s.o.	endogène	32
λ_e	Paramètre de modulation du niveau de taxation pour les revenus étudiants	s.o.	exogène	31

Résumé des variables employées dans le modèle (suite)

Variable	signification	unité	caratéristique	page
λ_f	Paramètre de modulation du niveau de taxation pour les revenus faibles	s.o.	exogène	31
λ_m	Paramètre de modulation du niveau de taxation pour les revenus moyens	s.o.	exogène	31
λ_h	Paramètre de modulation du niveau de taxation pour les revenus élevés	s.o.	exogène	31
r	Probabilité de finir avec des revenus moyens si l'individu décide de ne pas s'instruire	s.o.	exogène	31
ϕ	Probabilité de finir avec des revenus d'assistance sociale si l'individu décide de ne pas s'instruire	s.o.	exogène	31
α_i^1	Proportion de jeunes dont les parents sont allés à l'école qui décident de s'instruire	s.o.	définition (endogène)	33
α_i^2	Proportion de jeunes dont les parents ne sont pas allés à l'école qui décident de s'instruire	s.o.	définition (endogène)	33

A.3 Code Octave

Disponible sur demande.

ANNEXE II

ÉLÉMENTS DU CHAPITRE TROIS

B.1 Code Stata

Disponible sur demande.

B.2 Frais de scolarité variables de contrôles

TAB. B.1: Frais de scolarité (\$) par type de programme, cycle et province

Province	Programme	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4
Colombie-Britannique	Agriculture	2 295	2 295	2 661	3 459
	Architecture	2 295	2 295	n.d.	n.d.
	Arts	2 558	2 588	3 088	3 927
	Commerce	2 735	2 774	3 673	4 716
	Art Dentaire	3 937	3 937	6 078	8 876
	Éducation	2 463	2 483	3 127	5 112
	Génie	2 364	2 360	2 906	3 805
	Sciences domes- tique	2 295	2 295	2 661	3 459
	Droit	3 092	3 092	4 187	5 876
	Médecine	3 937	3 937	6 078	8 876
	Musique	2 915	2 986	3 589	4 346
	Sciences	2 489	2 510	3 011	3 844
Québec	Agriculture	1 746	1 746	1 772	1 777
	Architecture	1 818	1 818	1 867	1 879
	Arts	1 862	1 862	1 922	1 943
	Commerce	1 749	1 749	1 771	1 776
	Art Dentaire	2 363	2 363	2 438	2 488
	Éducation	1 710	1 710	1 717	1 720
	Génie	1 752	1 752	1 774	1 779
	Sciences domes- tique	1 770	1 770	1 938	1 947
	Droit	1 835	1 835	1 811	1 820
	Médecine	2 581	2 581	2 743	2 781
	Musique	2 168	2 168	2 227	2 256
	Sciences	1 802	1 802	1 844	1 854

Source : Statistique Canada

TAB. B.2: Fréquences d'étudiants par nombre de programmes suivis par cycle et province

Province	Nb. Programmes	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4
Colombine-Britannique	1	146	196	174	120
	2	10	43	58	30
	3	nd	nd	6	5
Québec	1	674	549	460	329
	2	344	220	143	89
	3	42	38	15	10

Source : EJET

TAB. B.3: Valeur moyenne de certains indicateurs financiers (\$), par province et cycle

Province	Indicateur	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4
Colombie-Britannique	Revenu moyen	8 707.35	10 854.01	14 600.90	20 696.72
	Dette accumulée	9 605.27	7 430.52	11 886.01	16 817.12
	Transferts des parents	0	784.77	897.50	466.03
Québec	Revenu moyen	7 409.08	10 367.93	14 585.97	18 724.58
	Dette accumulée	3 782.46	6 204.53	8 137.43	12 975.43
	Transferts des parents	0	728.86	848.03	182.47

Source : EJET

TAB. B.4: Fréquence du lieu de résidence principal par cycle et province

Province	Lieu de résidence	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4
Colombie-Britannique	Domicile familial	106	131	192	47
	Ailleurs	50	108	46	108
Québec	Domicile familial	708	357	465	81
	Ailleurs	346	443	149	342

Source : EJET

TAB. B.5: Fréquence des différentes préoccupations par cycle et province

Province	Préoccupation	Réponse	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4
Colombie-Britannique	Finances	Oui	70	121	133	75
		Non	86	18	106	81
	Notes	Oui	6	5	16	nd
		Non	150	134	223	154
	Intérêt	Oui	nd	nd	8	nd
		Non	153	138	231	154
	Proximité	Oui	nd	nd	nd	0
		Non	155	138	236	156
	Temps	Oui	8	6	20	7
		Non	148	133	219	149
	Travail	Oui	nd	nd	5	nd
		Non	155	137	234	155
Québec	Finances	Oui	405	313	244	158
		Non	659	132	375	270
	Notes	Oui	67	21	16	nd
		Non	997	424	603	427
	Intérêt	Oui	77	39	36	22
		Non	987	406	583	406
	Proximité	Oui	9	nd	7	nd
		Non	1 055	441	612	425
	Temps	Oui	41	27	30	25
		Non	1 023	418	589	403
	Travail	Oui	35	16	16	17
		Non	1 029	429	603	411

Source : EJET

TAB. B.6: Fréquence d'ambition académique par cycle et province

Province	Niveau d'éducation souhaité	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4
Colombie-Britannique	Inférieur au collège/CÉGEP	nd	8	5	nd
	Collège/Cégep	16	24	19	9
	Baccalauréat ou grade professionnel	34	78	65	44
	Maîtrise	5	72	94	67
	Doctorat	41	44	40	25
Québec	Inférieur au collège/CÉGEP	36	21	11	nd
	Collège/Cégep	158	147	73	35
	Baccalauréat ou grade professionnel	246	296	194	135
	Maîtrise	nd	218	231	164
	Doctorat	138	96	99	83

Source : EJET

TAB. B.7: Répartition des sexes par province

Province	Masculin	Féminin
Colombie-Britannique	357	441
Québec	1343	1562

Source : EJET

RÉFÉRENCES

Katharine Abraham et Melissa A. Clark, *Financial Aid and Students' College Decisions : Evidence From the District of Columbia's Tuition Assistance Grant Program*, Journal of Human Resources v41 No. 3 , p578-610, Novembre 2003.

Adèle Allen-Léonard et Francis Crépeau, *Rapport statistique sur les prestataires des programmes d'assistance sociale*, Publication gouvernementale, Ministère de l'Emploi et de la Solidarité Sociale, Avril 2007.

Annette Alstadsoeter, Anne-Sofie Kolm, et Birthe Larsen, *Tax Effects, Search Unemployment, and the Choice of Educational Type*, À paraître dans European Journal of Political Economy, disponible à <http://www.cesifo-group.de>.

Salvatore Barbaro, *Tax Distortion, Countervailing Subsidies and Income Redistribution*, Article de recherche départemental 121, Université de Goettingen, Department des sciences économiques, Avril 2004.

Sophie Beauchemin, *Enquête sur les conditions de vie des étudiants de la formation professionnelle au secondaire, du collégial et de l'université*, Publication gouvernementale, Direction de l'aide financière aux études, Ministère de l'Éducation du Québec, 2002.

Michele Bernasconi and Paola Profeta, *Redistribution or education ? the political economy of the social race*, CESifo Working Paper Series CESifo Working Paper No. 1934, CESifo GmbH, 2007.

Marianne Bertrand, Esther Duflo, et Sendhil Mullainathan, *How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates ?*, The Quarterly Journal of Economics vol. 119 No. 1 p249-275, février 2004.

Michael B. Coelli, *Parental Income Shocks and the Education Attainment of Youth*, Article de recherche disponible à <http://editorialexpress.com>, 2007.

Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao, *Family Income and Participation in Post-Secondary Education*, Publication de Statistiques Canada No. 11F0019MIF2003210, Statistiques Canada, Direction des études analytiques, octobre 2003.

Christopher M. Cornwell, David B. Mustard et Deepa Sridhar, *The Enrollment Effects of Merit-Based Financial Aid : Evidence From Georgia's HOPE Scholarship*, Journal of Labor Economics vol. 24 No. 4, 2006.

CRÉPUQ, *Estimation du pourcentage que représentent les droits de scolarité par rapport au coût de la formation (2000-2001) et simulation de l'impact de deux hypothèses de hausse sectorielle*, Publication interne, Conférence des recteurs et des principaux des Universités du Québec, Avril 2004.

Institut de la Statistique du Québec, *Population active, nombre d'emplois et de chômeurs, données désaisonnalisées, par région administrative, Québec, 2e trimestre 2006 au 2e trimestre 2007*, disponible à www.isq.gouv.qc.ca, 2007.

Marius Demers, *La rentabilité du baccalauréat*, Bulletin statistique de l'éducation No. 32, Ministère de l'Éducation du Québec, Septembre 2005.

Ministère des finances du Québec, *Statistiques fiscales des particuliers, année d'imposition 2004*, Publication gouvernementale, Gouvernement du Québec, 2004.

Direction de la recherche, des statistiques et des indicateurs *Le cheminement des élèves, du secondaire à l'entrée à l'université*, Publication gouvernementale, Ministère de l'Éducation du Québec, 2004.

Marie Drolet, *Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990 ?*, Analytical Studies Branch Research Paper Series Paper No. 200543e, Statistics Canada, Analytical Studies Branch, 2005.

Robert A. J. Dur et Amihai Glazer, *Subsidizing Enjoyable Education*, Publication à paraître dans Labor Economics, disponible à <http://people.few.eur.nl/dur>.

Susan Dynarski, *Does Aid Matter? Measuring the Effect of Student Aid On College Attendance and Completion*, American Economic Review v93 No. 1, p279-288, 2003.

Susan Dynarski, *The Consequences of Merit Aid*, Article de recherche 9400, National Bureau of Economic Research, 2002.

Susan Dynarski, *Building the Stock of College-Educated Labor*, Article de recherche No. 11604, National Bureau of Economic Research, 2005.

Monique Jérôme Forget, *Budget de dépense du québec 2007-2008*, Budget de dépenses, Gouvernement du Québec, Conseil du trésor, Mars 2007.

Marc Frenette, *The Impact of Tuition Fees on University Access : Evidence From A Large-Scale Price Deregulation in Professional Programs*, Direction des études analytiques : documents de recherche No. **2005263e**, Statistiques Canada, Direction des études analytiques, 2005.

Marc Frenette, *L'accès aux études postsecondaires est-il plus équitable au Canada ou aux États-Unis ?*, Direction des études analytiques : documents de recherche no. **244**, Statistiques Canada, Direction des études analytiques, 2005.

Marc Frenette, *Pourquoi les jeunes provenant de familles à plus faible revenu sont-ils moins susceptibles de fréquenter l'université ? analyse fondée sur les aptitudes.*, Direction des études analytiques : documents de recherche No. **2007295f**, Statistiques Canada, Direction des études analytiques, Février 2007.

Robert J. Gary-Bobo et Alain Trannoy, *Efficient Tuition Fees, Examinations, and Subsidies*, Publication à paraître dans Journal of European Economic Association, disponible à <http://team.univ-paris1.fr/teamerso/rgbobo>.

Eric Hanushek, Charles Ka Yui Leung et Kuzey Yilmaz, *Redistribution Through Education and Other Transfer Mechanisms*, Journal of Monetary Economics vol. 50 No. **8**, p1719-1750, Novembre 2003.

Eric A. Hanushek, Charles Ka Yui Leung et Kuzey Yilmaz, *Borrowing Constraints, College Aid, and Intergenerational Mobility*, Article de recherche No. **10711**, Mars 2008.

James Heckman et Pedro Carneiro, *Human Capital Policy*, Publié sous Inequality in America What role for Human Capital Policies, MIT Press, Février 2004.

James J. Heckman, Lance Lochner et Christopher Taber, *General Equilibrium Treatment Effects : A Study of Tuition Policy*, American Economic Review, vol. 88 No. **2**, p293-297, Mai 1998.

James J. Heckman, Lance Lochner et Christopher Taber, *General equilibrium cost benefit analysis of education and tax policies*, Fiscal Studies vol. 20 No. **1**, Mars 1999.

Donald E. Heller, *Student Price Response in Higher Education : An Update to Leslie and Brinkman*, The Journal of Higher Education vol. 68 No. 6, 624–659, 1997.

Donald E. Heller, *The Effect of Tuition and State Financial Aid on Public College Enrollment*, Review of Higher Education vol. 23 No. 1, p65-89, 1999.

Hidehiko Ichimura et Christopher R. Taber, *Direct Estimation of Policy Impacts*, Article de recherche No. 0254, 2000.

William R. Johnson, *When is the Efficient Subsidy to Higher Education the Equitable Subsidy ?*, Article départemental No. 366, Université de Virginie, Département des sciences économiques, Juillet 2004.

Thomas Kane, *Evaluating the Impact of the D.C. Tuition Assistance Grant Program*, Article à paraître dans Journal of Human Resources, disponible à <http://www.nber.org/papers/w10658>.

Michael P. Keane et Kenneth I. Wolpin, *The Effect of Parental Transfers and Borrowing Constraints on Educational Attainment*, International Economic Review vol. 42 No. 4, p1051-1103, 2001.

Jeff C. Kwong, Irfan A. Dhalla, David L. Streiner, Ralph E. Baddour, Andrea E. Waddell et Ian L. Johnson, *Effects of Rising Tuition Fees on Medical School Class Composition and Financial Outlook*, Canadian Medical Association Journal vol. 166 No. 8, p1023-1028, 2002.

Hélène Irène Laliberté, *L'impact des droits de scolarité sur la fréquentation universitaire au québec*, Thèse de maîtrise, Université du Québec à Montréal, 315 Ste-Catherine Est, Montréal, Québec, Canada, Février 1992.

Thomas Lemieux, *Post-Secondary Education and Increasing Wage Inequality*, American Economic Review, p1-23, Mai 2006.

Mark J. Lewis, *Three Essays on Labor and Urban Economics*, Thèse de Doctorat, MIT Libraries, Septembre 2003.

Bridget Terry Long, *Does the Format of a Financial Aid Program Matter? The Effect of State In-Kind Tuition Subsidies*, Review of Economics and Statistics vol. 86 No. 3, p767-792, 2004.

Bhaskar Mazumder, *Family Resources and College Enrollment*, Economic Perspectives No. IV, p30-41, 2003.

Peter Michaelis, *Education, Research and the Impact of Tuition Fees - A Simple Model of the University*, Article de recherche No. 265, 2004.

Christine Neill, *Tuition Fees and the Demand for University Places*, Wilfrid Laurier discussion papers, Université Wilfrid Laurier, Département des sciences économiques, 2007.

OCDE, *Indicateur a9 : Le rendement de l'éducation : niveau de formation et revenus du travail*, Regards sur l'éducation 2006, Septembre 2006.

Ontario's English Catholic Teachers Association, *Ontario's Double Cohort : A Government's Experiment*, OECTA journal, Mars 2002.

Daniel Parent et Mary MacKinnon, *How Are the Descendants of the "Rabble" Doing? The Intergenerational Progress in the Educational Attainment of Franco-Americans vs. French Speaking Quebeckers*, Article de recherche, Mai 2007.

George Psacharopoulos et Harry Anthony Patrinos, *Returns to Investment in Education : A Further Update*, Education Economics vol. 12 No. 2, p111-135, 2004.

Jesse Rothstein et Cecilia Helena Rouse, *Constrained After College : Student Loans and Early Career Occupational Choices*, Article de recherche du NBER, National Bureau of Economic Research, 2007.

Ross Rubenstein, *Helping Outstanding Pupils Educationally : Public Policy Issues of the Georgia Hope Scholarship Program and the Lottery for Education*, Articles de recherche No. 25, Center for Policy Research, 2003.

Paul D. Sorlie, Eric Backlund et Jacob B. Keller, *Us Mortality by Economic, Demographic, and Social Characteristics : the National Longitudinal Mortality Study.*, Article de recherche, Epidemiology and Biometry Program, National Heart, Lung, and Blood Institute, Bethesda, MD 20892, Juillet 1995.

Statistique Canada, *Documentation - EJET - Cycle 2, Cohorte B (18-20 ans) : Cahiers des codes*, disponible à <http://www.statcan.ca/>.

Todd R Stinebrickner et Ralph Stinebrickner, *The Relationship Between Family Income and Schooling Attainment : Evidence From a Liberal Arts College With a Full Tuition Subsidy Program*, Journal of Human Resources vol. 38 No. 3, p591-617, 2003.

Valérie Vierstraete, *Les frais de scolarité, l'aide financière aux études et la fréquentation des établissements d'enseignement postsecondaire*, Publication gouvernementale, Ministère de l'Éducation du Québec, 2007.

M A Winkleby, D E Jatulis, E Frank, et S P Fortmann, *Socioeconomic Status and Health : How Education, Income, and Occupation Contribute to Risk Factors for Cardiovascular Disease.*, Article de recherche, Stanford Center for Research in Disease Prevention, Stanford University School of Medicine, Palo Alto, CA 94304-1885, 1992.

Rudolf Winter-Ebmer et Aniela Wirz, *Public Funding and Enrollment Into Higher Education in Europe*, Article de recherche No. 2002-02, 2002.