



HAL
open science

Dépenses publiques d'éducation et inégalités Une perspective de cycle de vie

Guillaume Allegre, Thomas Mélonio, Xavier Timbeau

► **To cite this version:**

Guillaume Allegre, Thomas Mélonio, Xavier Timbeau. Dépenses publiques d'éducation et inégalités Une perspective de cycle de vie. 2010. hal-03389330

HAL Id: hal-03389330

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-03389330>

Preprint submitted on 20 Oct 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

DÉPENSES PUBLIQUES D'ÉDUCATION ET INÉGALITÉS
UNE PERSPECTIVE DE CYCLE DE VIE

N° 2010-06

Mars 2010

Guillaume ALLÈGRE (OFCE)

Thomas MÉLONIO (AFD)

Xavier TIMBEAU (OFCE)

Dépenses publiques d'éducation et inégalités

Une perspective de cycle de vie

Guillaume Allègre (OFCE), Thomas Mélonio (AFD) et Xavier Timbeau (OFCE)

Les dépenses publiques d'éducation contribuent-elles à réduire les inégalités ? La réponse à cette question, simple en apparence, dépend en réalité de choix normatifs et pose de façon parallèle des problèmes de mesure. Selon l'angle d'analyse adopté, on peut conclure d'une même dépense qu'elle est égalitaire, qu'elle augmente les inégalités de revenus ou encore qu'elle les réduit. Dans une partie méthodologique, nous montrons que le jugement sur le caractère équitable de la dépense publique d'éducation dépend en grande partie de la nature du rendement, social ou privé qu'elle génère. Nous cherchons ensuite à mesurer l'impact redistributif des dépenses éducatives et de leur financement pour une promotion de jeunes actifs ayant achevé leur formation initiale en 2001 et en 2002. Nous adoptons une perspective de cycle de vie qui consiste à estimer pour chaque individu d'une part, l'ensemble des dépenses publiques d'éducation dont il a bénéficié, et d'autre part, l'imposition nécessaire pour financer cette dépense, sous l'hypothèse d'une imposition proportionnelle aux revenus des individus tout au long de leur carrière professionnelle. Afin d'isoler les questions d'inégalité et de redistribution intra-générationnelles, nous faisons l'hypothèse que la promotion d'étudiants sous revue finance ses propres dépenses d'éducation. Nous concluons que les dépenses et le financement du système d'éducation au-delà de l'âge de l'enseignement obligatoire (16 ans) aggravent légèrement les inégalités liées à l'origine sociale. Toutefois, ces transferts sont un enjeu marginal par rapport à celui des différences de parcours et réussite scolaires et professionnels en fonction du milieu social d'origine. Nous montrons que ces différences de parcours et de réussite génèrent des inégalités 100 fois supérieures à celles générées par la dépense et le financement du système d'enseignement non-obligatoire. Nous montrons également qu'analysé dans une perspective de cycle de vie, ce système est progressif dans la mesure où les individus à hauts revenus sont des contributeurs nets alors que ceux à bas revenus sont des bénéficiaires nets. Le financement privé de l'enseignement supérieur n'est en fait susceptible de ne résoudre qu'une iniquité horizontale entre les individus qui ont fait des études longues et ceux qui, à revenus égaux, ont fait des études courtes. Par rapport au financement public, le financement privé serait défavorable à ceux faisant les études les plus longues et à ceux faisant le moins d'efforts, mais également à ceux et celles choisissant un secteur d'activité où le rendement monétaire de l'éducation est plus faible et aussi à ceux et celles qui sont discriminé(e)s sur le marché du travail.

Mots Clés : Financement de l'éducation ; Enseignement supérieur ; Inégalités ; Redistribution ; Cycle de vie.

Classification JEL : D31, D63, I22, H40

Introduction

L'Éducation nationale contribue-t-elle à réduire les inégalités ? En France, le débat récurrent sur la faible part des boursiers et des étudiants issus de milieux modestes dans l'enseignement supérieur jugé sélectif illustre le doute quant à la nature égalitaire du système d'enseignement. Dans ce contexte, cet article s'interroge sur l'impact redistributif des dépenses publiques d'éducation lorsque leur financement est pris en compte. En effet, dans si le système éducatif différencie par la longueur des études les différentes catégories sociales, il est possible d'imaginer que l'ensemble des contribuables, ménages modestes compris, finance les études plus longues des enfants des ménages les plus aisés. L'argument de régressivité du système d'enseignement supérieur est ainsi régulièrement invoqué pour justifier la démutualisation de son financement.

Mais comment définir le caractère égalitaire du système éducatif ? La réponse à cette question, simple en apparence, dépend en réalité de choix normatifs et pose de façon parallèle des problèmes de mesure. L'objectif de cette étude est d'éclairer les différentes difficultés concernant la définition et la mesure de l'impact redistributif et de proposer un premier bilan redistributif pour les cohortes sortis du système éducatif en 2001 et 2002.

Le tableau 1 permet d'illustrer la difficulté entourant la mesure d'un impact redistributif de dépenses éducatives. Nous faisons l'hypothèse que deux individus, Jean et Pierre, auraient le même revenu théorique (100) s'ils n'avaient pas bénéficié de dépenses éducatives. Dans cet exemple, ils bénéficient de la même dépense éducative (50). Il y a égalité de traitement d'individus qui semblent égaux.

Pourtant, l'égalité de traitement se traduit par une augmentation des inégalités de revenu puisque, en tenant compte des dépenses éducatives et de leurs rendements, les revenus de Jean deviennent supérieurs à ceux de Pierre ex-post (après éducation), pour des raisons qui seront envisagées plus loin. En l'état, les dépenses d'éducation ont accru le niveau d'inégalité de cette micro-société.

Tableau 1 : Une dépense égale est-elle égalitaire ?

	<i>Unité théorique</i>	
	Jean	Pierre
Revenu théorique sans dépenses éducatives publiques	100	100
Dépense éducative	50	50
Revenu brut après dépenses avant transfert	300	200
Impôt proportionnel	60	40
Revenu net après transfert	240	160
Transfert net : dépense éducative - Impôt	-10	+10

Source : auteurs

Si on assimile les dépenses éducatives à une prestation (en nature), il faut alors l'additionner aux revenus bruts de Jean et de Pierre. Le revenu total de Jean, dépenses éducatives comprises, est de 350 ; celui de Pierre est de 250. Si la différence absolue de revenu reste constante (100), la prise en compte de la dépense éducative réduit les inégalités relatives de revenu final entre Jean et Pierre. Le ratio de la somme des revenus aux bénéficiaires en nature ($350/250=1.4$) est en effet inférieur au ratio des revenus bruts ($300/200=1.5$). Sachant que l'on

ne peut pas observer le revenu avant éducation, cette mesure est généralement celle qui est retenue pour juger de la redistributivité de l'éducation.

Si l'on finance maintenant l'éducation par un impôt proportionnel au revenu brut, on opérera une réduction des inégalités après transfert. Le taux de cet impôt devra ici être de 20% (=100/500) pour couvrir les dépenses de Jean et de Pierre. Ils contribueront donc respectivement pour 60 et 40 au financement de leur éducation. L'inégalité de revenus après transfert est plus faible que l'inégalité avant transfert, de façon absolue comme relative. La contribution nette de Jean, qui est plus aisé, est de 10 alors que Pierre reçoit cette même somme. De ce point de vue, la dépense et le financement de l'éducation réduisent l'inégalité entre Jean et Pierre, sous l'hypothèse qu'ils sont tous les deux éduqués.

Selon l'angle d'analyse adopté, on peut conclure que la dépense est égalitaire (puisque'elle traite de façon égale des individus apparemment égaux), qu'elle augmente les inégalités de revenus ou encore qu'elle les réduit. La conclusion que l'on tire dépend de la situation de référence retenue, du rôle attribué à l'éducation et de la notion d'égalité que l'on favorise : doit-on viser une égalité de moyens, de résultats ou de contribution nette au système ? Dans le premier cas, on considérera que la situation de Jean et de Pierre est juste, puisqu'ils reçoivent autant et contribuent selon leurs moyens ; dans le deuxième, qu'il faut augmenter la dépense que l'on attribue à Pierre de façon à compenser son moindre rendement éducatif ; dans le troisième, que chacun doit financer ses propres dépenses d'éducation, Jean payant plus qu'il ne le choisirait s'il était seul.

Pour répondre plus finement à la question de l'équité du système dans lequel Jean et Pierre s'inscrivent, il faudrait savoir pourquoi Jean tire un plus grand rendement de son éducation : est-ce parce qu'il a choisi une voie plus rémunératrice que Pierre ? Qu'il est plus travailleur ? Plus talentueux ? Plus chanceux ? Qu'il a hérité d'un capital social ? Selon que l'inégalité est la conséquence d'un choix, du hasard ou d'une partialité, elle apparaîtra ou non légitime ou juste. Dans le système éducatif, de grandes inégalités découlent également des mécanismes d'orientation et de l'(in)adaptation de l'enseignement aux qualités de chacun. La nature du rendement, social ou privé, est alors incontournable pour juger de l'équité de la dépense.

Tableau 2 : Exemple d'un rendement essentiellement social de l'éducation

Unité théorique

	Jean	Pierre
Revenu théorique sans dépenses éducatives publiques (1)	100	100
Dépense éducative (2)	50	50
Revenu brut après dépenses avant transfert (3)	300	200
Rendement brut (4) = (3) – (1)	200	100
- dont rendement social	145	45
- dont rendement privé	55	55

Source : auteurs

Depuis qu'Adam Smith a décrit le fonctionnement d'une manufacture d'épingle en 1776, il est connu que la forte productivité de nos économies repose en grande partie sur la division technique et donc sociale du travail. Les systèmes éducatifs s'inscrivent à l'intérieur de la division sociale du travail ; ils la permettent en donnant une éducation en partie spécialisée, et la légitiment en sélectionnant et orientant les élèves à l'intérieur du système scolaire. Alors que le tableau 1 pouvait signifier un rendement privé de l'éducation, le tableau 2 illustre un

exemple de rendement essentiellement social de l'éducation. A peu près les 2/3 du rendement brut de l'éducation sont dus à la division du travail, aux effets de réseau ou encore à l'affectation des tâches. Par rendement privé, nous entendons le rendement que chaque individu aurait retiré s'il avait été seul à bénéficier de dépenses éducatives, ou s'il ne s'associait pas avec un ou plusieurs autres individus. Dans notre exemple, Jean, pour une raison inconnue, arrive à extraire la majeure partie du surplus généré par l'éducation. Le jugement que l'on peut porter sur l'équité du système est ici altéré. Il est probable que le niveau d'inégalité résultant de la division des tâches soit ici considéré comme injuste.

En présence de rendements sociaux, il est impossible de définir une productivité marginale individuelle. Distinguer ce qui relève des rendements sociaux ou privés de l'éducation est difficilement envisageable. De même que la mesure des inégalités, la distinction des rendements sociaux et privés poserait à la fois des questions normatives (quel contrefactuel ou situation de référence utiliser ?) et des difficultés empiriques (le revenu de Pierre sans dépense publique d'éducation n'est pas observable). Le champ de notre étude est plus restreint. Nous tentons de décrire l'impact redistributif de la dépense et du financement de l'éducation en termes de transferts nets individuels tels que calculés dans le tableau 1.

Dans une première section, nous recensons les approches utilisées dans la littérature pour estimer un impact redistributif des dépenses éducatives, en particulier dans le cas de la France mais pas seulement. Puis, dans une seconde section, nous tentons de répondre à plusieurs questions concrètes directement liées à ces interrogations sur la réalité du caractère redistributif de la dépense éducative publique, à partir de l'analyse des données socio-économiques des générations ayant achevé leurs études en 2001 et 2002.

Les données

Nous utilisons les données de l'Enquête Revenus Fiscaux 2003 (ERF 2003). Cette enquête est un appariement des individus de l'enquête emploi du 4^{ème} trimestre 2003 et de leur déclaration fiscale. L'ERF a plusieurs avantages. L'échantillon est représentatif de la population française ; le volet fiscal nous donne des informations fiables sur les revenus des ménages et le volet emploi nous donne des informations sur le diplôme et l'âge de fin d'études des individus de plus de 15 ans.

Notre échantillon comprend 1 872 individus ayant fini leur formation initiale en 2001 et 2002, soit les deux dernières promotions complètes dans l'ERF 2003. Ils sont représentatifs de 1 341 888 individus. Notre cohorte d'étudiants est définie par son année de fin d'études. Une autre solution aurait été d'effectuer la même analyse pour des générations, c'est-à-dire des individus nés la même année. Nous avons choisi une promotion d'étudiant comme objet d'analyse pour des raisons méthodologiques. En effet, pour estimer les dépenses éducatives envers les individus d'une même génération, il faut attendre que tous les individus soient sortis de leur formation initiale, ce qui nécessite de choisir une génération âgée. Malheureusement, plus les générations sont âgées, plus le lien avec la famille d'origine est distendu (du fait d'une moindre cohabitation). L'utilisation des promotions 2001 et 2002 apparaît donc être un bon compromis : nous avons à la fois des informations complètes sur les diplômes, sur la famille d'origine pour les personnes de l'échantillon vivant encore chez leurs parents, ainsi que sur l'entrée sur le marché du travail pour l'ensemble de l'échantillon. Ceci nous permet de décrire les transferts nets induits par l'éducation à la fois selon le niveau des parents et selon un salaire permanent estimé.

1. Les différentes approches d'estimation de l'impact redistributif des dépenses éducatives dans la littérature

Compte-tenu des diverses appréciations possibles des inégalités telle qu'évoquées ci-dessus, il n'y a pas de méthode unique d'estimation des effets redistributifs de la dépense éducative. Calculer un impact redistributif nécessite à la fois d'estimer la valeur ou le coût de ce qui est transféré et de comparer la distribution de ce transfert à une distribution ou une hiérarchie initiale, par exemple de revenu. Si les personnes les moins favorisées reçoivent plus ou contribuent moins que les plus favorisées de façon relative (absolue), on conclura que la mesure est progressive (redistributive) et qu'elle est régressive dans le cas contraire (anti-redistributive).

Toute estimation suppose, dans un premier temps, de connaître l'ensemble de la dépense publique d'éducation, comme entrepris par exemple par John Kendrick (Kendrick, 1976) et Robert Eisner (Eisner, 1984) pour les Etats-Unis, ou Thomas Melonio et Xavier Timbeau (Melonio et Timbeau, 2006) pour la France. Pour les principes généraux de ces méthodes, on se contentera de rappeler que le capital humain peut s'accumuler comme un capital physique, tout en connaissant une dépréciation différenciée selon la nature de la dépense considérée. Le principe sous-jacent de ces modèles accumulatifs est que la dépense a un rendement équivalent quelle que soit sa nature et vaut donc 100% de son coût nominal. Cette simplification permet par exemple de donner une valeur à des dépenses de nature culturelle, dépourvues de rendement salarial, mais aussi de traiter chaque filière d'étude à parité, sans appliquer de décote pour l'une ou l'autre des différentes filières de formation. A titre d'illustration, la quantité de capital humain calculée dans ce type de démarche aux Etats-Unis est estimée à 255 points de PIB par Eisner au début des années 1980, sur un périmètre très étendu, alors que des estimations plus prudentes appliquées à la France en 2004 (Melonio et Timbeau, 2006) l'estimaient autour de 140 points de PIB.

Se pose ensuite la question de la répartition de ce stock de capital humain entre individus, en retenant une ou plusieurs générations comme objet d'étude. Il s'agit alors soit de mesurer la distribution de capital aux familles en fonction de leur niveau de vie, par l'intermédiaire de leurs enfants, soit de mesurer directement le capital reçu par chaque enfant, classé selon le niveau de vie du foyer origine. Sur données françaises, deux articles ont déjà tenté de mesurer l'impact redistributif des dépenses éducatives (Hugounenq, 1998 ; Albouy, Bouton et Roth, 2002). Hugounenq part du principe que les services publics, au-delà des transferts monétaires, participent de la redistribution de richesse et de la lutte contre les inégalités. Cela revient à admettre que les coûts de l'éducation sont assimilables à un transfert. Nous reprenons également cette idée, mais la complétons par une analyse des salaires projetés pour les étudiants en fonction de leur milieu social d'origine.

Chez Hugounenq, les ménages sont classés par pourcentage de niveaux de vie en tenant compte du nombre d'unités de consommation observé dans le ménage¹. Ceci suppose l'utilisation d'une échelle d'Oxford pour laquelle nous retenons des paramètres classiques (1 unité de consommation pour le premier adulte, 0.5 pour la deuxième personne dans le ménage, 0.3 à partir de la troisième). Pour l'auteur, ce sont toutefois les parents qui bénéficient du transfert éducatif, alors que nous adoptons une perspective de cycle de vie au niveau individuel, chaque élève remboursant son éducation à partir de la fin de ses études par son impôt. Les effets redistributifs dépendent, dans l'étude d'Hugounenq, quasi exclusivement de la taille des ménages jusqu'à la fin de la scolarité obligatoire. Les ménages

¹ Hugounenq s'appuie sur l'enquête « Budget des ménages 1994 ».

avec beaucoup d'enfants se voient affecter plus de transferts que les familles. En revanche, une perspective individuelle permet de comparer le sort des enfants d'une même génération.

L'approche d'Albouy, Bouton et Roth est plus proche de celle que nous avons retenue : elle s'intéresse en effet également au devenir individuel des élèves et étudiants, en affectant à chaque individu le niveau de vie de son ménage d'origine². Nous avons toutefois ajouté à cette description statique un mécanisme de financement de l'éducation (car le caractère redistributif ou non de cet investissement public ne peut pas être détaché de la question de son financement), un niveau plus fin de désagrégation de la dépense publique en éducation (pour tenir compte du fait que les enfants des ménages les plus fortunés font non seulement de plus longues études supérieures mais ont aussi des cursus plus coûteux), un mécanisme d'actualisation de la valeur des coûts et des bénéfices de l'éducation avec une discussion des paramètres de ce mécanisme, une distinction entre dépenses liées à un cursus « normal » et un cursus avec redoublements (quoique que la norme soit plutôt les cursus avec redoublements), un modèle dynamique de simulation des carrières des « sortants » du système éducatif pour y appliquer notre structure fiscale, afin de déterminer des transferts nets.

Sur données américaines, quatre articles proposent des modèles de comptabilité intergénérationnelle qui présentent un certain degré de familiarité avec notre démarche (Auerbach, Gokhale et Kotlikoff, 1991 et 1994; Gokhale, Page et Sturrock, 1999 ; Chojnicki et Docquier, 2007). Auerbach, Gokhale et Kotlikoff, dans leurs deux contributions, s'intéressent ainsi à la contribution nette d'une génération au financement des services publics et transferts dispensés par le gouvernement américain. Il s'agit principalement de mesurer, pour une génération donnée, la différence entre transferts reçus et impôts payés, dans une perspective de cycle de vie d'une génération. L'objectif d'une telle démarche est de mesurer les dettes léguées par une génération aux suivantes. En effet, si la différence estimée entre la valeur actuelle nette des dépenses prévisibles du gouvernement et les impôts que les générations contemporaines sont supposées payer est inférieure à l'actif patrimonial net d'un gouvernement, il existe nécessairement un besoin de financement que devront couvrir par leurs impôts les générations futures. Les auteurs peuvent alors calculer un taux d'imposition permanent par génération (taux moyen qu'un membre d'une génération sera amené à payer tout au long de sa vie) pour déterminer si certaines générations, en raison de choix budgétaires faits par leurs aînées, seront confrontées à des taux d'imposition plus élevés que d'autres. En revanche, Auerbach *et al.* n'imputent pas la valeur de l'éducation publique à ses bénéficiaires, à savoir les jeunes générations, alors qu'un capital humain leur est pourtant transmis. Les auteurs reconnaissent d'ailleurs le caractère perfectible de ce choix de modélisation en admettant qu'il y a bien là une transmission de patrimoine des générations actives vers les générations scolarisées. On peut alors considérer que leur estimation d'une hausse à terme du taux moyen d'imposition de 25 points par rapport aux générations nées au début des années 1990 est largement surestimée.

C'est d'ailleurs cette intuition qui conduit Docquier et Chojnicki (Docquier et Chojnicki, 2007) à poursuivre cette logique de mesure des inégalités intergénérationnelles, en s'appuyant sur et en sophistiquant une modélisation antérieure réalisée par Gokhale, Page et Sturrock (Gokhale, Page et Sturrock, 1999). Les estimations de Docquier et Chojnicki conduisent à des

² Albouy, Bouton et Roth ont toutefois travaillé à partir de données plus complètes que les nôtres sur la structure d'origine des ménages des étudiants, ce qui leur a permis de réaffecter à chaque ménage les enfants qui en avaient décohabité de manière exhaustive, donnant une vision plus directe du niveau de vie d'origine de chaque ménage que dans notre modèle, qui repose sur une estimation.

estimations plus modestes de la charge transmise aux générations futures, puisqu'ils estiment qu'une hausse de 1.4 point du taux moyen d'imposition serait suffisante pour rendre soutenables les finances publiques américaines. La différence entre les travaux de Docquier et Chojnicki et les estimations précédentes tient à la prise en compte de la hausse tendancielle du niveau d'éducation, qui laisse espérer une baisse à terme des transferts sociaux. En revanche, dans les trois démarches évoquées, l'éducation payée par les générations actives aux générations scolarisées n'est jamais capitalisée et transmise.

La démarche que nous proposons s'inspire de l'idée d'Auerbach *et al.*, à savoir que l'équité doit s'apprécier en analysant un cycle de vie complet, en soustrayant aux transferts reçus les impôts payés. Néanmoins, notre analyse s'intéresse à la mobilité sociale, et donc à l'équité intragénérationnelle et non intergénérationnelle. Nous restreignons par ailleurs notre champ d'étude aux dépenses d'éducation, qui sont à l'inverse exclues des investissements transmissibles tant par Auerbach *et al.* que Gokhale *et al.* ou Docquier et Chojnicki.

En matière d'équité intragénérationnelle, Don Fullerton et Diane Lim Rogers (Fullerton et Lim Rogers, 1993) s'intéressent aux conséquences redistributives au niveau des ménages de modifications de la fiscalité américaine. Les auteurs estiment pour chaque ménage un revenu permanent sur lequel est appliquée une structure fiscale dépendante de l'âge du ménage, de son niveau d'étude et d'autres variables démographiques. Nous appliquons une méthode proche (estimation d'un revenu permanent à partir des caractéristiques observables une fois les études terminées, adoption d'une imposition proportionnelle comme structure fiscale de référence) mais en remplaçant les transferts sociaux, qui sont l'objet du livre de Fullerton et Lim Rogers, par les dépenses d'éducation. Notre article a également la spécificité d'attribuer à chaque individu un niveau de vie du ménage d'origine, ce qui permet, en plus de la question de l'équité intragénérationnelle, de relier une éventuelle absence d'équité aux positions initiales dans la société.

On notera donc que les principaux apports de notre travail ne portent pas sur la description de la dépense publique par niveau de vie d'origine (les trois articles portant sur la France convergent dans leurs conclusions sur ce point, et ce malgré des périodes considérées différentes), mais bien dans l'association à cette étude descriptive d'une modélisation du revenu permanent futur des sortants du système éducatif, déjà expérimentée aux Etats-Unis mais appliquée ici à un autre objet d'analyse économique. Ceci, conjugué à un module de financement de l'éducation et à une matrice de transition entre quantiles, permet non seulement de jeter un regard rétrospectif sur la politique d'éducation nationale comme outil de redistribution et de justice sociale, mais aussi de développer une vision prospective, et donner une estimation originale de la mobilité sociale en termes de revenu. La littérature sur le sujet (Shea, 2000), montre en effet que d'une part le revenu parental est corrélé à l'accumulation de capital humain des enfants, mais aussi que le revenu permanent des parents est corrélé à celui de leurs enfants (avec un coefficient de 0.4 dans l'article de Shea), suggérant, par exemple, des contraintes de crédit freinant les enfants des familles les plus pauvres dans la poursuite de leurs études à la hauteur de leur talent naturel, au-delà des transmissions de capital social ou humain intrafamiliales.

2. Impact redistributif des dépenses éducatives envers les étudiants des promotions 2001 et 2002

Dans cette section, nous cherchons à mesurer l'impact redistributif des dépenses éducatives et de leur financement pour les jeunes actifs ayant achevé leur formation initiale en 2001 et en 2002. Nous prenons ainsi le parti d'attribuer les dépenses éducatives aux individus qui reçoivent l'éducation dans une logique de cycle de vie et non à leurs familles. Nous faisons également l'hypothèse que chaque cohorte d'étudiants finance *in fine* ses propres dépenses d'éducation. Négliger les transferts intergénérationnels permet de jeter un regard nouveau sur les transferts intra-générationnels créés par les dépenses d'éducation et leur financement.

Caractéristiques éducatives des promotions 2001 et 2002

Les tableaux 3 à 6 présentent les parcours éducatifs des individus de notre échantillon. Alors que 51,4 % des enfants de cadre ont obtenu un diplôme de l'enseignement supérieur, seuls 11,2% des enfants d'ouvrier et 23% des enfants d'employés atteignent ce niveau.

Tableau 3 : Diplôme le plus élevé obtenu, fréquence, fréquence pondérée et pourcentage

	Freq.	Freq pond.	%
Supérieur	442	327 377	24.4%
Baccalauréat + 2 ans	340	248 450	18.5%
Baccalauréat ou brevet professionnel	446	321 065	23.9%
CAP, BEP ou autre diplôme	326	224 975	16.8%
Brevet des collèges	103	73 873	5.5%
Aucun diplôme	215	146 148	10.9%
Total	1 872	1 341 888	100%

Champ : sortis de formation initiale en 2001 ou 2002

Source : ERF 2003 ; calculs des auteurs

Tableau 4 : Diplôme le plus élevé obtenu selon la CSP du père

Diplôme obtenu	Supérieur	Bac+ 2	Bac	CAP, BEP	Brevet	Aucun
CSPP						
Agriculteurs et artisans	19.4%	21.6%	32.6%	19.2%	2.5%	4.8%
Cadres	51.4%	20.9%	13.4%	5.8%	4.2%	4.3%
Prof interm	31.9%	20.2%	28.3%	9.8%	3.3%	6.6%
Employés	23.0%	18.7%	25.8%	13.7%	9.3%	9.5%
Ouvriers	11.2%	17.1%	24.4%	24.8%	6.6%	15.8%
Tous	24.4%	18.5%	23.9%	16.8%	5.5%	10.9%

Champ : sortis de formation initiale en 2001 ou 2002

Source : ERF 2003 ; calculs des auteurs

Tableau 5 : âge moyen de fin d'études selon le diplôme obtenu

	Freq.
Supérieur	24.6
Baccalauréat + 2 ans	22.3
Baccalauréat ou brevet professionnel	21.1
CAP, BEP ou autre diplôme	19.4
Brevet des collèges	19.0
Aucun diplôme	18.5
Total	21.5

Champ : sortis de formation initiale en 2001 ou 2002

Source : ERF 2003 ; calculs des auteurs

L'âge moyen de fin d'études varie également, selon toute logique, en fonction du dernier diplôme obtenu. Le rapprochement des tableaux 4 et 5 étaye l'idée évoquée en introduction de la possibilité théorique d'un financement par les milieux sociaux les plus modestes de l'éducation des enfants des milieux les plus favorisés, compte tenu de l'inégalité d'accès à des études longues. Toutefois, il semble utile de distinguer scolarité obligatoire, par définition progressive pourvu que son financement soit positivement corrélé au revenu, et scolarité post-obligatoire, pour laquelle la sélectivité sociale génère un potentiel anti-redistributif, selon le mode de financement retenu.

Pour mieux décrire la situation sociale de chaque individu, au-delà de la seule CSP du père de famille, nous construisons pour chaque ancien étudiant des promotions 2001 et 2002 un classement reflétant le niveau de vie familial à l'âge de 16 ans ('niveau de vie d'origine') puis nous calculons un revenu permanent correspondant à la valeur de son salaire actualisé moyen tout au long de sa carrière professionnelle. Nous calculons ensuite les dépenses éducatives et les transferts nets de financement pour tous les individus de notre échantillon pour mesurer la redistributivité du système scolaire.

Classement selon le niveau de vie d'origine

Sur les 1 872 individus de notre échantillon, 933 (49,8%) font encore partie du ménage parental. Dans un premier temps, nous estimons un de niveau de vie parental à 16 ans pour ces 'cohabitants'. Puis, à partir de ces estimations, nous affectons un niveau de vie parental à tous les individus de l'échantillon ('cohabitants et 'décohabitants') selon la catégorie sociale professionnelle (CSP) de leurs parents.

Le calcul d'un niveau de vie d'origine pose plusieurs difficultés méthodologiques. L'INSEE calcule le niveau de vie d'un ménage en divisant son revenu disponible par un nombre d'unité de consommation (UC), la période de référence étant en général l'année. L'échelle d'équivalence utilisée par l'INSEE pour les unités de consommation attribue 1 UC au premier adulte du ménage et 0,5 UC aux autres personnes de 14 ans ou plus. Avec les données de l'ERF, on ne connaît le revenu disponible du ménage et le nombre d'individus qui le compose que pour l'année en cours. Or, le nombre de frères et sœurs dans le ménage dépend de l'âge de l'individu et donc de son âge de fin d'études : les individus ayant fait de longues études vivent en moyenne avec moins de frères et sœurs que ceux ayant fait des études courtes. Nous décidons donc de ne pas tenir compte du nombre de frères et sœurs dans le calcul du niveau de vie d'origine. Le niveau de vie d'origine que nous calculons est en fait le revenu disponible des parents en équivalent adulte.

En pratique, nous calculons un revenu initial des parents en soustrayant au revenu initial du ménage les salaires et les allocations chômages apportés par les enfants. Nous divisons ensuite ce revenu initial par le nombre d'UC d'adultes conjoints du ménage (1 si l'enfant vit avec un parent sans conjoint, 1,5 s'il vit avec un ou des parents en couple). Nous actualisons ce niveau de vie selon l'âge des individus afin de refléter la situation du foyer d'origine lorsque l'individu a 16 ans³. En effet, les parents de diplômés plus âgés jouissent d'un revenu initial plus élevé du fait d'une plus grande expérience professionnelle en moyenne.

Un certain nombre d'individus des promotions 2001 et 2002 n'habitent plus avec leurs parents (les 'décohabitants'). Nous pouvons néanmoins estimer un lien avec leur foyer d'origine grâce aux catégories socioprofessionnelles de leur père et de leur mère. Pour tous les individus de l'échantillon, nous prédisons le niveau de vie parental à l'aide d'une régression reliant le niveau de vie des cohabitants par la CSP du père et de la mère. L'annexe 2 donne le détail de cette régression. La prédiction de niveau de vie parental est supérieure de 12% pour les décohabitants par rapport aux cohabitants. On peut constater que les décohabitants viennent en moyenne de foyers plus favorisés, indiquant que la cohabitation peut aussi être une réponse à des ressources familiales limitées. Cette méthode pourrait présenter un biais si la décohabitation dépendait du niveau de vie des parents au-delà des différences qui peuvent être expliquées par leur CSP : si c'est le cas, nous sous-estimons probablement le niveau de vie d'origine des décohabitants. Le tableau 6 montre le niveau de diplôme atteint selon le quintile de niveau de vie parental. Conformément à l'intuition, les diplômes supérieurs sont plus accessibles aux enfants provenant de foyers plus aisés, les enfants issus des 20% des ménages les plus riches ayant quatre fois plus de chances d'achever un cycle diplômant de l'enseignement supérieur que les enfants issus des ménages les moins aisés.

Tableau 6 : Diplôme le plus élevé obtenu selon le quintile de niveau de vie parental.

Diplôme obtenu	Supérieur	Bac+ 2	Bac	CAP, BEP	Brevet	Aucun
Quintile de niveau de vie parental						
1 (20% moins aisés)	12.3%	16.0%	26.0%	23.4%	5.7%	16.6%
2	12.0%	16.9%	22.6%	24.3%	6.8%	17.5%
3	19.6%	14.7%	28.1%	19.3%	8.0%	10.4%
4	31.8%	19.5%	26.8%	11.2%	4.3%	6.4%
5 (20% plus aisés)	47.1%	25.7%	16.1%	5.3%	2.6%	3.3%
Tous	24.4%	18.5%	23.9%	16.8%	5.5%	10.9%

Champ : sortis de formation initiale en 2001 ou 2002

Source : ERF 2003 ; calculs des auteurs

Estimation d'un revenu professionnel permanent

Notre deuxième étape consiste à estimer un revenu professionnel permanent pour les individus de notre échantillon. Pour cela, nous estimons une équation de revenu salarial annuel pour les individus de l'enquête Revenus Fiscaux non étudiants, non retraités, ayant au plus 40 années d'expérience. Nous procédons ainsi de manière séparée pour les hommes et pour les femmes, afin de limiter les problèmes d'hétéroscédasticité liés à la variable de genre.

³ Nous utilisons comme facteur d'actualisation le coefficient relatif à l'expérience dans une équation de salaire (1.01639).

Nos équations de salaire ont la forme suivante :

$$\ln(\text{REVSAL}_i) = a + b(\text{FR}_i) + c(\text{EXP01}_i) + d(\text{EXP}_i) + e(\text{EXP}_i^2) + f(\text{DIPL}_i) + g(\text{TU5}_i) + h(\text{CSPP}_i) + k(\text{tpart}_i) + r_i \quad (1)$$

où REVSAL_i est le revenu salarial annuel (incluant les traitements et salaires, les revenus agricoles, industriels et commerciaux, et les revenus non commerciaux) de l'individu i , FR une variable dichotomique indiquant que l'individu i est, ou non, de nationalité française, TU5 la tranche d'unité urbaine en 5 postes, qui mesure la densité de la région habitée, CSPP la CSP du père en 5 postes, DIPL le niveau de diplôme en 15 postes, EXP le nombre d'années depuis la sortie de la formation initiale, EXP01 une variable valant 1 pour les individus ayant seulement 1 an d'expérience et 0 pour les autres (car l'effet de l'expérience n'est pas linéaire la première année, le revenu croissant très rapidement en début de carrière) et r le résidu. Nous avons testé l'introduction d'effets croisés entre le diplôme et l'expérience, qui permettraient de faire varier le rendement d'une année d'expérience supplémentaire selon le niveau diplôme et le nombre d'années d'expérience, mais ces variables croisées sont peu significatives et nous ne les avons pas retenues dans notre spécification définitive. Nous utilisons une spécification quadratique qui permet au rendement d'une année d'expérience d'augmenter les premières années puis de diminuer avant de devenir négatif en fin de carrière. Les annexes 3 et 4 présentent les résultats de cette équation de salaire. La variance de revenus salariaux expliquée est relativement faible (Le R^2 ajusté est de 0.42 pour les hommes et pour les femmes), ce qui souligne l'importance de variables non observables dans la détermination des revenus salariaux ainsi que l'aléa qui entoure la probabilité d'être employé pour chaque actif.

Nous n'estimons pas un salaire potentiel mais une espérance de revenu salarial tenant compte des périodes de chômage et d'inactivité. Notre objectif est notamment d'estimer une dépense d'éducation nette de financement et d'impôt : il nous faut pour cela estimer un salaire effectif et non un salaire potentiel. Une limite de cette méthode est le caractère rétrospectif des données que nous utilisons dans un objectif prospectif, ce qui pose problème lorsqu'il s'agit de décrire la fin de la carrière de la promotion 2001-2002. Nous lui attribuons en effet un profil de carrière similaire à la génération actuellement en fin de carrière, ce qui interdit certaines interprétations de différences inter-groupes lorsque les situations ont beaucoup évoluées sur le marché du travail (notamment entre les hommes et les femmes). Nous faisons donc l'hypothèse implicite de rendements de l'éducation constants. Or, les rendements de l'éducation diplôme en fin de carrière pourraient fortement évoluer d'ici 30 ans, en raison par exemple de changements technologiques susceptibles d'augmenter le rendement de l'éducation. A l'inverse, la massification de l'enseignement supérieur pourrait réduire l'écart de rémunération entre les populations fortement ou peu éduquées. Il faut donc garder à l'esprit le caractère hybride notre méthode : si elle se base sur un calcul prospectif, nous nous appuyons pour se faire sur les dépenses et les rendements de l'éducation observés aujourd'hui.

En raison de la faible variance expliquée par l'équation de salaire, la reconstitution de carrières salariales à partir d'une équation de salaire en coupe transversale nécessite de faire des hypothèses sur le résidu de l'équation de salaire. Dans nos prédictions de salaires, supposer que le résidu est nul reviendrait à construire un modèle déterministe des salaires, ce qui donnerait trop de poids aux variables explicatives (et notamment à la CSP et au diplôme) et sous-estimerait la mobilité salariale. De même que chez Lillard et Willis (1978) et Colin (1999), le salaire de l'individu i d'expérience t a deux composantes dans notre modèle : une

composante déterministe $x_{it}\beta$ qui est égale à la prédiction de salaire de l'équation (1) et une composante stochastique ($u_i + v_{it}$) de sorte que :

$$\ln(\text{reveral}_{it}) = x_{it}\beta + u_i + v_{it}$$

et $v_{it} = \gamma v_{i,t-1} + w_{it}$

La composante stochastique u_i est un effet fixe individuel qui représente les caractéristiques individuelles inobservables pouvant avoir un effet sur le salaire (i.e. le « talent » professionnel de l'individu i , la composante permanente de sa motivation pour la vie professionnelle). Les w_{it} représentent des chocs aléatoires, positifs ou négatifs, qui surviennent indépendamment des caractéristiques individuelles. Le coefficient γ est une mesure de la persistance des chocs : plus γ est élevé, plus les résidus sont autocorrélés et plus les chocs w_{it} auront des effets persistants.

La variance de la composante stochastique ($u_i + v_{it}$) est déduite de la variance des résidus de l'équation de salaire (σ_r^2). La part de la variance due à l'effet fixe individuel peut être représentée par un coefficient $\lambda = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$. Il s'agit alors de trouver ou de choisir les paramètres du modèle λ et γ pour paramétrer notre modèle de simulation du revenu permanent des étudiants qui ont achevé leur parcours scolaire.

On ne peut pas estimer les paramètres λ et γ à partir des en coupe transversale de l'ERF 2003. Sur données américaines, Lillard et Willis (1978) trouvent $\lambda = 0.731$ et $\gamma = 0,406$ sur la période 1967-1973⁴. Leur modèle indique que 73,1% de la variance du logarithme des salaires est due à des effets individuels permanents. Des 26,9% restants, 22,5% sont dus à des variations purement stochastiques et 4,4% à des effets de persistance. Dans notre scénario central nous utilisons ces paramètres pour calibrer notre modèle.

En pratique, nous calculons la composante déterministe des salaires pour chaque individu et chacune de ses 40 années de carrière professionnelle. Puis nous tirons un effet aléatoire individuel u_i dans une loi normale de moyenne nulle et de variance $\sigma_u^2 = \lambda * \sigma_r^2$. Nous tirons ensuite une valeur initiale de l'effet temporaire v_{i0} dans une loi normale de moyenne nulle et de variance $\sigma_v^2 = (1-\lambda) * \sigma_r^2$. Nous tirons enfin pour les 40 années de carrière professionnelle un aléa pur w_t de moyenne nulle et de variance $\sigma_{wt}^2 = (1-\gamma) * \sigma_v^2$. Nous pouvons alors calculer les v_{it} de sorte que $v_{it} = \gamma v_{i,t-1} + w_{it}$. Ces résidus sont ajoutés à l'effet aléatoire individuel ainsi qu'à la composante déterministe des salaires.

Le revenu permanent pour un individu i est alors égal à la moyenne de ses salaires actualisés estimés sur une carrière de 40 années. Nous avons retenu les paramètres suivants pour projeter les salaires et actualiser les flux futurs d'impôts : une croissance moyenne des salaires de 1.0% (en nous appuyant sur une croissance structurelle réelle du PIB de 1.8% comme observé depuis 20 ans, mais en diminuant cette croissance de effets démographiques -0.5% par an-, de la hausse du niveau moyen d'éducation et enfin du vieillissement de la population active, tous facteurs qui nous conduisent à prédire une croissance individuelle de la productivité et des salaires moindre que l'évolution constatée rétrospectivement du PIB.

Nous actualisons les flux au taux d'intérêt réel (net d'inflation) de 3 %, moyenne des taux sans risque à différentes maturités longues pour les dernières années. Nous utilisons le même taux d'actualisation pour les revenus et les impôts⁵. En utilisant le même taux d'actualisation

⁴ Sur données françaises, Colin (1999) trouve $\lambda = 0.62$ et $\gamma = 0,0031$.

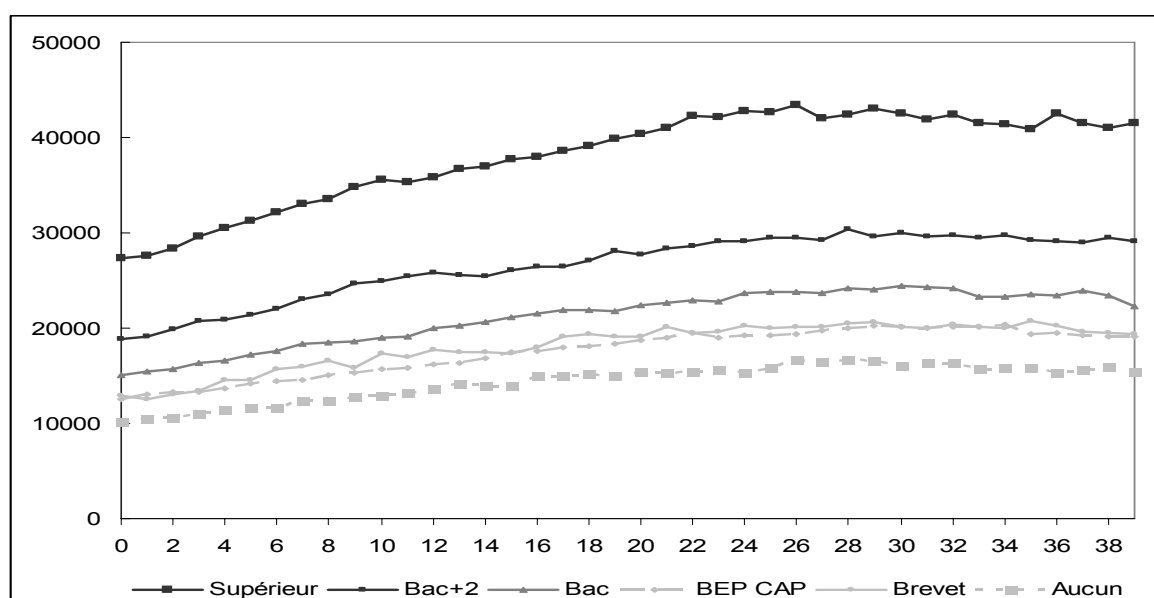
⁵ Nous proposons en annexe une variante avec des paramètres et d'actualisation des flux plus élevés (4.5%). Concernant le taux d'actualisation, le taux des emprunts d'Etat représente en effet une borne basse du taux à

pour les tous les individus et pour l'Etat, nous renonçons à différencier les préférences pour le présent des individus. A ce stade, nous considérons toutefois cette option acceptable, faute d'étude robuste sur les différentes préférences pour le présent, et leur durabilité, à l'âge de fin d'études. Dans la mesure où nos projections de revenus se font sur 40 ans, il paraît difficile de prétendre pouvoir modéliser l'évolution de la préférence pour le présent de tous les individus d'une génération sur l'ensemble de leur vie active.

Les résultats que nous présentons sont peu sensibles au taux d'actualisation choisi, dans la mesure où nous nous intéressons ici aux inégalités intragénérationnelles et donc aux différences entre les individus de revenus actualisés. Le niveau de revenu actualisé estimé de nos individus dépend fortement du taux d'actualisation, mais guère les revenus relatifs des individus d'une même cohorte. Nous avons utilisé un taux égal (toujours 3%) pour actualiser les coûts de l'éducation attribués aux élèves au cours de leur scolarité, en supposant que les coûts de l'enseignement évoluent au même rythme que le PIB (conformément à l'idée d'un effet Baumol, qui équivaut à faire l'hypothèse d'un maintien du pouvoir d'achat relatif des enseignants) et que le coût d'emprunt de l'Etat est constant à long terme. Une nouvelle fois, un relâchement de ces hypothèses n'aurait qu'un impact mineur sur la mesure des inégalités intragénérationnelles. La partie 3 présente des calculs de sensibilité.

Le graphique 1 montre la progression salariale moyenne par niveau de diplôme et les tableaux 7 et 8 présentent le revenu permanent moyen des individus par niveau de diplôme et CSP du père. Le graphique 1 et le tableau 7 illustrent l'existence de rendements apparents de l'éducation, et en particulier le caractère très rémunérateur des diplômes de l'enseignement supérieur, même de niveau Bac +2.

Graphique 1 : progression salariale moyenne par niveau de diplôme



Source : Calcul des auteurs

retenir, et certaines projections de long terme (Auerbach et al, op. cit. ; Docquier et al., op. cit.) retiennent un taux supérieur (mais inférieur au rendement des actions) pour tenir compte de l'incertitude des flux futurs. Par rapport au scénario central (qui valorise fortement les flux futurs), notre variante conjugue donc les hypothèses les plus défavorables aux flux futurs pour montrer le faible impact total de ces hypothèses sur le sens de nos résultats.

Tableau 7 : Revenu permanent actualisé selon le diplôme

	<i>en euros</i>
Supérieur	26 829
Baccalauréat + 2 ans	19 344
Baccalauréat ou brevet professionnel	15 391
CAP, BEP ou autre diplôme	12 282
Brevet des collèges	13 029
Aucun diplôme	10 451

Source : Calcul des auteurs

Tableau 8 : Revenu permanent actualisé selon la CSP du père

	<i>en euros</i>
Agriculteur et Artisans	16 723
Cadres	22 998
Professions intermédiaires	18 590
Employés	18 053
Ouvriers	15 091

Source : Calcul des auteurs

Tableau 9 : Revenu permanent actualisé selon quintile de revenu parental

	<i>en euros</i>
1 (20% les moins aisés)	14 847
2	14 832
3	16 472
4	20 047
5 (20% les plus aisés)	22 149

Source : Calcul des auteurs

Le tableau 8 illustre les limites de la mobilité sociale en France, puisque le revenu permanent actualisé d'un enfant d'ouvrier (15 091 euros par an en moyenne) est inférieur d'environ 35% à celui d'un enfant de cadre (22 998 euros). De même, on voit dans le tableau 9 que le revenu permanent moyen des individus du 1^{er} quintile de revenu parental est 10 000 euros plus faible que celui du 5^{ème} quintile. Cela confirme la persistance des inégalités entre « dynasties familiales », puisque les jeunes adultes issus de milieux situés en dessous de la médiane des revenus ont une espérance de gains salariaux futurs nettement inférieure à celle des jeunes issus de milieux plus favorisés. Cela démontre, s'il en était besoin, que l'inégal accès à l'enseignement supérieur, aux filières diplômantes les plus rémunératrices, mais aussi la faiblesse des réseaux sociaux des milieux les plus modestes engendrent une forte inertie sociale.

Le tableau 10 représente la matrice de transition entre le niveau de vie d'origine et le revenu permanent. Cette matrice peut-être comparée à la matrice de mobilité sociale (tableau 11) qui croise la CSP des individus et celle de leur père. Le champ utilisé est celui des individus sortis de la formation initiale depuis 5 à 15 ans. Ces promotions sont à la fois proches de la

promotion étudiée, et sur le marché du travail depuis suffisamment longtemps pour que leur CSP soit renseignée.

La répartition des individus dans ces matrices peut servir de mesure de la mobilité sociale. A titre d'exemple, plus il y a d'individus sur la diagonale de la matrice, plus la mobilité sociale est faible puisque ces individus ont le même niveau de vie relatif que leurs parents. Une première mesure de la mobilité sociale consiste donc à comptabiliser le nombre de personnes sur la diagonale de la matrice. Plus de 27,2% des individus sont immobiles d'un point de vue revenu permanent alors que 33,6% le sont du point de vue des catégories sociales. La comparaison directe entre les deux matrices est difficile puisque la matrice de mobilité monétaire a des marges fixes (il y a toujours 20% d'individus dans un quintile) alors que la matrice de mobilité professionnelle voit ses marges évoluer (12,9% des pères sont agriculteurs contre 3% des enfants). Il faut donc comparer l'immobilité observée à celle qui prévaudrait si la mobilité était complète (i.e. si la situation des individus ne dépendait pas de la situation de leurs parents). Le nombre de personnes attendu sur la diagonale de la matrice monétaire est de 20% ($=5*0.2*0.2$) ; celui sur la matrice professionnelle est égal à 21%. Le surcroît d'immobilité monétaire est donc de 7,2% alors que celui d'immobilité professionnelle est de 13,6%. Selon cette mesure, la mobilité monétaire est beaucoup plus importante que la mobilité professionnelle.

On ne peut effectuer des mesures plus fines concernant cette forme de mobilité sociale puisque s'il est possible de classer les quantiles de niveau de vie, il n'est pas aisé de classer les catégories socioprofessionnelles. L'éloignement par rapport à la diagonale a donc un sens dans une matrice monétaire (il est le signe d'une mobilité plus élevée) mais pas dans une matrice socioprofessionnelle.

Tableau 10 : matrice de mobilité sociale en termes de revenus – Quintile de revenu permanent selon le quintile de niveau de vie parental

Quintile de niveau de vie parental	Quintile de revenu permanent					Total
	1	2	3	4	5	
1 (20% moins aisés)	5.3	5.2	3.9	3.9	2.4	20.7
	25.6	25.2	18.8	18.7	11.8	100.0
	26.5	26.0	19.4	19.3	12.2	20.7
2	4.9	5.3	4.2	3.4	1.9	19.7
	25.1	26.8	21.2	17.5	9.4	100.0
	24.7	26.3	20.8	17.2	9.3	19.7
3	4.9	3.5	4.9	3.6	3.7	20.6
	24.0	16.9	23.7	17.6	17.7	100.0
	24.7	17.4	24.4	18.2	18.3	20.6
4	2.6	3.4	3.6	4.6	4.9	19.1
	13.4	18.0	18.8	24.2	25.6	100.0
	12.8	17.1	17.9	23.0	24.5	19.1
5 (20% plus aisés)	2.3	2.6	3.5	4.5	7.1	20.0
	11.4	13.1	17.6	22.3	35.6	100.0
	11.4	13.1	17.5	22.3	35.7	20.0
Total	20.0	20.0	20.0	19.9	19.9	100.0
	20.0	20.0	20.0	19.9	19.9	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Lecture : 5.4% des individus sont dans le premier quintile de revenu permanent et proviennent du premier quintile de niveau de vie parental ; 25.9% des individus provenant du 1er quintile de niveau de vie parental sont dans le premier quintile de revenu permanent ; 26.7% des individus du 1er quintile de revenu permanent proviennent du 1er quintile de niveau de vie parental.

Champ : individus sortis depuis 5 à 15 ans de la formation initiale avec une expérience professionnelle.

Source : Enquête Emploi 2003, Calcul des auteurs

Il est intéressant de constater, dans le tableau 10, l'asymétrie entre la probabilité d'être pauvre quand on est né pauvre (26%), et celle de d'être riche quand on est né riche (35%). Cela n'est possible que parce les classes moyennes (troisième quintile) ont davantage de risques de prendre le descenseur social que l'ascenseur. De même, les personnes issues du deuxième quintile ont moins d'une chance sur deux de monter au moins d'un quintile, en dépit d'une position initiale déjà défavorable, ce qui peut expliquer le sentiment d'une société de faible mobilité.

Tableau 11 : matrice de mobilité sociale (2) - CSP de l'individu selon la CSP du père

CSP du père	Catégorie socioprofessionnel de l'individu					Total
	Agricult	Cadres	Prof Inter	Employés	Ouvriers	
Agriculteurs et artisans	1.3	1.7	3.4	3.5	3.2	13.1
	9.9	13.1	25.6	26.8	24.6	100.0
	51.9	8.9	12.3	12.7	14.0	13.1
Cadres et prof libérales	0.3	7.7	5.9	3.5	1.5	18.9
	1.6	40.6	31.5	18.5	7.8	100.0
	12.2	39.7	21.7	12.7	6.3	18.9
Professions Intermédiaires	0.2	4.8	6.7	4.5	2.5	18.7
	1.0	25.5	36.0	24.3	13.2	100.0
	7.3	24.6	24.6	16.4	10.7	18.7
Employés	0.2	2.0	3.4	4.1	2.2	11.9
	1.3	17.0	28.4	34.6	18.8	100.0
	6.1	10.4	12.3	14.8	9.6	11.9
Ouvriers	0.6	3.2	8.0	12.0	13.8	37.5
	1.5	8.4	21.3	32.0	36.8	100.0
	22.5	16.3	29.1	43.4	59.4	37.5
Total	2.5	19.3	27.4	27.6	23.2	100.0
	2.5	19.3	27.4	27.6	23.2	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Lecture : 1,3% des individus dans l'enquête sont des agriculteurs enfants de père agriculteurs

9,9% des pères agriculteurs ont des enfants agriculteurs

51,9% des agriculteurs ont un père agriculteur

Champ : Promotions 2001-2002

Source : Calculs des auteurs

Dépense éducative brute et transferts nets par étudiant

Afin de mesurer la contribution financière nette de chaque individu au système d'éducation, nous affectons ensuite à chaque individu de notre échantillon une dépense éducative qui est fonction de son âge de fin d'études et de son parcours scolaire tel que déclaré dans l'enquête ERF. La dépense éducative est la somme d'un coût théorique du cursus et d'un coût du redoublement. Le tableau 12 nous renseigne sur la dépense annuelle moyenne par élève et par étudiant en 2002. La dépense dans l'enseignement supérieur dépend fortement de la filière suivie. La dépense par étudiant en classe préparatoire aux grandes écoles (€ 11 910) est 75% plus élevée que celle par étudiant à l'université hors IUT et ingénieurs (€ 6 840). Le tableau 13 présente le coût de quelques scolarités types hors coût de redoublement. La dépense totale pour un élève allant jusqu'en grande école (20 ans d'études) est 2,3 fois supérieure à celle d'un élève arrêtant sa scolarité à 16 ans (12 ans d'études). Les sommes de coûts de l'éducation sont actualisées au taux de 3% dans le scénario central comme justifié plus haut.

Tableau 12 : Dépense annuelle moyenne par élève et par étudiant en 2002⁶

	<i>en euros</i>
Enseignement préélémentaire	4 160
Enseignement élémentaire	4 480
Second degré, premier cycle	7 100
Second degré, second cycle général	8 400
Second degré, second cycle technologique	10 580
Second degré, second cycle professionnel	9 860
STS-CPGE	11 450
Universités (hors IUT et ingénieurs)	6 840
IUT	9 100
Formation d'ingénieurs	11 910

Source : MEN-DEP (2003)

Tableau 13 : Dépense totale et surcoût par rapport à la scolarité obligatoire pour quelques scolarités types sans redoublement aux prix de 2002

	<i>en euros</i>	
	dépense totale	surcoût
Sortie sans diplôme à 16 ans	63 280	0
BEP	83 000	19 720
Baccalauréat professionnel	92 860	29 580
Baccalauréat technologique	95 830	32 550
Baccalauréat général	88 480	25 200
BTS	109 950	46 670
DEUG	105 430	42 150
Licence	112 270	48 990
Maitrise	119 110	55 830
Grande Ecole	147 836	84 556

Source : MEN-DEP (2003), calcul des auteurs

Ces coûts ne prennent pas en compte les coûts éventuels de redoublement. Mais en France, seulement 30% des diplômés finissent « à l'âge prévu », 20% ont une année de retard par rapport à un nombre d'année d'études théoriques pour diplômer, 20% ont deux années de retard, 13% ont trois années de retard et 17% ont au moins quatre années de retard. En moyenne, les étudiants mettent 1,76 année de plus que le nombre d'années théoriques pour obtenir leur diplôme final. Pour les étudiants ayant redoublé, nous affectons un coût à chaque année de redoublement égal à la moyenne du coût annuel d'une année de sa scolarité. Le coût d'une année supplémentaire de scolarité pour un individu ayant diplômé d'une grande école (€ 147 830) est donc 2,3 fois supérieur à celui d'un individu n'ayant aucun diplôme (€ 63 200).

Le tableau 14 nous montre la dépense éducative affectée moyenne selon le niveau de diplôme défini par l'enquête emploi ainsi que dépense affectée pour l'éducation effectuée au-delà de la scolarité obligatoire. En moyenne, les élèves ayant obtenu un diplôme du supérieur se voient affecter une dépense éducative totale près de 2 fois supérieure aux étudiants sortis du système éducatif sans diplôme. La dépense éducative de l'enseignement au-delà de 16 ans est plus de trois fois supérieurs pour les étudiants diplômés d'Écoles (€ 95 716) que pour ceux ayant reçu un CAP ou BEP (€ 30 370).

⁶ STS, Sections de techniciens Supérieurs ; CPGE, Classes préparatoires aux grandes écoles ; IUT, Institut Universitaire de Technologie ; BEP, Brevet d'études professionnelles ; BTS, brevet de techniciens supérieur ; DEUG, Diplôme d'études universitaires générales.

Tableau 14 : Dépense d'éducation moyenne selon le niveau de diplôme*en euros*

	Dépense totale	Dépense scolarité non obligatoire
10 - Troisième cycle universitaire	164 535	78 323
12 - Ecoles niveau licence et au-delà	180 859	95 716
21 - Licence	152 863	69 558
22 - Maîtrise	159 877	75 208
30 - Premier cycle universitaire	142 979	61 282
31 - DUT, BTS	138 882	58 051
32 - Autre diplôme (niveau bac+2)	148 468	66 767
33 - Paramédical et social (niveau bac+2)	152 356	70 293
41 - Bac général	122 233	43 422
42 - Bac technologique	127 345	48 810
43 - Bac professionnel	121 317	43 103
44 - Brevet de technicien, brevet professionnel	127 721	48 901
50 - CAP, BEP	106 901	30 370
60 - Brevet des collèges	90 611	16 053
70 - Certificat d'études primaires	86 461	12 365
71 - Sans diplôme	88 531	14 209
Supérieur	164 106	79 177
Baccalauréat + 2 ans	141 124	60 064
Baccalauréat ou brevet professionnel	123 823	45 266
CAP, BEP ou autre diplôme	106 901	30 370
Brevet des collèges	90 611	16 053
Aucun diplôme	88 464	14 149

Source : Calcul des auteurs

Nous imputons ensuite à chaque individu un coût de financement de la dépense éducative. Nous faisons l'hypothèse d'un financement proportionnel au revenu permanent de l'individu, en supposant que chaque génération finance ses propres dépenses d'éducation et que le financement de l'éducation est équilibré. L'hypothèse de financement proportionnel correspond à la forme simplifiée de la courbe d'imposition en France pour la majorité des ménages compte-tenu de l'importance de la CSG et de la TVA. Le taux proportionnel d'imposition est égal à la somme des dépenses éducatives divisée par la somme des revenus salariaux actualisés sur l'ensemble de la carrière professionnelle, soit 18.1%. Ce taux peut paraître important et en particulier dépasser les coûts budgétaires de l'éducation. Notons tout d'abord qu'ici l'éducation est financée sur les seuls salaires (et non pas sur l'ensemble des revenus dans l'économie) et que sont imputés des coûts de financement (liés à des coûts effectifs comme à des coûts d'opportunité).

Le tableau 15 présente la dépense d'éducation (dépense totale et dépense d'éducation non-obligatoire) nette de financement selon le niveau de diplôme. Le tableau montre qu'en moyenne, les travailleurs ayant un diplôme du supérieur financent, grâce à leurs revenus salariaux plus élevés, la dépense éducative des autres travailleurs. Mais si l'on se concentre sur la partie des études non obligatoires, le constat s'inverse. La contribution nette des individus n'ayant aucun diplôme est d'environ € 14 500 euros (près de € 20 000 pour le brevet du collège) alors que les étudiants du supérieur bénéficient d'un transfert net de 5 600 euros (€ 7 000 pour les diplômés du supérieur court). Le tableau illustre le problème de l'équité entre les individus ayant fait des études et ceux qui n'en ont pas fait. Si l'on considère que l'éducation constitue un bien privé (ou un bénéfice en nature), le système éducatif et son

financement opère un transfert entre individus ayant suivis des études courtes et ceux, à revenus égaux, ayant suivis des études longues. Certains indépendants ayant suivis des études courtes mais à revenus élevés financent ainsi les individus ayant suivi des études longues mais dont le rendement monétaire est plus faible que la moyenne (par exemple certains enseignants, certaines professions culturelles, mais aussi les personnes victimes de discriminations sur le marché du travail).

Les actifs n'ayant obtenu qu'un brevet des collèges semblent également être des contributeurs nets du système éducatifs, notamment en raison de dépenses éducatives reçues très faibles et de revenus équivalents à ceux des BEP et CAP. On relativisera néanmoins la portée de cet aspect spécifique de nos résultats compte tenu des faibles effectifs de cette catégorie de population.

Tableau 15 : Transferts nets par niveau d'éducation; financement proportionnel.

	<i>en euros</i>	
	Dépense totale	Dépense scolarité non obligatoire
Supérieur	-30 789	5 603
Baccalauréat + 2 ans	603	7 017
Baccalauréat ou brevet pi	12 015	3 058
CAP, BEP ou autre diplômé	17 678	-3 313
Brevet des collèges	-4 036	-19 676
Aucun diplôme	12 546	-14 510

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette

Source : Calcul des auteurs

Impact redistributif de la dépense éducative et de son financement

Est représenté sur le tableau 16 le transfert net moyen induit par les dépenses d'enseignement au-delà de l'âge de scolarité obligatoire (16 ans) par quintile de niveau de vie des parents et par quintile de revenu individuel tout au long de la vie. La colonne A montre que, nettes de financement, les dépenses éducatives seraient légèrement anti-redistributives : ce sont les enfants de famille les plus aisés qui bénéficient le plus du système éducatif (2486 euros) alors que les enfants des autres quintiles sont tous contributeurs nets. Mais la colonne B nous montre une autre face de la réalité : sur le cycle de vie, ce sont bien les individus les plus aisés qui financent l'éducation des moins aisés. Le long du cycle de vie, la contribution nette des individus du premier quintile est ainsi de 31 700 euros alors que les individus les moins aisés bénéficient d'un transfert net actualisé égal à 15 800 euros. Ceci reflète, entre autres, qu'avec un financement proportionnel aux revenus, les personnes ayant des plus forts revenus financent, à dépenses éducatives égales, celles ayant des revenus plus faibles. Le diplôme n'est en effet pas le seul facteur expliquant les différences de revenus. Elles s'expliquent aussi par l'effort, le choix de secteur d'activité, un talent professionnel qui ne s'est dans reflété dans le diplôme, des inégalités territoriales, des discriminations sur le marché du travail, un réseau social ou le hasard. Par rapport à un financement proportionnel au revenu, le financement de ses propres dépenses d'éducation serait donc défavorable à ceux faisant le moins d'effort, à ceux et celles choisissant un secteur d'activité où le rendement monétaire est plus faible, et aux moins talentueux, mais aussi à ceux et celles qui sont discriminé(e)s sur le marché du travail, à ceux qui ont le moins de réseau social et aux plus malchanceux. Le jugement sur le

caractère juste ou injuste d'une telle réforme dépendra donc de la façon dont les inégalités se forment sur le marché du travail (choix et effort contre hasard et reproduction sociale)⁷. Les systèmes de prêt à remboursement contingent au revenu permettent de tenir compte à la fois du coût individuel des études suivies et des revenus obtenus par les anciens étudiants sur le marché du travail (voir par exemple Trannoy, 2006).

Tableau 16 : Transfert net (dépenses d'enseignement au-delà de 16 ans) par quintile de niveau de vie des parents et par quintile de revenu permanent.

en euros

Quintiles	Transfert net	
	selon niveau de vie parental (A)	selon revenu permanent (B)
1 (20% moins aisés)	-240	15 810
2	-942	10 027
3	-481	5 774
4	-715	-1 204
5 (20% plus aisés)	2 486	-31 716

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette

Source : Calcul des auteurs

Toutefois, on notera que deux options de modélisation que nous avons adoptées ici ont un impact notable sur les résultats. Nous supposons ci-dessus que tout élève reçoit, pour un même parcours scolaire, une éducation d'une même valeur quel que soit son milieu social d'origine. Il est néanmoins possible de considérer que les enfants issus de milieux favorisés bénéficient en réalité d'un enseignement plus coûteux et de meilleure qualité, au primaire, au secondaire ou dans le supérieur. Comme discuté dans l'annexe 1 (tableau A1), modifier nos estimations en ce sens conduit à donner une vision plus inégalitaire du système d'enseignement, puisque les ménages les plus favorisés sont aussi les principaux bénéficiaires nets du système, au détriment des ménages les plus modestes.

Il convient également de signaler que si, en perspective de cycle de vie, ce sont ceux qui ont le mieux réussi économiquement qui financent in fine les études des autres, c'est principalement grâce aux aléas de la vie sociale et économique que nous simulons ici par les paramètres λ et γ . Si nous n'avions pas simulé ces aléas (répartition inégale de talents et existence de chocs de revenus temporaires, par exemple lors d'une perte d'emploi), alors les enfants issus de ménages plus aisés, parce qu'ils sont nettement plus diplômés en moyenne, auraient plus clairement encore été les bénéficiaires nets du système éducatif. En résumé, les aléas du marché du travail recréent de l'égalité, parce que certains individus peu diplômés réussissent leur parcours professionnel quand des personnes plus diplômées peuvent aussi connaître à l'occasion des situations moins favorables. Un modèle plus déterministe de réussite, par exemple en projetant les revenus futurs grâce à notre équation de salaire sans ajouter ensuite d'aléa, aurait donc également conduit à une vision nettement régressive des transferts opérés par un système d'enseignement public et financé de manière mutualisée (Annexe 1, tableau A2). De même, une corrélation entre les aléas et les caractéristiques sociales ou de revenu (si par exemple le diplôme protège relativement du risque de chômage) réintroduirait un lien entre diplôme et inégalité.

⁷ Il faudrait également juger une telle réforme par ses effets incitatifs ou désincitatifs.

Conclusion

Deux conclusions principales peuvent être tirées de cet exercice.

1. Les dépenses et le financement du système d'éducation non-obligatoire aggravent les inégalités liées à l'origine sociale, alors que les dépenses totales d'éducation sont clairement progressives, c'est-à-dire réduisent les inégalités liées à l'origine. Il n'en reste pas moins que les dépenses d'éducation et leur financement proportionnel constituent un transfert net des plus hauts déciles vers les plus bas déciles, lorsqu'on définit les déciles de revenus à partir des revenus actualisés sur l'ensemble de la vie. Ainsi, si l'on s'en tient aux revenus des parents, on peut justifier la hausse des coûts individualisés des études supérieures au motif que les parents n'en payent pas le plein coût. Mais, si on établit des comptes individuels, on s'aperçoit en fait que les individus à revenus élevés financeront (inter temporellement) les études des individus à revenus moins élevés. Du point de vue du cycle de vie individuel, l'individualisation des coûts de l'éducation ne se justifie pas. Une autre question est incidemment celle de l'équité entre les personnes poursuivant des études et celles qui n'en poursuivent pas (à revenu permanent et origine familiale égaux).

Si l'éducation est considérée comme un investissement qui profite principalement à celui qui la reçoit, le transfert induit par les dépenses d'éducation non-obligatoire pourra être considéré injuste. Ceux qui ont des hauts revenus mais n'ont pas reçu beaucoup d'éducation financent les études des autres, d'autant plus qu'elles sont longues (et que leurs bénéficiaires ont *in fine* des revenus plus modestes). En revanche, si, au contraire, l'éducation est caractérisée par une part importante de rendements sociaux, une grande part de l'éducation est un bien public, dont le juste financement peut être basé sur les revenus et non sur les coûts individuels de l'éducation.

2. Dans le cas de l'enseignement supérieur, de nombreuses incertitudes demeurent, dans la mesure où des hypothèses plus riches pourraient modifier nos conclusions, par exemple en considérant que les enfants issus de foyers favorisés bénéficient de surcroît d'une éducation de meilleure qualité (par la sélection de meilleurs enseignants, un effet de pairs), ou en supposant qu'ils sont moins exposés aux aléas de la vie professionnelle. Dans ces deux cas, l'enseignement supérieur et son financement pourrait en l'état se révéler régressifs, en perspective de cycle de vie. Néanmoins, quelles que soient les hypothèses de modélisation retenues, les transferts qui résultent d'un tel schéma de dépense publique associée à son financement produisent des effets d'assez faible ampleur, qui pourraient justifier, tout au plus, des droits de scolarité de l'ordre de 1000 euros par an pour les enfants issus des deux quintiles les plus aisés.

Partant, en matière d'équité, la priorité devrait être donnée aux politiques favorisant égal accès et égale réussite (à talents identiques) en ce qui concerne l'enseignement supérieur. Il est essentiel d'amoindrir les différences de parcours scolaires et professionnels en fonction du milieu social d'origine. Selon nos calculs, la différence de valeur actualisée nette des revenus espérés pour un emploi à plein temps est de presque 300 000 euros entre un individu provenant d'un foyer appartenant au premier quintile de revenu et un individu provenant d'un foyer aisé (tableau 9). Une partie de cet écart est certainement liée à l'effort supérieur d'éducation (privée) consenti par les plus riches, mais, même dans ce cas, il est difficile de le justifier intégralement.

Les transferts nets induits par les dépenses d'enseignement au-delà de 16 ans sont un enjeu 100 fois inférieur (2 600 euros de différence entre le 1^{er} et le dernier quintile de

niveau de vie parental, tableau 16) et donc dérisoire. La question du caractère équitable de la hausse des droits de scolarité risque de se transformer en voile léger masquant, volontairement ou non, une iniquité majeure. Par ailleurs, une hausse des droits de scolarité et au-delà un financement privé de l'éducation supérieure serait un levier important d'exclusion sociale, dans la mesure où les contraintes de crédit pèseraient plus sur les moins favorisés. Des prêts dont le remboursement est contingent à la réussite professionnelle répondent à cette critique, mais la base du financement de l'enseignement supérieur paraît devoir rester le financement traditionnel par l'impôt (sur les revenus), proportionnel ou progressif. L'objectif principal reste de réduire le fossé que l'éducation creuse aujourd'hui entre des individus que probablement seul le niveau de revenu de leurs familles distingue.

Limites et futurs axes de recherche

Cette étude se limite à l'étude des transferts intra-générationnels en supposant les transferts intergénérationnels. Il serait intéressant de compléter ce type d'approche à un calcul de comptabilité générationnelle qui permet de révéler les effets générationnels des dépenses publics et de leur financement (Chojnicki et Docquier, 2007).

Il serait également intéressant d'estimer un niveau de vie permanent au lieu d'un revenu permanent. Pour cela, il faudrait endogénéiser les décisions de mise en couple ainsi que les décisions concernant la durée du travail (nous faisons ici l'hypothèse de personnes travaillant à temps plein pendant 40 ans). Ceci permettrait alors de simuler une version simplifiée du système d'imposition courant (dont l'impôt sur le revenu) à la place de l'imposition forfaitaire.

Nous adoptons une vision statique des rendements de l'éducation. Or, la façon dont les études sont financées peut affecter à la fois les décisions d'éducation (durée et spécialisation), les salaires négociés sur le marché du travail (les anciens étudiants peuvent faire porter une partie du prix des études aux employeurs ou à leurs clients) ainsi que le rendement différentiel des diplômes (selon le nombre de personnes y accédant). Un raisonnement en équilibre général donnerait vraisemblablement une vision différente de l'impact redistributif des dépenses éducatives.

Bibliographie

ALBOUY, V., BOUTON, F. ET ROTH, N. (2002), « Les effets redistributifs de l'éducation : les enseignements d'une approche monétaire statique », Communication préparée pour le séminaire conjoint CERC-Ministère de l'Education Nationale-INSEE du 15 novembre 2002.

<http://www.cerc.gouv.fr/meetings/seminairenovembre2002/ABR.PDF>

AUERBACH, A.J., GOKHALE, J. ET KOTLIKOFF, L.J. (1991), « Generational accounts: a meaningful alternative to deficit accounting », in D. Bradford (éd.), *Tax Policy and the Economy*, Vol. 5, pp. 55-110, MIT Press, Cambridge (Massachusetts).

AUERBACH, A.J., GOKHALE, J. ET KOTLIKOFF, L.J. (1994), « Generational accounts: a meaningful alternative to deficit accounting », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, pp. 73-94.

CHOJNICKI, X. ET DOCQUIER, F. (2007), « Fiscal Policy and Educational Attainment in the United States: A Generational Accounting Perspective », *Economica*, no. 74, pp. 329-350.

COLIN, C. (1999), « Modélisation des carrières salariales dans Destinie », *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, no. G 9902, INSEE.

EISNER, R. (1984), *The Total incomes system of accounts*, The University of Chicago Press, Chicago.

FULLERTON, D. ET LIM ROGERS, D. (1993), *Who Bears the Lifetime Tax Burden*, The Brookings Institution, Washington.

GOKHALE, J., PAGE, B.R. ET STURROCK, J. (1999), « Generational Accounts for the United States: An Update », IN AUERBACH, A.J., KOTLIKOFF, L.J. ET LEIBFRITZ, W. (ÉD), *Generational Accounting around the World*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 489-518.

HECKMAN, J. ET KLENOW, P. (1998), « Human Capital Policy », in *Policies to Promote Capital Formation*, ed. Michael Boskin, Hoover Institution, Stanford.

HECKMAN, J., LOCHNER, L. ET TABER, C. (1998), « Tax Policy and Human Capital Formation », *American Economic Review*, 88, no. 2, pp. 293-297.

HUGOUNENQ, R. (1998), « Les consommations publiques et la redistribution. Le cas de l'éducation », *Document de travail du CSERC*, no. 98-05.

KENDRICK, J.W. (1976), *The Formation and stocks of total capital*, Columbia University Press, New York.

LILLARD, L. ET WILLIS, R. (1978), « Dynamic Aspects of Earning Mobility », *Econometrica*, The Econometric Society.

MELONIO, T. ET TIMBEAU, X. (2006), « L'immatérielle Richesse des Nations », *Revue de l'OFCE*, no. 97, pp 329-363.

MEN-DEP (2003), *Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche : édition 2003*, Direction de l'Évaluation et de la Prospective, Ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche.

SHEA, J. (2000), « Does Parents Money Matter? », *Journal of Public Economics*, 77, no. 2, pp. 155-184.

TRANNOY, A. (2006), « Financement des universités, financement des études », *Revue d'économie politique*, vol. 116.

Annexe 1 : analyse de variantes

Dans une première variante, nous supposons que 30% du bénéfice de la dépense éducative est proportionnelle au niveau de vie des parents. En effet, il est probable qu'en dépit du fait qu'une année de scolarité ait officiellement le même coût pour l'Education nationale quelle que soit l'endroit où elle est dispensée, les enfants des familles les plus aisées reçoivent en réalité une éducation de meilleure qualité, par exemple parce qu'ils fréquentent des classes où les autres élèves ont un niveau plus élevé ou encore parce que les professeurs dont ils bénéficient sont plus expérimentés.

**Tableau A1 : Transfert net (dépenses d'enseignement au-delà de 16 ans) par quintile de niveau de vie des parents et par quintile de revenu permanent.
Variante 1**

(1) : 30% de la dépense est proportionnelle au niveau de vie des parents		
	Dépense scolarité non obligatoire	
Supérieur		8 905
Baccalauréat + 2 ans		8 191
Baccalauréat ou brevet professionnel		2 460
CAP, BEP ou autre diplôme		-5 372
Brevet des collèges		-22 812
Aucun diplôme		-17 289
<i>Lecture : un signe négatif indique une contribution nette</i>		
<i>en euros</i>		
Quintiles	Transfert net	
	selon niveau de vie parental (A)	selon revenu permanent (B)
1 (20% moins aisés)	-5 582	15 494
2	-4 944	9 630
3	-653	5 213
4	3 102	-1 263
5 (20% plus aisés)	8 892	-30 603
<i>Lecture : un signe négatif indique une contribution nette</i>		
<i>Source : Calcul des auteurs</i>		

Cette variante nous semble présenter l'intérêt de faire émerger la question de l'inégale qualité de l'éducation selon le quartier dans lequel les parents d'un élève résident. En effet, il est probable que le chiffre moyen de dépense par élève annoncé par l'Education nationale ne traduise en réalité des différences significatives dans les apprentissages, selon qu'un élève étudie dans une ZEP difficile ou en plein cœur d'un quartier favorisé. Chacun reçoit théoriquement un enseignement primaire et secondaire d'une même « valeur » annuelle, mais avec les niveaux de coûts ou les apprentissages effectifs sont sans doute hétérogènes dans la réalité. Plusieurs arguments peuvent être invoqués, depuis l'inégal coût de l'immobilier entre zones dites sensibles et quartiers favorisés (qui n'est pas mesuré par l'Etat mais masque des dépenses plus importantes engagées au profit des quartiers les plus chers), mais aussi effets de paires, qu'on peut imaginer fortement positifs dans les quartiers favorisés comparés aux quartiers défavorisés. Cette variante présente des résultats moins favorables en termes d'équité sociale, puisque les ménages les moins riches financent de manière plus forte encore les études supérieures des enfants des ménages les plus riches, même si le constat s'inverse, une nouvelle fois, dans une perspective de cycle de vie.

Dans une seconde variante, nous faisons l'hypothèse d'effets fixe individus importants et persistants dans la détermination de la carrière professionnelle (λ et γ étant tous les deux égaux à 0,9).

**Tableau A2 : Transfert net (dépenses d'enseignement au-delà de 16 ans) par quintile de niveau de vie des parents et par quintile de revenu permanent.
Variante 2**

(2) : Effets fixes élevés λ et $\gamma = 0.9$		
<i>en euros</i>		
Dépense scolarité non obligatoire		
Supérieur		5 421
Baccalauréat + 2 ans		8 748
Baccalauréat ou brevet professionnel		4 242
CAP, BEP ou autre diplôme		-4 707
Brevet des collèges		-23 968
Aucun diplôme		-15 158
<i>Lecture : un signe négatif indique une contribution nette</i>		
<i>Source : Calcul des auteurs</i>		
<i>en euros</i>		
Transfert net		
Quintiles	selon niveau de vie parental (A)	selon revenu permanent (B)
1 (20% moins aisés)	1 381	16 839
2	-3 713	13 253
3	-857	8 679
4	-470	-1 537
5 (20% plus aisés)	3 731	-38 843
<i>Lecture : un signe négatif indique une contribution nette</i>		
<i>Source : Calcul des auteurs</i>		

Dans une troisième variante, nous faisons l'hypothèse d'effets fixes faibles dans la détermination de la carrière professionnelle (0,1 : 0,1).

Tableau A3 : Transfert net (dépenses d'enseignement au-delà de 16 ans) par quintile de niveau de vie des parents et par quintile de revenu permanent.
Variante 3

(3) : Effets fixes faibles λ et $\gamma = 0.1$	
	Dépense scolarité non obligatoire
Supérieur	6 070
Baccalauréat + 2 ans	7 343
Baccalauréat ou brevet professionnel	3 822
CAP, BEP ou autre diplôme	-4 117
Brevet des collèges	-21 756
Aucun diplôme	-15 354
<i>Lecture : un signe négatif indique une contribution nette</i>	
<i>Source : Calcul des auteurs</i>	
<i>en euros</i>	
	Transfert net
Quintiles	selon niveau de vie parental (A)
	selon revenu permanent (B)
1 (20% moins aisés)	-1 035
2	-2 731
3	258
4	541
5 (20% plus aisés)	3 139
<i>Lecture : un signe négatif indique une contribution nette</i>	
<i>Source : Calcul des auteurs</i>	

Les tableaux A2 et A3 permettent d'illustrer des choix de modélisation alternatifs. Dans le tableau A2 l'évolution des salaires est très dépendante de la situation de départ de l'individu, en considérant que les caractéristiques inobservables mais permanentes d'une personne permettent d'expliquer les différences de salaires entre actifs occupés. Dans le tableau A3, les différences de salaires entre actifs sont au contraire plus fortement évolutives, dans la mesure où chaque salarié connaît chaque année un choc de revenu (positif ou négatif). Dans le premier cas, les individus dotés de caractéristiques favorables auront de manière constante de hauts revenus au cours de leur vie, et contribueront donc nettement ex-post au financement de l'enseignement supérieur de leur génération. Dans le deuxième cas, l'évolution des revenus salariaux est plus aléatoire au cours du temps et la contribution des plus riches au financement du supérieur est aussi beaucoup moins nette.

Dans les deux cas, on constate que les ménages les plus riches à l'origine bénéficient du système d'enseignement supérieur, avec des contributions nettes négatives, mais de manière relativement modeste (gain total de 2 000 à 4 000 euros). L'argument d'équité proposant d'augmenter les droits de scolarité pour les enfants de ménages riches n'est donc pas sans fondement, mais ne suffit pas non plus justifier des droits de scolarité élevés, puisque nos estimations indiquent des sommes captées par les ménages les plus riches qui, si on les divisait par la durée de scolarisation dans le supérieur, seraient clairement inférieures à 1 000 euros par an.

Annexe 2 : niveau de vie d'origine selon CSP des parents

Source	SS	df	MS	Number of obs	933
Model	4,44E+09	74	600	Prob > F	0
Residual	8,28E+09	858	964	R-squared	0,3491
Total	1,27E+10	932	136	Root MSE	3106,2

revact	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
_icspp_10	-1716,1	883,3	-1,94	0,052	-3449,7 17,6
_icspp_21	1466,4	697,5	2,1	0,036	97,3 2835,5
_icspp_22	1299,3	813,3	1,6	0,11	-296,9 2895,5
_icspp_23	3153,5	1915,0	1,65	0,1	-605,1 6912,1
_icspp_31	1612,5	1083,3	1,49	0,137	-513,7 3738,7
_icspp_33	707,4	1228,9	0,58	0,565	-1704,5 3119,4
_icspp_34	3080,5	1122,6	2,74	0,006	877,2 5283,8
_icspp_35	2769,4	2255,8	1,23	0,22	-1658,0 7196,9
_icspp_37	2085,0	853,7	2,44	0,015	409,4 3760,7
_icspp_38	1436,5	888,7	1,62	0,106	-307,7 3180,7
_icspp_42	2505,0	885,9	2,83	0,005	766,2 4243,8
_icspp_43	-457,8	1210,8	-0,38	0,705	-2834,3 1918,6
_icspp_44	-290,8	3152,0	-0,09	0,927	-6477,3 5895,7
_icspp_45	1557,0	943,0	1,65	0,099	-293,8 3407,9
_icspp_46	-536,8	709,4	-0,76	0,449	-1929,2 855,6
_icspp_47	88,0	663,0	0,13	0,894	-1213,2 1389,2
_icspp_48	-546,7	717,4	-0,76	0,446	-1954,8 861,5
_icspp_52	-1398,9	800,0	-1,75	0,081	-2969,0 171,3
_icspp_53	33,1	860,0	0,04	0,969	-1654,8 1721,1
_icspp_54	-83,4	888,1	-0,09	0,925	-1826,5 1659,7
_icspp_55	-162,7	1124,6	-0,14	0,885	-2370,0 2044,7
_icspp_56	-1428,5	1405,7	-1,02	0,31	-4187,5 1330,5
_icspp_62	-1741,6	566,2	-3,08	0,002	-2852,9 -630,4
_icspp_63	-1207,6	564,0	-2,14	0,033	-2314,6 -100,6
_icspp_64	-433,8	677,5	-0,64	0,522	-1763,6 896,0
_icspp_65	-638,4	783,1	-0,82	0,415	-2175,4 898,5
_icspp_67	-1442,7	599,4	-2,41	0,016	-2619,1 -266,2
_icspp_68	-1618,4	1041,5	-1,55	0,121	-3662,5 425,7
_icspp_69	-225,4	1151,1	-0,2	0,845	-2484,6 2033,9
_icspp_72	-2263,1	1930,2	-1,17	0,241	-6051,5 1525,3
_icspp_74	-923,4	1569,9	-0,59	0,557	-4004,6 2157,9
_icspp_75	-1191,7	2283,5	-0,52	0,602	-5673,6 3290,3
_icspp_77	-925,0	1639,9	-0,56	0,573	-4143,7 2293,7
_icspp_78	-1418,7	884,7	-1,6	0,109	-3155,2 317,7
_icspp_81	-3222,5	3223,2	-1	0,318	-9548,8 3103,7
_icspp_82	660,7	751,8	0,88	0,38	-814,8 2136,3
_icspp_85	-1154,1	1909,1	-0,6	0,546	-4901,2 2592,9
_icspm_10	393,8	1393,8	0,28	0,778	-2341,8 3129,4
_icspm_21	1154,3	1455,4	0,79	0,428	-1702,4 4010,9
_icspm_22	503,4	1447,2	0,35	0,728	-2337,0 3343,9
_icspm_23	-2098,6	3328,3	-0,63	0,529	-8631,2 4434,1
_icspm_31	5626,0	1929,9	2,92	0,004	1838,1 9413,9
_icspm_33	6993,0	1945,4	3,59	0	3174,6 10811,4
_icspm_34	6754,4	1721,5	3,92	0	3375,6 10133,3
_icspm_35	1570,8	3335,7	0,47	0,638	-4976,3 8117,8
_icspm_37	6426,7	1774,5	3,62	0	2943,9 9909,6
_icspm_38	8345,1	2463,6	3,39	0,001	3509,7 13180,5
_icspm_42	3399,9	1252,4	2,71	0,007	941,8 5858,0
_icspm_43	3818,2	1208,6	3,16	0,002	1446,0 6190,4
_icspm_45	4485,1	1396,2	3,21	0,001	1744,8 7225,4
_icspm_46	3096,7	1210,5	2,56	0,011	720,8 5472,7
_icspm_47	3896,0	1660,4	2,35	0,019	637,1 7155,0
_icspm_48	12269,1	3368,5	3,64	0	5657,5 18880,6
_icspm_52	2064,1	1114,7	1,85	0,064	-123,8 4252,0
_icspm_53	48,7	3328,3	0,01	0,988	-6484,0 6581,3
_icspm_54	2981,3	1108,9	2,69	0,007	804,9 5157,8
_icspm_55	1133,5	1297,6	0,87	0,383	-1413,3 3680,3
_icspm_56	56,4	1099,0	0,05	0,959	-2100,7 2213,5
_icspm_62	1604,0	1450,0	1,11	0,269	-1242,0 4449,9
_icspm_63	2144,2	1676,3	1,28	0,201	-1145,9 5434,3
_icspm_64	915,6	1771,1	0,52	0,605	-2560,5 4391,7
_icspm_65	995,6	2455,4	0,41	0,685	-3823,7 5814,9
_icspm_67	1547,5	1148,5	1,35	0,178	-706,6 3801,7
_icspm_68	1560,7	1310,6	1,19	0,234	-1011,7 4133,1
_icspm_69	869,8	1457,4	0,6	0,551	-1990,7 3730,2
_icspm_72	-6050,1	3781,2	-1,6	0,11	-13471,6 1371,4
_icspm_74	2063,4	1919,4	1,08	0,283	-1703,9 5830,6
_icspm_75	215,9	1610,9	0,13	0,893	-2945,8 3377,6
_icspm_77	742,1	1208,6	0,61	0,539	-1630,0 3114,2
_icspm_78	64,7	1365,7	0,05	0,962	-2615,8 2745,1
_icspm_81	-1187,5	3293,3	-0,36	0,719	-7651,3 5276,3
_icspm_82	515,8	1094,0	0,47	0,637	-1631,4 2662,9
_icspm_85	177,7	1267,2	0,14	0,888	-2309,5 2664,9
_icspm_86	-1114,5	3410,6	-0,33	0,744	-7808,5 5579,5
cons	5839,127	1126,951	5,18	0	3627,2 8051,0

Annexe 3 : équation de salaire (hommes)

Number of obs	16565
F(29, 16535)	299
Prob > F	0
R-squared	0.4216
Adj R-squared	0.4206
Root MSE	0.53512

logSalAnnuel	Coef.	Std. Err	t	P> t 	[95% Conf.	Interval]
fr	0.160	0.018	8.68	0	0.124	0.196
exp01	-0.028	0.032	-0.89	0.376	-0.091	0.034
exp	0.042	0.002	24.29	0	0.038	0.045
exp2	-0.001	0.000	-14.53	0	-0.001	-0.001
_ldip_12	-0.146	0.034	-4.28	0	-0.213	-0.079
_ldip_21	-0.482	0.040	-11.9	0	-0.561	-0.402
_ldip_22	-0.383	0.040	-9.7	0	-0.461	-0.306
_ldip_30	-0.554	0.048	-11.6	0	-0.647	-0.460
_ldip_31	-0.597	0.030	-20.11	0	-0.655	-0.539
_ldip_32	-0.689	0.084	-8.16	0	-0.854	-0.523
_ldip_33	-0.465	0.046	-10.1	0	-0.555	-0.375
_ldip_41	-0.708	0.033	-21.69	0	-0.772	-0.644
_ldip_42	-0.801	0.033	-24.25	0	-0.866	-0.737
_ldip_43	-0.774	0.034	-23.08	0	-0.840	-0.709
_ldip_44	-0.875	0.039	-22.48	0	-0.951	-0.798
_ldip_50	-0.979	0.028	-35.26	0	-1.033	-0.924
_ldip_60	-0.938	0.032	-29.02	0	-1.001	-0.875
_ldip_70	-1.141	0.035	-32.42	0	-1.210	-1.072
_ldip_71	-1.139	0.029	-39.14	0	-1.196	-1.082
_ltur5_2	0.028	0.013	2.12	0.034	0.002	0.055
_ltur5_3	0.030	0.012	2.56	0.011	0.007	0.054
_ltur5_4	0.026	0.012	2.11	0.035	0.002	0.051
_ltur5_5	0.140	0.015	9.37	0	0.110	0.169
_lcspp5_1	0.004	0.022	0.18	0.857	-0.039	0.047
_lcspp5_2	0.115	0.023	5	0	0.070	0.160
_lcspp5_3	0.107	0.022	4.91	0	0.064	0.149
_lcspp5_4	0.082	0.022	3.76	0	0.039	0.125
_lcspp5_5	0.056	0.019	2.91	0.004	0.018	0.093
tpart	-0.744	0.017	-44.91	0	-0.776	-0.711
_cons	10.003	0.041	244.91	0	9.922	10.083

Annexe 4 : équation de salaire (femmes)

Number of obs	14332
F(29, 14302)	329.03
Prob > F	0
R-squared	0.4198
Adj R-squared	0.4186
Root MSE	0.56589

logSalAnnuel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
fr	0.214	0.023	9.39	0	0.169	0.258
exp01	0.002	0.031	0.07	0.941	-0.059	0.064
exp	0.029	0.002	15.41	0	0.025	0.033
exp2	0.000	0.000	-8.65	0	0.000	0.000
_ldip_12	-0.111	0.045	-2.45	0.014	-0.200	-0.022
_ldip_21	-0.198	0.036	-5.45	0	-0.270	-0.127
_ldip_22	-0.232	0.038	-6.1	0	-0.306	-0.157
_ldip_30	-0.367	0.044	-8.31	0	-0.454	-0.281
_ldip_31	-0.457	0.032	-14.14	0	-0.520	-0.394
_ldip_32	-0.560	0.083	-6.75	0	-0.723	-0.398
_ldip_33	-0.214	0.033	-6.48	0	-0.279	-0.149
_ldip_41	-0.560	0.034	-16.63	0	-0.627	-0.494
_ldip_42	-0.632	0.035	-18.17	0	-0.700	-0.564
_ldip_43	-0.724	0.041	-17.69	0	-0.805	-0.644
_ldip_44	-0.750	0.048	-15.7	0	-0.843	-0.656
_ldip_50	-0.823	0.032	-25.98	0	-0.886	-0.761
_ldip_60	-0.816	0.035	-23.44	0	-0.885	-0.748
_ldip_70	-1.027	0.040	-25.94	0	-1.105	-0.950
_ldip_71	-1.007	0.034	-29.69	0	-1.073	-0.940
_ltur5_2	0.018	0.016	1.16	0.247	-0.013	0.050
_ltur5_3	0.018	0.015	1.25	0.213	-0.010	0.047
_ltur5_4	0.056	0.014	3.9	0	0.028	0.084
_ltur5_5	0.181	0.017	10.85	0	0.148	0.213
_lcspp5_1	0.001	0.025	0.04	0.97	-0.049	0.051
_lcspp5_2	0.017	0.026	0.63	0.525	-0.035	0.068
_lcspp5_3	0.013	0.025	0.51	0.612	-0.037	0.062
_lcspp5_4	0.016	0.025	0.62	0.532	-0.034	0.066
_lcspp5_5	-0.009	0.023	-0.41	0.682	-0.054	0.036
tpart	-0.679	0.011	-62.44	0	-0.700	-0.657
_cons	9.771	0.046	212.89	0	9.681	9.861