

Document de travail

DEPENSES PUBLIQUES D'ÉDUCATION ET INÉGALITÉS. UNE PERSPECTIVE DE CYCLE DE VIE

Guillaume Allègre
OFCE/Sciences Po

Thomas Melonio
Agence française du développement

Xavier Timbeau
OFCE/Sciences Po



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

Version révisée du 24 mai 2012

d'un document de travail paru en 2010 (n°2010-06)

2012-19

Juin 2012

Guillaume ALLEGRE^{*}
Thomas MELONIO^{**}
Xavier TIMBEAU^{***}

Résumé

Nous mesurons l'impact redistributif des dépenses éducatives et de leur financement. Nous adoptons une perspective de cycle de vie qui consiste à estimer pour chaque individu les dépenses publiques d'éducation dont il a bénéficié, et l'imposition nécessaire pour les financer. Nous concluons que les dépenses d'éducation et leur financement public au-delà de l'âge de l'enseignement obligatoire aggravent légèrement les inégalités entre ménages classés selon l'origine sociale ; en revanche, nos résultats s'inversent quand les individus sont classés selon leur revenu futur estimé. Ces transferts sont un enjeu d'équité marginal par rapport à celui lié aux différences de parcours scolaires et professionnels en fonction du milieu social.

* Économiste à l'OFCE, 69 quai d'Orsay 75340 Paris cedex 07, guillaume.allegre@sciences-po.fr

** Économiste à l'Agence française de développement, 5 Rue Roland Barthes 75598 Paris cedex 12, thomas_melonio@yahoo.fr

*** Économiste, Directeur du département analyse et prévision à l'OFCE, 69 quai d'Orsay 75340 Paris cedex 07, xavier.timbeau@sciences-po.fr

Public Spending on Education and Inequalities. A life-cycle perspective

Abstract

In this article, we measure the redistributive impact of education expenses when financed publicly. We consider a life-cycle perspective and estimate, for each individual, the education expenses received and the taxes paid during his or her foreseen career. We conclude that the public financing of non-compulsory education slightly increases inequality, while the public financing of compulsory education strongly diminishes inequalities among individuals of a same generation. However, these transfers seem to matter far less than the differences in future income due to an unequal access to higher education based on social origin.

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

Classification JEL : D31, D63, I22, H40

INTRODUCTION

La gratuité ou quasi-gratuité de l'enseignement pré-primaire, primaire, secondaire et supérieur contribue-t-elle à réduire les inégalités ? Si la réponse à cette question ne fait pas de doute concernant l'enseignement obligatoire (jusqu'à 16 ans en France), il existe un débat récurrent sur le caractère redistributif de l'enseignement supérieur. En effet, la part des étudiants issus de milieux modestes dans l'enseignement supérieur reste relativement faible. La gratuité de l'enseignement supérieur opérerait donc un transfert des ménages les plus pauvres qui paient l'impôt mais ne bénéficient pas des dépenses publiques vers les ménages les plus aisés qui bénéficient ou ont bénéficié des dépenses les plus élevées en matière d'enseignement supérieur. Il est possible d'imaginer que l'ensemble des contribuables, ménages modestes compris, finance les études des ménages les plus aisés. L'argument de régressivité de la gratuité du système d'enseignement supérieur est ainsi

régulièrement invoqué pour justifier la démutualisation de son financement.

Cet article s'interroge sur l'impact redistributif des dépenses publiques d'éducation lorsque leur financement est pris en compte. Mais comment mesurer cet impact redistributif ? La réponse à cette question, simple en apparence, dépend en réalité de choix méthodologiques et normatifs. L'objectif de cet article est d'éclairer les différentes difficultés concernant la définition et la mesure de l'impact redistributif et de proposer un bilan redistributif pour les cohortes sorties du système éducatif en 2001 et 2002. Pour cela, nous nous situons dans une perspective de cycle de vie où les individus bénéficient d'abord des dépenses d'éducation dans leur jeunesse puis contribuent à leur financement lorsqu'ils sont actifs. Afin d'isoler les questions d'inégalités et de redistribution intra-générationnelles, nous faisons l'hypothèse que chaque cohorte finance ses propres dépenses d'éducation. Nous contrôlons ainsi des effets intergénérationnels. Une autre perspective consisterait à faire payer tout ou partie du coût de l'éducation par les parents : cette perspective, qu'on qualifiera de dynastique, par opposition à la vision individuelle analysée ici, a déjà été adoptée de manière approchante dans d'autres articles (voir par exemple Hugounenq [1998]). Enfin, nous nous situons dans un cadre statique et n'abordons donc pas la question de l'effet du financement sur la durée des études.

Dans une première section, nous discutons des questions méthodologiques et montrons comment notre approche s'insère dans la littérature sur l'impact redistributif des dépenses éducatives et les différentes techniques de modélisation des carrières sur le cycle de vie. Dans une deuxième section, nous présentons nos données, les parcours scolaires des cohortes que nous suivons et les investissements publics dont les individus de notre échantillon ont pu bénéficier. Dans une troisième section, nous simulons, pour chaque individu, des carrières professionnelles et estimons un revenu permanent, qui nous permet de mesurer la contribution de chaque individu au financement de l'éducation en fonction de son revenu futur. Cette estimation du revenu permanent n'est pas purement

déterministe : nous ajoutons à la composante déterministe des salaires projetés un aléa, calibré pour reproduire les dynamiques de salaires mesurées en France sur données de panel : nous reprenons ici les résultats de Magnac et Roux [2009]¹. Nous présentons dans une quatrième section les résultats principaux de notre étude, à savoir les transferts intra-générationnels opérés par les dépenses éducatives et leur financement.

QUESTIONS METHODOLOGIQUES

Compte-tenu des diverses appréciations possibles des inégalités, il n'y a pas de méthode unique d'estimation des effets redistributifs d'une dépense. Calculer un impact redistributif nécessite (1) de valoriser ce qui est transféré, puis (2) d'affecter cette valeur à des individus ou groupes d'individus (familles, cohortes...) et enfin (3) de classer les individus ou groupes d'individus afin de comparer la distribution de ce transfert à une distribution ou une hiérarchie initiale, par exemple de revenu ou de niveau de vie. 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).

Valoriser la dépense éducative brute : transfert ou investissement ?

Toute estimation de l'impact redistributif de la dépense éducative suppose, dans un premier temps, de valoriser l'ensemble de la dépense publique d'éducation. Cette problématique se rapproche de celle consistant à évaluer un

¹ Magnac et Roux [2009] estime une dynamique des salaires de type ARMA (4,2). Dans notre projection, qui s'étend sur 40 ans, seule la composante permanente de la variance non expliquée par les variables observables est pertinente. En effet, dans notre article, les effets redistributifs ne viennent que de la VAN du revenu permanent, et les chocs annuels par rapport à la trajectoire générale, même auto-corrélés, n'ont aucun impact significatif sur nos résultats lorsqu'ils sont additionnés et actualisés sur 40 ans.

revenu disponible ajusté, qui consiste à ajouter au revenu disponible des ménages les transferts en nature procurés par les administrations publiques en termes de santé, d'éducation ou de logement social par exemple (voir Amar *et alii*, [2008]). A quelle valeur attribuer les services de l'administration et notamment l'éducation ? Une première approche, adoptée ici de même que par la plupart des études évaluant un revenu disponible ajusté, consiste à valoriser ces services à leur prix de revient (T. Smeeding *et alii* [1993] ; R. Hugounenq [1998] ; F. Marical *et alii* [2006] ; Callan et Keane [2008]). Une autre solution serait de valoriser les services à leur utilité pour les usagers. Concernant les dépenses d'éducation, cette utilité dépend des différences individuelles de rendement entre ces dépenses. On se rapproche alors des modèles inspirés par Becker [1964, 1967, 1981] où les dépenses d'éducation ne doivent pas être considérées comme un pur transfert mais comme un investissement pouvant avoir un rendement élevé. Enfin, une dernière solution est de valoriser le service d'éducation au prix auquel il s'échangerait sur un marché si le service était fourni par des agents privés. La difficulté tient à recréer ce contrefactuel¹. Faute d'informations supplémentaires, nous adoptons une logique *comptable* où l'éducation est valorisée à 100 % de son coût nominal. Une hypothèse sous-jacente est que la dépense a un rendement équivalent quelle que soit sa nature. Cette simplification permet de donner une valeur à des dépenses de nature culturelle, quels que soient leurs rendements en termes 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. Dans ce type de modèle, la dépense éducative est donc équivalente à un transfert monétaire. Cette approche est instructive et pourrait être complétée par une approche dynamique où l'éducation est

¹ La question est complexe mais on peut imaginer qu'à qualité constante, les frais de scolarité de l'établissement Henri IV à Paris seraient supérieurs ceux d'un établissement de La Courneuve. Des établissements privés capteraient probablement une partie de la rente liée aux effets de pair. De plus, si les professeurs actuels des lycées réputés sont perçus comme étant meilleurs, ils demanderont des salaires plus élevés sur un marché en concurrence. Enfin, les frais de scolarité devraient refléter la différence du prix de l'immobilier entre le centre de Paris et La Courneuve.

considérée comme étant un investissement et non un simple transfert.

Affecter et classer : approche familiale ou individuelle ?

Se pose ensuite la question de la répartition de ce stock de capital humain entre individus, groupes d'individus ou familles, en retenant une ou plusieurs générations comme objet d'étude. Là encore, plusieurs approches sont possibles. Les dépenses éducatives peuvent être attribuées aux familles (parents) et mesurées selon le niveau de vie de ce foyer parental. L'idée sous-jacente est que, en cas de démutualisation des dépenses éducatives, ce seraient les familles qui les prendraient en charge. Selon cette logique, il y a substituabilité parfaite entre transferts publics et familiaux. Ce sont donc les parents qui bénéficient des dépenses publiques d'éducation. Hugounenq [1998] utilise cette approche sur des données françaises¹. L'auteure part également du principe que les coûts d'éducation sont assimilables à un transfert. Les ménages sont classés par pourcentile de niveaux de vie en tenant compte du nombre d'unités de consommation observé dans le ménage². Toutefois, dans ce type d'approche, les effets redistributifs dépendent en très grande partie de la taille des ménages. *Ceteris paribus*, un ménage avec deux enfants recevra deux fois plus de dépenses éducatives qu'un ménage avec un enfant. Comme les ménages avec beaucoup d'enfants ont en général des niveaux de vie inférieurs aux ménages avec peu ou pas d'enfants, la dépense éducative, de même que les autres dépenses ciblées sur les enfants, est ainsi apparemment très redistributive. *In fine*, cette méthode mesure plus la perte de niveau de vie liée à l'arrivée d'enfants que le caractère redistributif des dépenses éducatives. Par exemple, selon cette méthode, moins les prestations familiales sont généreuses, plus les dépenses éducatives bénéficient à des ménages pauvres et plus elles apparaissent redistributives. Si

¹ L'étude s'appuie sur l'enquête « Budget des ménages 1994 » (Insee).

² Ceci suppose l'utilisation d'une échelle d'équivalence. L'échelle généralement utilisée et que nous retenons également est l'échelle d'Oxford : 1 unité de consommation pour le premier adulte, 0,5 pour la deuxième personne dans le ménage, 0,3 à partir de la troisième.

cette méthode peut être instructive, il est également intéressant d'analyser selon la taille des ménages. Une solution consiste à ne comparer que des ménages de même taille.

Une autre solution consiste à affecter les dépenses aux individus (élèves et étudiants) et non à leur famille. Sur des données françaises, Albouy, Bouton et Roth [2002] utilisent cette approche individuelle. Les auteurs classent les individus selon le niveau de vie de son ménage d'origine (parental). Cet exercice est difficile car le niveau de vie du ménage des parents dépend du nombre d'enfants mais certains des frères et sœurs peuvent, ou non, avoir décohabité. Or, l'âge de décohabitation dépend fortement de la durée des études. L'étude d'Albouy *et alii* s'appuie sur un travail minutieux consistant à réaffecter de manière exhaustive à chaque ménage les enfants qui avaient décohabité, donnant une vision plus directe du niveau de vie d'origine.

Une dépense éducative nette de financement

De la même façon qu'Albouy *et alii*, nous adoptons une approche individuelle. Notre objectif cependant est de compléter cette approche en tenant compte du financement de la dépense éducative afin de calculer une dépense éducative nette. Nous nous appuyons ainsi sur une perspective en cycle de vie où les individus bénéficient de dépenses au début de leur vie puis financent ces transferts durant leur carrière professionnelle. Le contrefactuel implicite d'une telle démarche s'appuie sur l'idée qu'en l'absence de financement public de l'éducation, ce seraient les individus eux-mêmes qui rembourseraient les dépenses d'éducation, par exemple, *via* l'emprunt ou *via* un financement par les parents, venant en déduction anticipée de la transmission intrafamiliale de patrimoine.

Notre démarche a un certain nombre de points communs avec la comptabilité inter-générationnelle (Auerbach, Gokhale et Kotlikoff [1991] et [1994]; Gokhale, Page et Sturrock, [1999]; Chojnicki et Docquier [2007]). Auerbach, Gokhale et Kotlikoff, dans leurs deux articles, 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 conclure 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 Chojnicki et Docquier [2007] à poursuivre cette logique de mesure des inégalités inter-générationnelles, en s'appuyant sur et en sophistiquant une modélisation antérieure réalisée par Gokhale, Page et Sturrock (Gokhale, Page et Sturrock [1999]). Les estimations de Chojnicki et Docquier conduisent à des 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 Chojnicki et Docquier 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, à l'inverse de la comptabilité générationnelle, notre analyse s'intéresse aux transferts intra-générationnels et non aux transferts inter-générationnels. On pourrait parler de comptabilité intra-générationnelle. De même que pour la comptabilité générationnelle, notre approche nous oblige à avoir une vision prospective nous permettant d'intégrer un mécanisme de financement de l'éducation par les cohortes qui en ont bénéficié. Si cette hypothèse est tout d'abord un *exercice de pensée* qui permet de distinguer les effets intra-générationnels des effets inter-générationnels, elle a également une justification théorique : il est usuel et pertinent de répartir le coût d'un investissement sur sa période d'usage (*via* l'emprunt ou l'amortissement par exemple).

Nous tenons compte du financement des dépenses éducatives en estimant un revenu permanent pour tous les individus concernés, sur la base d'une coupe instantanée. Ceci nécessite de comprendre la dynamique des salaires au sein d'une cohorte. Nous nous appuyons sur des modèles estimés sur données longitudinales. En effet, les inégalités de revenus peuvent se décomposer en caractéristiques permanentes ou transitoires. Si les inégalités sont dues à des chocs transitoires, les inégalités de revenu permanent seront plus faibles que les inégalités observées en coupe instantanée. Ici, nous nous intéressons en particulier au lien entre diplôme et revenu permanent. Dans ce contexte une part importante de caractéristiques transitoires aura pour effet de renforcer le lien entre diplôme et revenu permanent. A l'inverse, si les inégalités ont un caractère permanent (par exemple parce qu'elles sont liées à des caractéristiques individuelles non observées, à des effets durables des accidents, au choix initial d'un secteur...) alors les liens entre diplôme et revenu permanent seront plus faibles. Le lien entre diplôme et revenu permanent impacte à la fois la

partie financement et le classement des individus¹. Plus les liens sont forts et plus les individus qui bénéficient des dépenses éducatives seront ceux qui les financent. A la limite, si diplôme et revenu permanent étaient parfaitement corrélés et que le taux d'imposition permettant de financer les dépenses éducatives était égal au rendement apparent des dépenses d'éducation supplémentaires², alors les dépenses éducatives auraient un impact redistributif nul : les dépenses seraient alors financées selon une logique contributive³. De façon parallèle, plus les liens entre diplôme et revenu permanent sont forts, plus ce sont les individus ayant les plus hauts niveaux de vie permanents qui auront bénéficié des plus fortes dépenses éducatives, ce qui donne un effet apparemment régressif aux dépenses éducatives brutes. A l'inverse, si le lien est faible, une partie importante des dépenses éducatives bénéficieront à des personnes ayant un niveau de vie permanent plus faible et donc apparaîtront plus progressives lorsque les individus sont classés par niveau de vie permanent.

La modélisation de la dynamique des carrières et le caractère transitoire ou permanent des chocs jouent donc un rôle important dans une approche en cycle de vie. Plusieurs études ont estimé ces dynamiques salariales sur données longitudinales françaises et étrangères (Abowd et Card [1989] ; Lollivier et Verger [1999] ; Koubi [2003]). Lillard et Willis [1978] estiment une équation de salaire à la Mincer [1974] et modélisent le terme d'erreur qui comprend une partie permanente due à des différences individuelles non observées (talent, goût pour l'effort, aspect physique), et une partie transitoire modélisée par une auto-régression d'ordre 1 représentant l'impact plus ou moins durable des accidents. Les auteurs concluent que 73% de la variance du logarithme des salariés représentent des différences permanentes, 4% sont liées à des corrélations

¹ Lorsqu'ils sont classés par décile de niveau de vie permanent. Nous proposons d'autres classements : niveau de vie parental et diplôme.

² Que l'on peut définir par ce que rapporte un euro supplémentaire de dépenses d'éducation (De) en termes de revenu permanent (Rp) : $\Delta Rp / \Delta De$.

³ Dans ce cas, si le rendement apparent des dépenses supplémentaires d'éducation est inférieur au taux d'imposition alors les dépenses seront régressives ; s'il est supérieur, elles seront progressives.

sérielles et 23 % sont purement stochastiques. En utilisant la même méthode sur des données françaises, Colin [1999] estime que 62% de la variance du résidu est due à des différences individuelles permanentes ; les corrélationsérielles représentent une part quasi-nulle de la variance. Magnac et Roux [2009] estiment plusieurs processus ARMA autorisant des auto-corrélations jusqu'à l'ordre 4. Selon les modèles testés, la part permanente de la variance varie entre 60% et 63%. Dans le modèle retenu par Magnac et Roux et que nous reprenons dans cet article, c'est-à-dire un ARMA(4,2), la proportion de la variance due à l'hétérogénéité constante est de 61%. Les auteurs concluent également qu'il y a peu de différences entre groupes de qualification.

Le faible lien entre diplôme et revenu permanent peut être dû à des choix individuels, par exemple, s'il résulte de choix de secteurs plus ou moins rémunérateurs, à une plus ou moins forte propension à l'effort des diplômés, etc. Dans ce cas, la redistribution opérée par la gratuité de la dépense éducative pourra apparaître peu justifiée. A l'inverse, le faible lien entre diplôme et revenu permanent peut être dû à des circonstances extérieures (impact durable d'un accident, discrimination, rôle du capital social dans la détermination des places). Dans ce cas, la redistribution apparaîtra plus justifiée. Notre étude n'ayant pas pour objet de distinguer ces deux mécanismes, nous ne pourrions conclure en termes normatifs.

Apport de l'étude

Les principaux apports de notre travail ne portent pas spécifiquement sur la description de la dépense publique par niveau de vie d'origine (les 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 des sortants du système éducatif permettant un calcul prospectif. Ceci nous permet d'intégrer le financement de l'éducation dans notre analyse. Le calcul d'une matrice de transition entre quantiles nous permet également de 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 intra-familiales.

CARACTERISTIQUES DES PROMOTIONS 2001 ET 2002

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 quatrième 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 terminé 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. De même que dans les travaux du CEREQ [2008], nous utilisons des cohortes d'étudiants définies par leur année de fin d'études (promotions). On compare ainsi des individus qui sont confrontés aux mêmes conditions économiques durant leur vie active. Une autre solution aurait été d'effectuer la même analyse pour des cohortes de naissance, c'est-à-dire des individus nés la même année. Le choix d'utiliser des cohortes de fin d'études a également été effectué 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 du point de vue méthodologique : 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.

Caractéristiques éducatives des promotions 2001 et 2002

Les tableaux 1 à 3 présentent les parcours éducatifs des individus de notre échantillon. Alors que 51,4% des enfants de cadres ont obtenu un diplôme de l'enseignement supérieur, seuls 11,2% des enfants d'ouvriers et 23% des enfants d'employés atteignent ce niveau, ce qui confirme l'ampleur des inégalités d'accès à l'enseignement supérieur évoquées en introduction.

Tableau 1. 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 2. 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%	22%	33%	19%	3%	5%
Cadres	51%	21%	13%	6%	4%	4%
Prof intermédiaires	32%	20%	28%	10%	3%	7%
Employés	23%	19%	26%	14%	9%	9%
Ouvriers	11%	17%	24%	25%	7%	16%
Tous	24%	19%	24%	17%	6%	11%

Champ : sortis de formation initiale en 2001 ou 2002.

Source : ERF 2003 ; calculs des auteurs.

Le tableau 2 étaye l'idée 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, dont les dépenses sont par construction progressives pourvu que son financement soit positivement corrélé au revenu, et scolarité post-obligatoire, pour laquelle la sélection sociale génère un potentiel anti-redistributif.

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 du foyer 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 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.

En pratique, nous calculons un revenu initial des parents en soustrayant au revenu initial du ménage les salaires et les allocations chômage 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 ans¹. 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.

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. 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. Le tableau 3 montre le niveau de diplôme atteint selon le quintile de niveau de vie parental. Conformément à l'intuition, les diplômés 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.

¹ Nous utilisons comme facteur d'actualisation le coefficient relatif à l'expérience dans l'équation de salaire estimée plus loin mais sur la totalité de notre échantillon (et obtenons une valeur de 1,0164, très proche de la croissance de la productivité).

Tableau 3. 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%	16%	26%	23%	6%	17%
2	12%	17%	23%	24%	7%	18%
3	20%	15%	28%	19%	8%	10%
4	32%	20%	27%	11%	4%	6%
5 (20% plus aisés)	47%	26%	16%	5%	3%	3%
Tous	24%	19%	24%	17%	6%	11%

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 au genre.

Nos équations de salaire ont la forme suivante :

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

où REVSAL_i est le revenu salarial annuel (incluant les traitements, salaires et indemnités de chômage, 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 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. La variable croisée EXP*DIPL permet de faire dépendre le rendement de l'expérience du niveau de diplôme. La variance de revenus salariaux expliquée de cette manière 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. 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 évolué sur le marché du travail (notamment entre les hommes et les femmes)¹. 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 de 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 coupe instantanée.

¹ Notons également que nous utilisons une coupe instantanée où des effets d'expérience et de cohorte sont mêlés afin d'estimer un profil longitudinal.

En raison de la relativement 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 carrières salariales, ce qui donnerait trop de poids aux variables explicatives (et notamment au diplôme) et sous-estimerait la mobilité salariale. Par ailleurs, les salaires étant estimés en logarithme, il est important que les salaires projetés aient une variance conforme à celle observée dans les données réelles, pour ne pas créer de biais lors du passage en log.

Nous reconstituons la variance réelle dans les salaires projetés avec la modélisation la plus parcimonieuse possible. Le salaire de l'individu i d'expérience t a deux composantes : une composante déterministe qui est égale à la prédiction de salaire de l'équation (1) et une composante stochastique ($u_i + v_{it}$) de sorte que :

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

où $x_{it}\beta$ est égal à la prédiction de salaire de l'équation (1) ;

et u_i est un aléa stochastique représentant la composante individuelle constante ; v_{it} est une composante variable (bruit). Les aléas u_i et v_{it} sont indépendants entre eux et des régresseurs X_{it} .

Il faut alors connaître la part de la variance due à l'hétérogénéité constante dans la variance totale des résidus : $\alpha = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v)$. Cette part dépend de l'importance des caractéristiques individuelles inobservables (*i.e.* le « talent » professionnel des individus, la composante permanente de leur motivation pour la vie professionnelle, leur goût pour l'effort, ...) dans les dynamiques salariales, ainsi que la persistance de chocs. Ce paramètre n'est pas observable en coupe instantanée : il est nécessaire de l'estimer sur données longitudinales. Nous utilisons comme scénario central, l'estimation de la proportion de la variance due à l'hétérogénéité constante par Colin [1999] et Magnac et Roux [2009] sur données françaises, soit environ 60%. Nous testons également la robustesse de nos résultats lorsque ce paramètre varie.

En pratique, nous calculons la composante déterministe des salaires pour chaque individu et chacune de ses 40 années de carrière professionnelle. 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). Nous tirons un effet aléatoire individuel u_i dans une loi normale de moyenne nulle et de variance $\sigma_u^2 = \alpha * \sigma_r^2$. Nous tirons ensuite pour les 40 années de carrière professionnelle un aléa pur v_{it} de moyenne nulle et de variance $\sigma_v^2 = (1 - \alpha) * \sigma_r^2$. 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 des 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 impôts¹. En utilisant le même taux d'actualisation pour les tous les individus et pour l'Etat, nous renonçons à différencier les préférences pour le

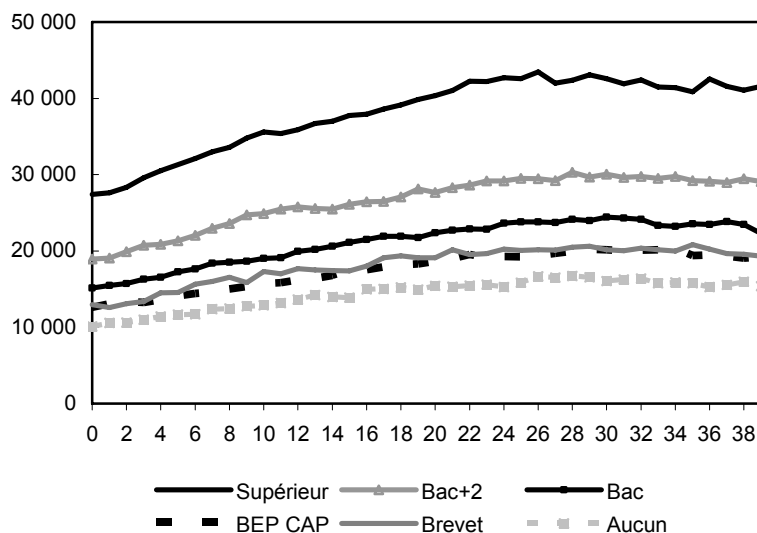
¹ Nous proposons en annexe une variante avec des paramètres d'actualisation des flux plus élevés (4,5%). Concernant le taux d'actualisation, le taux des emprunts d'Etat représente en effet une borne basse du taux à retenir, et certaines projections de long terme (Auerbach *et al.*, *op. cit.* ; Docquier *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.

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.

RESULTATS

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 dernière section présente des calculs de sensibilité. Le graphique 1 montre la progression salariale moyenne par niveau de diplôme et le tableau 4 présente le revenu permanent moyen des individus par niveau de diplôme. Ces deux illustrations rappellent 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.

Tableau 4. Revenu permanent actualisé selon le diplôme

en euros

dipl	mean	st. Err	95% conf interval	
Supérieur	27 605	679	26 275	28 936
Baccalauréat + 2 ans	19 019	476	18 085	19 952
Baccalauréat ou brevet professionnel	15 044	336	14 386	15 703
CAP, BEP ou autre diplôme	12 440	313	11 826	13 054
Brevet des collèges	12 991	585	11 845	14 138
Aucun diplôme	10 887	347	10 207	11 566

Source : Calcul des auteurs.

Tableau 5. Revenu permanent actualisé selon quintile de revenu parental

en euros

	mean	st. Err	95% conf interval	
1 (20% les moins aisés)	15 171	643	13 910	16 432
2	15 398	674	14 076	16 719
3	16 365	708	14 978	17 752
4	19 594	899	17 832	21 356
5 (20% les plus aisés)	22 370	999	20 412	24 329

Source : Calcul des auteurs.

Le tableau 5 illustre les limites de la mobilité sociale en France, puisque le revenu permanent annuel moyen des individus du 1^{er} quintile de revenu parental est 7 000 euros plus faible que celui du 5^e quintile. Sur l'intégralité de la carrière professionnelle (40 ans), l'écart est ainsi proche de 300 000 euros (287 960 euros). 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 6 représente la matrice de transition entre le niveau de vie d'origine et le revenu permanent. 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 sont sur le marché du travail depuis suffisamment longtemps pour que leur CSP soit renseignée.

La répartition des individus dans cette matrice 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. 25,3% des individus sont immobiles du point de vue du revenu permanent alors que 33,6% le sont du point de vue des catégories sociales. Le nombre de personnes attendu sur la diagonale de la matrice monétaire est de 20% ($=5*0,2*0,2$). Le surcroît d'immobilité monétaire est donc de 5,3%.

Il est intéressant de constater, dans le tableau 6, l'asymétrie entre la probabilité d'être pauvre quand on est né pauvre (26%), et celle d'être riche lorsqu'on est né riche (33,8%). 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 à faible mobilité.

Tableau 6. 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	4,8	4,0	3,5	2,4	20,0
	26,0	23,5	20,3	17,7	12,5	100,0
	26,9	24,3	21,0	18,3	12,9	20,0
2	5,2	4,7	4,1	3,5	2,5	20,0
	25,7	23,3	20,4	18,0	12,6	100,0
	25,3	22,9	20,1	17,7	12,4	20,0
3	4,6	4,2	4,2	3,8	3,2	20,0
	23,0	21,2	21,0	18,7	16,1	100,0
	23,7	21,8	21,7	19,3	16,6	20,0
4	2,9	3,4	4,0	4,5	5,2	20,0
	14,8	17,4	19,8	22,5	25,5	100,0
	14,1	16,6	18,9	21,4	24,3	20,0
5 (20% plus aisés)	2,0	2,9	3,7	4,7	6,8	20,0
	10,0	14,4	18,4	23,3	33,8	100,0
	10,0	14,4	18,4	23,3	33,8	20,0
Total	20,0	20,0	20,0	20,0	20,0	100,0
	20,0	20,0	20,0	20,0	20,0	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 ; 26,0% des individus provenant du 1er quintile de niveau de vie parental sont dans le premier quintile de revenu permanent ; 26,9% 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.

DEPENSE EDUCATIVE BRUTE ET TRANSFERTS NETS PAR ETUDIANT

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 7 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 euros) est 75% plus élevée que celle par étudiant à l'université hors IUT et ingénieurs (6 840 euros).

Tableau 7. Dépense annuelle moyenne par élève et par étudiant en 2002¹

	<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).

Le tableau 8 présente le coût de quelques scolarités types. Les sommes de coûts de l'éducation sont actualisées au taux de 3% dans le scénario central comme justifié plus haut. 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.

¹ 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 8. Dépense d'éducation moyenne selon le niveau de diplôme

	<i>en euros</i>	
	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.

Le tableau 8 nous montre également la 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 supérieure pour les étudiants diplômés d'écoles (95 716 euros) que pour ceux ayant reçu un CAP ou BEP (30 370 euros).

Nous imputons ensuite à chaque individu un coût de financement de la dépense éducative. Dans notre scénario principal, 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 TVA¹. Dans le scénario central, 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 toutefois qu'ici l'éducation est financée sur les seuls salaires (et non pas sur l'ensemble des revenus dans l'économie).

Les tableaux 9a et 9b présentent la dépense d'éducation (dépense totale et dépense d'éducation non-obligatoire) nette de financement selon le niveau de diplôme. Ils montrent 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 15 000 euros (près de 20 000 pour le brevet du collège) alors que les étudiants du supérieur bénéficient d'un transfert net d'environ 4 000 euros (8 000 pour les diplômés du supérieur court). Ce 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 opèrent un transfert entre individus ayant suivi des études courtes et ceux, à revenus égaux, ayant suivi des études longues. Certains actifs ayant suivi 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).

¹ Nous avons testé d'autres possibilités de financement, plus progressives et qui conduisent, mécaniquement, à rendre le financement public de l'éducation plus redistributif. Plusieurs variantes sont présentées en annexe 5.

Les actifs n'ayant obtenu qu'un brevet des collèges semblent également être des contributeurs nets du système éducatif, 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 9. Transferts nets par niveau d'éducation; financement proportionnel

a) Dépenses totales

	en euros			en %	
	<i>moyenne</i>	<i>Err. St.</i>	<i>95% interval conf</i>		<i>/rev. perm. moy.</i>
Supérieur	-35 596**	7 050	-49 415	-34 215	-5,4%
Baccalauréat + 2 ans	4 631	5 016	-5 200	5 614	0,7%
Baccalauréat ou brevet pro.	15 354**	3 613	8 273	16 062	2,4%
CAP, BEP ou autre diplôme	16 807**	3 454	10 038	17 484	2,6%
Brevet des collèges	-3 647**	6 246	-15 889	-2 423	-0,6%
Aucun diplôme	10 267**	3 817	2 786	11 016	1,6%

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette.

Source : Calcul des auteurs.

** : significatif à 95%.

b) Dépenses pour l'éducation non obligatoire

dipl	en euros			en %	
	<i>moyenne</i>	<i>Err. St.</i>	<i>95% interval conf</i>		<i>/rev. perm. moy.</i>
Supérieur	3 974**	2 000	54	7 895	0,6%
Baccalauréat + 2 ans	8 253**	1 492	5 330	11 177	1,3%
Baccalauréat ou brevet pro.	4 282**	1 141	2 046	6 519	0,7%
CAP, BEP ou autre diplôme	-3 518**	1 103	-5 680	-1 357	-0,5%
Brevet des collèges	-19 336**	1 929	-23 119	-15 555	-3,0%
Aucun diplôme	-15 507**	1 275	-18 006	-13 009	-2,4%

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette.

Source : Calcul des auteurs.

** : significatif à 95%.

Impact redistributif de la dépense éducative et de son financement

Les tableaux 10a et 10b représentent le transfert net moyen induit par les dépenses totales d'enseignement. Etant donné le poids de la scolarité obligatoire, ces dépenses apparaissent naturellement redistributives. Le poids de ces transferts par rapport au revenu permanent moyen n'est pas négligeable.

Les tableaux 11a et 11b sont plus intéressants puisqu'ils concernent 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. Le tableau 11a montre que, nettes de financement, les dépenses éducatives ne sont pas significativement distributives ou anti-redistributives. Le tableau 11b 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 d'environ 27 000 euros alors que les individus les moins aisés bénéficient d'un transfert net actualisé égal à environ 13 000 euros, ce qui correspond respectivement à 4,2 et 2,0% du revenu permanent moyen.

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 pas 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)¹. 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]).

¹ Il faudrait également juger une telle réforme par ses effets incitatifs ou désincitatifs, comme suggéré par Heckman, Lochner et Taber [1998].

Tableau 10. Transfert net (dépenses totales d'enseignement) en euros et en pourcentage du revenu permanent moyen.

Scénario central : $\alpha = 0,6$

a) par quintile de niveau de vie des parents

	en euros				en %
	mean	st. Err	95% conf interval		/rev. perm. moy.
1 (20% moins aisés)	9 139**	4 249	811	17 469	1,4%
2	6 681	4 410	-1 962	15 325	1,0%
3	5 394	4 555	-3 533	14 321	0,8%
4	-6 691	5 897	-18 249	4 866	-1,0%
5 (20% plus aisés)	-16 269**	6 694	-29 391	-3 149	-2,5%

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette

Source : Calcul des auteurs

** : significatif à 95%

b) par quintile de revenu permanent

	en euros				en %
	mean	st. Err	95% conf interval		/rev. perm. moy.
1 (20% moins aisés)	56 942**	1 832	53 351	60 534	8,7%
2	36 107**	1 995	32 198	40 017	5,5%
3	16 893**	2 119	12 741	21 046	2,6%
4	-11 804**	2 295	-16 303	-7 306	-1,8%
5 (20% plus aisés)	-103 482**	6 195	-115 625	-91 340	-15,8%

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette

Source : Calcul des auteurs

** : significatif à 95%

Tableau 11. Transfert net (dépenses d'enseignement au-delà de 16 ans) en euros et en pourcentage du revenu permanent moyen.

- Scénario central : $\alpha = 0,6$

a) par quintile de niveau de vie des parents

	en euros				en %
	moyenne	st. Err	95% conf interval		/rev. perm. moy.
1 (20% moins aisés)	-618	1 363	-3 289	2 053	-0,1%
2	-2 123	1 422	-4 909	664	-0,3%
3	148	1 378	-2 552	2 849	0,0%
4	802	1 684	-2 499	4 104	0,1%
5 (20% plus aisés)	1 910	1 878	-1 772	5 591	0,3%

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette.

Source : Calcul des auteurs.

** : significatif à 95%.

b) par quintile de revenu permanent.

	en euros				en %
	moyenne	st. Err	95% conf interval		/rev. perm. moy.
1 (20% moins aisés)	12 858**	1 076	10 749	14 968	2,0%
2	8 885**	1 189	6 555	11 217	1,4%
3	5 310**	1 273	2 814	7 806	0,8%
4	-1 066	1 320	-3 653	1 520	-0,2%
5 (20% plus aisés)	-27 380**	1 867	-31 040	-23 721	-4,2%

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette.

Source : Calcul des auteurs.

** : significatif à 95%.

On notera que les 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.

Robustesse des résultats

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, ce résultat dépend de la modélisation des aléas de la vie sociale et économique que nous simulons ici par le paramètre α . 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. Le tableau suivant présente les résultats qui auraient été obtenus avec des choix différents pour le paramètre α .

Tableau 12. Transfert net (dépenses d'enseignement au-delà de 16 ans) par quintile de revenu permanent en fonction des choix de modélisation de l'aléa des salaires projetés

Quintiles	$\alpha =$						
	0,50	0,55	0,60	0,65	0,7	0,75	0,8
1 (20% moins aisés)	11 090	11 912	12 859	13 645	14 478	15 198	15 815
2	7 415	8 355	8 886	9 547	10 253	10 925	11 513
3	4 676	4 945	5 310	5 556	5 734	6 136	6 893
4	-393	438	-1 066	-1 084	-1 319	-1 542	-1 766
5 (20% plus aisés)	-24 004	-25 964	-27 381	-29 115	-30 602	-32 232	-33 947

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette.

Source : Calcul des auteurs.

Il montre que nos résultats sont relativement robustes au choix de modélisation de l'aléa, et ce pour une fourchette relativement large d'alpha. Les conclusions ne seraient en effet pas très

différentes si on utilisait l'estimation de Lillard et Willis [1978] sur données américaines (α environ égal à 0,75).

Tableau 13. Transfert net (dépenses d'enseignement au-delà de 16 ans) par quintile de revenu permanent en fonction de la structure fiscale retenue

	<i>Imposition « réelle » (Direction de la prévision) (1)</i>		<i>Imposition progressive (IR+CSG) (2)</i>		<i>Imposition contingente au revenu et au parcours scolaire (3)</i>	
<i>Taux moyen d'imposition par quintile</i>	Q1 : 10% ; Q2 : 10,5% ; Q3 : 11,3% ; Q4 : 11,7% ; Q5 : 12,9%		Q1 : 7,8% ; Q2 : 9,9% ; Q3 : 11,2% ; Q4 : 14,8% ; Q5 : 21,1%		0% pour la moitié des foyers ; proportionnelle au revenu et à la dépense de scolarisation non-obligatoire au dessus de la médiane de revenu	
<i>Quintiles de revenu permanent</i>	<i>Selon niveau de vie parental</i>	<i>Selon revenu permanent</i>	<i>Selon niveau de vie parental</i>	<i>Selon revenu permanent</i>	<i>Selon niveau de vie parental</i>	<i>Selon revenu permanent</i>
1	0,8	18,7	3,5	25,2	14,4	34,6
2	0,2	13,4	3,5	20,7	14,6	39,6
3	-0,1	7,6	1,2	17,0	5,8	41,6
4	-1,7	-0,9	-4,4	1,5	-12,2	11,0
5	0,6	-40,3	-4,4	-66,9	-25,1	-131,2

Lecture : un signe négatif indique une contribution nette.

Source : Calcul des auteurs.

Le tableau 13 présente nos résultats en présence d'une imposition plus progressive que le simple impôt proportionnel. Une courbe d'imposition proche de celle observée en France (colonne 1), c'est-à-dire légèrement progressive, ne modifie pas substantiellement nos résultats : le financement public de l'éducation non obligatoire reste peu progressif, mais il l'est si les individus sont classés selon leur revenu permanent. En revanche, une imposition plus progressive (colonnes 2 et 3), permet d'avoir des effets redistributifs « dans le bon sens », quelle que soit la perspective retenue.

CONCLUSION

De façon intuitive, compte-tenu du poids de la scolarité obligatoire, les dépenses totales d'éducation apparaissent progressives. Elles réduisent les inégalités liées à l'origine (tableau 10a). Dans cet article nous montrons, que dans une logique de cycle de vie et en tenant compte de leur financement, les dépenses d'éducation non obligatoires constituent un transfert net des plus hauts fractiles vers les plus bas fractiles, lorsqu'on définit les fractiles de revenus à partir des revenus actualisés sur l'ensemble de la vie (tableau 11b). Si l'on classe les individus selon leur revenu permanent, on s'aperçoit en effet que les individus à revenus élevés financent les études des individus à revenus moins élevés. Rappelons que la perspective adoptée ici est équilibrée d'un point de vue inter-générationnel : chaque génération rembourse *ex-post* le coût initial de ses études. En réalité, il est possible que les comptes inter-générationnels soient déséquilibrés et qu'une génération laisse aux suivantes un déficit. Si les parents participaient au financement des études, nous ferions apparaître d'autres effets redistributifs, au détriment des familles sans enfant. La perspective que nous adoptons ici permet de mettre en évidence des inégalités intra-générationnelles individuelles que d'autres perspectives (inter-générationnelles ou inter-familiales) auraient masquées.

Une autre question est celle de l'équité entre les personnes poursuivant des études et celles qui n'en poursuivent pas : les dépenses d'éducation constituent également un transfert entre les plus diplômés et non-diplômés (tableau 9b). 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.

Dans le cas de l'enseignement non obligatoire, de nombreuses incertitudes demeurent, dans la mesure où des hypothèses supplémentaires 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 pourraient en l'état se révéler régressifs, y compris 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 quelques centaines d'euros par an pour les enfants issus des deux quintiles les plus aisés. De manière générale, le financement par l'impôt d'un service public, même lorsque celui-ci est assez inégalement distribué et même lorsque cet impôt n'est pas progressif, produit des effets redistributifs lorsqu'on adopte une perspective de cycle de vie. Les transferts en nature financés par un impôt proportionnel peuvent ainsi atténuer les inégalités, même lorsque ceux-ci ne sont pas ciblés sur les plus pauvres.

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 7)¹. 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 (2 500 euros de différence entre le premier et le dernier quintile de niveau de vie parental, tableau 10) et donc dérisoire. De même, l'enjeu de l'écart de transfert net entre diplômés du supérieur et non diplômés, inférieur à 20 000 euros (tableau 9b) est plus de 10 fois inférieur à celui de l'accès aux diplômes. 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 : celui de l'inégal accès à des places elles-mêmes inégales. Par ailleurs, une hausse des droits de scolarité et au-delà un financement privé de l'éducation supérieure seraient des leviers importants d'exclusion sociale, dans la mesure où les contraintes de crédit pèseraient vraisemblablement plus sur les moins favorisés. Des prêts dont le remboursement est contingent à la réussite professionnelle répondent à cette critique ainsi qu'à l'iniquité de financement de l'éducation entre les étudiants et les non-étudiants, mais la base du financement de l'enseignement supérieur semble devoir rester le financement traditionnel par l'impôt (sur les revenus), proportionnel ou progressif. L'objectif principal doit être de réduire le fossé que l'éducation creuse aujourd'hui entre des individus d'origines sociales différentes.

¹ Le revenu permanent d'un individu dont les parents font partie des 20 % les plus aisés est de 895 000 euros (22 370*40) contre 607 000 (15 171*40) pour les individus dont les parents font partie des 20% les moins aisés.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ABOWD J. et CARD D. [1989], « On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes », *Econometrica*, Vol. 57, n° 2.

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>

AMAR E., BEFFY M., MARICAL F. et E. Raynaud [2008], « Les services publics de santé, éducation et logement contribuent deux fois plus que les transferts monétaires à la réduction des inégalités de niveau de vie », dans *France, portrait social 2008*, INSEE Références.

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, p. 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, p. 73-94.

BECKER G.S. [1964], *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, University of Chicago Press, Chicago (rééd, 1993).

BECKER G.S. [1967], *Human Capital and the Personal Distribution of Income: An Analytical Approach* (Woytinsky lecture), Institute of Public Administration.

BECKER G.S. [1981], *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Boston.

CALLAN T. et C. KEANE [2008], « Non-cash benefits and the distribution of economic welfare », *Working paper*, n°245, ESRI.

CHOJNICKI X. et DOCQUIER F. [2007], « Fiscal Policy and Educational Attainment in the United States: A Generational Accounting Perspective », *Economica*, no. 74, p. 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.

Direction de la Prévision [1998], « Fiscalité et taux de prélèvement en France », in *Fiscalité et redistribution* (dir F. Bourguignon), Rapport au CAE n°11, La documentation Française, p. 59-66.

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, p. 489-518.

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

KOUBI M. [2003], « Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000 », *Economie et Statistiques*, n°369-370.

LILLARD L. et WILLIS R. [1978], « Dynamic Aspects of Earning Mobility », *Econometrica*, The Econometric Society.

LOLLIVIER S. et J.F. PAYEN [1990], « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Economie et Prévision*, n°92-93, p. 87-96.

LOLLIVIER S. et VERGER, D. [1999], « Inégalités et cycle de vie : les liens entre consommation, patrimoine et revenu permanent », *Annales d'économie et de statistique*, n°54.

MAGNAC T. et S. ROUX [2009], « Dynamique des salaires dans une cohorte », *Economie et prévision*, n°187.

MARICAL F., M. MIRA D'ERCOLE, M. VAALAVUE, G. VERBIST [2006], « Publicly provided services and the distribution of ressources », *Working Paper*, OCDE.

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, p. 155-184.

SMEEDING T., S. SAUNDERS, J. CODER, S. JENKINS, J. FRITZELL, A. HAGENAARS, R. HAUSER, M. WOLFSON [1993], « Poverty, inequality, and family living standards impact across seven nations : the effect of noncash subsidies for health, education and housing », *Review of Income and Wealth*. n°39(3).

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