



HAL
open science

Effet établissement et salaires des diplômés des universités françaises

Jean-François Giret, Mathieu Goudard

► **To cite this version:**

Jean-François Giret, Mathieu Goudard. Effet établissement et salaires des diplômés des universités françaises. 57ème Congrès de l'AFSE, Paris-Sorbonne, Sep 2008, Paris, France. halshs-00326245

HAL Id: halshs-00326245

<https://shs.hal.science/halshs-00326245v1>

Submitted on 2 Oct 2008

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.

Effet établissement et salaires des diplômés des universités françaises

Jean-François Giret et Mathieu Goudard

*Version provisoire
25 Avr. 2008*

Jean-François Giret
Iredu et Cereq /Université de Bourgogne
bureau 115
Pôle AAFE-Esplanade Erasme
BP 26513 - 21065 DIJON CEDEX
e-mail : jean-francois.giret@u-bourgogne.fr
Tel: 03 80 39 54 76
Fax : 03 80 39 54 79

Mathieu Goudard¹, Doctorant
Greqam/ Université de la Méditerranée
bureau 203
Centre de la vieille charité, 2, rue de la charité
13236, Marseille cedex 02
e-mail : mathieu.goudard@univmed.fr
Tel : 04.91.14.07.70
Fax: 04.91.90.02.27

Résumé :

A la suite notamment des travaux de Card et Krueger en 1992, une abondante littérature micro-économétrique, principalement développée aux Etats-Unis, a étudié les liens entre qualité de l'éducation, mesurée par différents inputs éducatifs et salaires des diplômés ou les rendements de l'éducation. À partir de données françaises provenant de l'enquête « Génération 98 » du Céreq² enrichies pour les sortants de l'université avec des données issues principalement de l'Annuaire National des Etablissements d'Enseignement Supérieur, nous avons dans ce travail analysé les liens entre différentes caractéristiques des universités, salaires des jeunes diplômés puis rendements de l'éducation. L'approche économétrique, basée sur des modélisations « multi-niveaux » ou hiérarchiques, nous a permis d'exploiter la hiérarchie des données et d'identifier au second niveau des effets établissements.

Nos résultats montrent qu'une faible part des écarts de salaires et des rendements de l'éducation est liée aux effets établissements, la plus grande partie de ces écarts étant imputables aux variables individuelles comme la discipline ou le niveau de diplôme. Cependant, l'analyse économétrique valide l'existence d'effets établissement significatifs, après avoir intégré au premier niveau l'ensemble des caractéristiques individuelles des diplômés. L'introduction de variables établissement montre que ces effets sont essentiellement liés à la présence d'un effet de la composition socioéconomique de la population étudiante ainsi que d'un effet de réseau ou de signalement de l'université sur le marché du travail. En revanche, nous n'observons pas d'effets significatifs des moyens financiers ou humains de l'établissement. Ces résultats sont relativement stables si l'on différencie les universités selon leur orientation disciplinaire, sauf pour les universités à forte dominante scientifique.

Mots clé : rendements de l'éducation, effet établissement, qualité de l'éducation, salaires, modèles multiniveaux

Classification JEL : C29, I23, J31

¹ Chargé de la correspondance

² Centre d'Etudes et de Recherches sur les Qualifications, 10 Place de la Joliette, BP 21321, 13567 Marseille cedex 02

Introduction

Le débat concernant le projet de loi sur l'autonomie de l'université et les nombreuses réactions qu'il a suscitées témoignent de l'importance des attentes vis à vis de l'enseignement supérieur. Les questions de la sélection, des ressources des universités et des droits d'inscription sont souvent apparues comme des points de divergence importants entre les différents acteurs concernés par ce débat. La mission d'insertion professionnelle de l'université qui a été inscrite dans le projet de loi actuel a en revanche fait l'objet d'un consensus plus large. La question de l'évaluation de cette mission se pose cependant avec plus d'acuité lorsque les établissements deviennent plus autonomes : ayant plus de marge de liberté pour allouer leurs moyens, certains peuvent plus facilement adopter des mesures ou affecter des moyens humains ou financiers susceptibles de favoriser l'insertion professionnelle.

Pour les économistes, l'étude des rendements des formations sur le marché du travail est un moyen assez naturel pour évaluer au moins partiellement la performance des établissements scolaires ou universitaires. En effet, en termes de contrôle et d'incitations, la relation d'agence ou de mandat entre l'Etat et l'université ne peut pas se limiter à un simple contrôle des effectifs et des diplômes au sein de chaque établissement (Cohen, 2007). C'est d'ailleurs une des critiques centrales adressées au mode de financement actuel des universités, les normes « San Rémo » (Gary-Bobo et Trannoy, 1998 ; Trannoy 2006). Elles favorisent l'augmentation des inscriptions et la multiplication des diplômes mais n'incitent pas les établissements à favoriser l'insertion professionnelle de leurs étudiants.

D'un point de vue plus empirique, se pose cependant la double question de l'existence d'un effet d'établissement et de son explication par des variables liées à un effet « qualité ». Autrement dit, est-ce qu'être diplômé d'une université A plutôt que d'une université B améliore sensiblement les chances d'insertion professionnelle, en contrôlant à la fois les caractéristiques des étudiants diplômés des deux universités, mais également les caractéristiques locales et régionales du marché du travail. Ensuite, est-ce que cet effet établissement peut s'expliquer par des variables liées à certaines de ces caractéristiques ? On peut par exemple penser que dans le cas de l'enseignement supérieur, le taux d'encadrement des étudiants, l'investissement dans la recherche ou le choix de privilégier des filières à vocation professionnelle peuvent influencer la qualité de la formation ou au moins, son signal. Dans les deux cas, le salaire des diplômés pourraient en être affectés.

Ce travail propose d'apporter quelques éléments de réponse à ces questions à partir d'une enquête Céreq, l'enquête « Génération 98 », qui porte sur l'insertion professionnelle des jeunes sortis en 1998 et interrogés en 2001. A partir de l'échantillon initial de 55 000 jeunes, nous avons retenu les individus quittant l'université en ayant validé trois, quatre ou cinq années d'études après le baccalauréat.

Cet article sera divisé en quatre parties. Nous présenterons dans la première partie certains éléments de la littérature économique permettant de faire le lien entre l'effet établissement et la rémunération des diplômés. Dans une seconde partie, nous détaillerons la méthodologie économétrique utilisée qui s'inscrit dans le cadre des modèles hiérarchiques ou analyse multi-niveaux. Dans la troisième partie, nous présenterons les données utilisées. Enfin, nous exposerons dans la quatrième partie les principaux résultats obtenus lors de notre étude empirique, avant d'apporter quelques éléments de conclusion sur l'existence d'un effet établissement et son explication par des caractéristiques spécifiques de l'université.

1. Effet établissement et salaires

1.1. Les études empiriques sur le lien qualité de l'éducation-salaire

A la suite des travaux de Becker et de Mincer, une abondante littérature empirique en économie de l'éducation s'est focalisée sur le lien entre nombre d'années d'études et salaires. Quelles que soient les méthodes et les données utilisées, ces travaux s'accordent sur l'existence de rendements positifs de l'éducation, pouvant néanmoins varier de 5% à 15%, et même parfois plus. S'est néanmoins rapidement posée la question de la qualité de la formation : une année d'étude n'est pas forcément partout la même. Intuitivement, on peut envisager une relation entre niveau de ressources investies par les établissements de formation et rendement de l'éducation. Cependant, dès 1966, le rapport Coleman indiquait le faible effet des ressources dans les écoles publiques sur la réussite scolaire. Par la suite, de nombreux travaux empiriques se sont interrogés sur la présence d'effets liés aux ressources des établissements et à la qualité de l'éducation sur la réussite scolaire à partir notamment de données sur les tests de connaissances harmonisés. Cet effet de la qualité était lié à différents inputs qui rentraient dans la fonction de production de l'éducation : les dépenses par élève, la taille des classes, le ratio élève par enseignants, la formation des enseignants. Les études empiriques conduisent à des résultats globalement ambigus : si certaines plaident pour un effet plutôt positif (Greenvald, Hedges et Laine, 1996), d'autres concluent globalement à l'absence d'effets significatifs (Hanushek, 2003).

La question se pose également sur les débouchés professionnels des étudiants. Conformément à la théorie du capital humain, on peut raisonnablement s'attendre à ce que la qualité de l'éducation améliore le rendement de certaines formations. Cependant, les résultats des études empiriques sur le lien entre la qualité des établissements et le salaire conduisent à un bilan contrasté. A partir des données du recensement américain Etats-Unis, Card et Krueger (1992) montrent que le rendement d'une année d'éducation supplémentaire est plus élevé pour les individus dans les états ayant affecté plus de ressources à l'éducation. Ils utilisent des variables sur la qualité de l'éducation dans les états américains à différentes dates et testent leurs effets sur les rendements de l'éducation de plusieurs cohortes. Heckman et al. (1996) nuancent cependant les résultats précédents. Toujours à partir des données du recensement mais en utilisant également des données plus récentes, ils montrent que la prise en compte de variables concernant l'offre et la demande régionale de travail réduisent largement l'effet lié à la qualité de l'éducation. Les liens entre qualité de l'éducation et rendement de l'éducation ne restent vraiment significatifs qu'à partir de l'enseignement supérieur. Les résultats de Betts (1995), utilisant cette fois des informations au niveau de chaque école³, et non pas agrégées, conduisent également à rejeter l'hypothèse d'un effet lié à la qualité de l'école, au moins telle qu'il la mesure dans l'enquête⁴. Cependant, les données utilisées, bien que plus récentes, concernent les jeunes d'environ 23 ans en moyenne au moment de l'enquête et notamment ceux qui ont poursuivi dans l'enseignement supérieur. La revue de la littérature sur les liens entre qualité de l'école et salaire proposée par Betts (1996) confirme globalement ces résultats : le lien n'est en général significatif que lorsque sont utilisées des données agrégées sur la qualité de l'école par état ou par district et pour des cohortes nées avant 1960. En

³ Il s'agit d'écoles publiques au niveau « high school », soit le lycée.

⁴ Betts (1995) retient notamment le ratio élèves/professeurs, le salaire de départ des enseignants, la pourcentage de professeurs ayant au moins un master ainsi que des variables concernant le nombre de livres à la bibliothèque par lycée, la diversité des options dans le cursus, la proportion de jeunes de race noire, le nombre de démissions ou de licenciement de professeurs. En revanche, il montre que le pourcentage d'enfants défavorisés et le taux d'abandon scolaire est corrélé négativement au salaire.

utilisant des données relatives aux universités italiennes, Di Pietro et Cutillo (2006) montrent une relation ambiguë entre qualité des établissements et situation professionnelle des jeunes diplômés sur le marché du travail, qui semble largement dépendre du choix de « leur indicateur de performance ». Ils pointent ainsi un effet significatif et positif de la qualité de la recherche sur le fait d'avoir un emploi correspondant au niveau de qualification, pour les hommes comme pour les femmes, ainsi qu'un effet positif de la qualité de la recherche et le salaire des diplômés pour les hommes. En revanche, l'effet sur le salaire de qualité de l'enseignement mesuré par un indicateur composite comprenant notamment le taux d'encadrement enseignant est de signe négatif, ce qui conduit à s'interroger sur la pertinence de ce dernier indicateur. Ils en concluent que la variable retenue pour qualifier la recherche capte sans doute un effet de réputation ainsi qu'une partie de l'effet lié à la qualité des enseignements dispensés, en assurant un renouvellement et une mise à jour régulière des connaissances. Globalement, pour l'ensemble de ces travaux micro-économétriques, les conclusions varient également selon les inputs retenues pour définir cet effet qualité : le résultat le plus robuste parmi les estimations des différents papiers concernant le niveau de l'éducation de l'enseignant. L'approche d'Altonji et Dunn (1996) est plus originale dans la mesure où ils utilisent des données des enfants d'une même famille pour étudier l'effet de la qualité de l'établissement dans l'enseignement secondaire américain sur les salaires des jeunes. En utilisant ce type de données, l'intérêt est de s'affranchir de biais dans le choix des écoles qui seraient liés à l'environnement familial⁵. Leurs résultats valident l'existence d'un effet « qualité » sur les salaires des jeunes mais pas sur le rendement de l'éducation. Quelles que soient les variables retenues, le diplôme des enseignants, le ratio enseignants / élèves ou les dépenses par enfants scolarisés, ils montrent un effet positif plus ou moins élevé, de ces variables sur le salaire.

D'autres travaux utilisent des modélisations hiérarchiques ou modèles multiniveaux pour prendre en compte l'appariement de données établissements à des données individuelles. Rumberger et Thomas (1993) se focalisent sur le rendement d'un seul diplôme de l'enseignement supérieur américain, le « bachelor », et ce à partir de données individuelles sur 15 082 diplômés de College issus de 404 établissements. L'analyse hiérarchique, similaire à celle utilisée dans la suite de notre recherche, leur permet de mettre en évidence l'effet des caractéristiques des établissements sur les salaires des diplômés dans différentes disciplines. Ils montrent que globalement, la sélectivité moyenne à l'entrée de l'institution, mesurée par la moyenne au test SAT, affecte le salaire des jeunes dans la majorité des disciplines. Par contre, leurs résultats ne suggèrent pas la présence « d'effet de pairs » défavorable pour les jeunes issus de minorités. Concernant les effets liés aux ressources, ils varient fortement selon les disciplines et sont le plus souvent non significatifs ou même parfois contre-intuitifs. Le ratio étudiants par enseignant et le taux d'enseignants à temps partiel ont ainsi en sciences et pédagogie un effet positif sur la rémunération de leurs diplômés. Les résultats obtenus par Tobias et Li (2003) à partir de données sur des jeunes passant par l'enseignement secondaire américains sont plus probants, notamment en ce qui concerne l'existence d'un effet qualité. Ils montrent que le niveau d'éducation des enseignants mesuré par le fait d'être diplômé d'un master, augmente sans ambiguïté les revenus et les rendements des années d'éducation suivant l'enseignement secondaire. Ils concluent également à l'existence d'un effet de pair, mesuré par l'effet du revenu des familles sur la rémunération des jeunes. Cependant les auteurs notent que la plus grande partie de la variance au niveau établissement n'a pu être expliquée avec leur modélisation.

⁵ Ils montrent également que le choix de l'établissement n'est pas lié à des aptitudes spécifiques de certains enfants au sein de chaque famille.

1.2. Structure de l'enseignement supérieur français et effet établissement.

Les travaux, présentés dans le paragraphe précédent, ne permettent pas d'établir sans ambiguïté un lien positif entre qualité des établissements de formation et salaire des diplômés, même s'il semble que ce lien soit plus avéré pour l'enseignement supérieur. En France, aucune étude à notre connaissance n'a essayé de mettre en évidence ce type de lien. L'existence d'informations homogènes au niveau des établissements, notamment au niveau de débouchés des diplômés, est naturellement un premier obstacle. Cependant, des différences institutionnelles liées à la structure de l'enseignement supérieur et du marché de travail peuvent renforcer les limites de l'analyse. Nous en présentons ci-dessous quelques unes qui ne sont pas d'ailleurs toutes spécifiques au cas français.

D'abord, la structure de l'enseignement supérieur américain diffère largement de l'enseignement supérieur français. La comparaison entre universités américaines et universités françaises ne va pas de soi, notamment en termes de coûts d'études et de sélection à l'entrée. On peut penser que l'aspect sélectif dans l'accès aux universités renforce aux États-Unis les logiques de filtre. Le système américain peut générer des comportements de « cream skinning » (Epple and Romano, 1998), qui vont permettre aux universités les plus sélectives d'attirer les meilleurs étudiants. L'effet éventuellement positif que peut avoir l'université sur le rendement de l'éducation peut correspondre en partie à leur niveau de sélection. Cela est moins évident dans le cas français. Les universités ayant une autonomie relativement limitée et les normes San-Remo ayant une tendance relativement égalisatrice, la concurrence pour attirer les étudiants n'est pas aussi forte que dans d'autres pays. De plus, la loi interdit pour les universités le principe de la sélection à l'entrée tout en tolérant quelques exceptions. Cependant, la sélection répartie tout au long du cursus (Vincens et Krupa, 1992), peut permettre de repérer progressivement les meilleurs éléments et de décourager les autres. Les concurrences s'exercent plus à partir de la licence et des masters, où les étudiants sont également plus mobiles.

Ensuite, autre difficulté, les salaires sont liés à de nombreux facteurs extérieurs à l'éducation notamment lorsque le marché du travail est plus régulé ou plus segmenté. Les structures du marché du travail et les facteurs géographiques liés à l'offre de travail peuvent largement influencer les salaires comme le soulignent Heckman et al. (1996) dans l'analyse qu'ils réalisent à partir de données sur l'éducation dans différents états américains. Pour les diplômés du supérieur, la tertiarisation et la polarisation du marché du travail dans certaines agglomérations, liées à la présence du siège social de grandes entreprises ou d'activités à forte valeur ajoutée, vont affecter leur demande de travail et leur rémunération. De plus, les modes d'appariement peuvent varier en fonction des évolutions de l'offre et la demande de travail et génèrent parfois des problèmes de mauvais appariement spatial. Le risque est alors d'attribuer à un effet d'établissement, ce qui correspond simplement à une spécificité spatiale du marché du travail.

Il convient également de s'interroger sur les conditions de choix de certains établissements par les étudiants en France. Le capital social peut influencer le choix des enfants et de leur famille pour accéder à certains établissements qui ont une meilleure réputation que d'autres, soit parce que ces familles possèdent une meilleure information, soit parce qu'elles peuvent plus aisément financer une mobilité géographique durant les études. Ce sera d'autant plus le cas que l'établissement pratique une sélection durant le cursus dans la mesure où les familles pourront supporter des coûts d'études plus élevés et limiter par exemples les activités salariées durant les études. Ces variables liées au capital social peuvent également avoir par la suite un

effet déterminant dans l'explication des différences salariales. Ainsi, avoir un père cadre peut dans un premier temps permettre aux jeunes de financer leurs études dans les établissements les plus attractifs, puis dans un second temps, d'accéder des réseaux, à des informations favorisant l'accès aux emplois les plus rémunérés. Au delà de l'effet sur l'individu du capital social, on peut également se poser la question de l'existence d'un effet de pair au sein de certaines universités. D'une part, les universités sont inscrites dans des environnements socio-économiques et culturels spécifiques qui vont dépendre notamment de la structure de l'offre de travail présente dans chaque région. Cet effet de pair se matérialise au niveau de l'éducation : un environnement positif peut stimuler la productivité scolaire et inversement, comme le montrent les travaux de Goux et Maurin (2005) pour l'enseignement secondaire. Les caractéristiques scolaires et sociales des bacheliers peuvent alors influencer l'environnement d'études à l'université puis les informations des diplômés sur le marché du travail. On peut par exemple penser que des effets de réseau peuvent bénéficier plus largement à l'ensemble des étudiants d'une université.

2. Les données

2.1 Echantillon

Nous utilisons principalement pour ce travail les données issues de l'enquête Génération 98 du Céreq. Cette enquête, menée au printemps 2001, sur l'ensemble des sortants de formation initiale en 1998, a pour objectif d'étudier l'insertion professionnelle d'une génération de jeunes entrés la même année sur le marché du travail. En 1998, 742 000 jeunes sont sortis du système éducatif. Parmi ceux-là, 168 000 provenaient d'une université ou d'un établissement rattaché, et plus particulièrement pour la population que nous étudions 112 000 étaient titulaires d'un diplôme de 2^e ou de 3^eme cycle

L'échantillon initial est constitué de 55 000 individus, représentatif des 742 000 sortants. Nous avons considéré pour ce travail un sous-échantillon correspondant aux sortants des universités (N = 15 895 individus), hors écoles d'ingénieurs universitaires ou institut universitaires de technologie. Ensuite, nous n'avons retenu parmi cette population que les individus ayant validé entre trois et cinq années d'études supérieures (N = 7 205), c'est-à-dire au moins une licence et au plus un DEA ou DESS. Les populations sortant de l'université avec moins de trois années d'études validées sont en général en situation d'échec, et donc leur insertion est spécifique (particulièrement difficile en fait). Par ailleurs, les individus ayant validé plus de cinq années d'études supérieures constituent également une population dont l'insertion est spécifique. Nous avons également retiré de l'échantillon les individus ne résidant pas en France métropolitaine au moment de l'enquête (N = 7 122 individus). Enfin, l'objectif de notre étude étant de relier les effets établissement aux salaires des sortants des universités, nous n'avons retenu que les individus effectivement en emploi au printemps 2001 (N = 6 091), pour lesquels le temps de travail est correctement renseigné (N = 5 905, dont 575 individus à temps partiel). Pour des raisons pratiques, nous avons volontairement écarté les individus issus d'universités pour lesquelles nous ne disposons pas d'au moins 15 observations. Au final, notre échantillon comporte 5 883 observations individuelles, appartenant à 73 universités, lesquelles universités peuvent être regroupées en quatre catégories suivant la ou les discipline(s) dominantes (sciences et santé, pluridisciplinaires avec santé, pluridisciplinaires hors santé, tertiaires).

Dans le cadre de notre analyse de la relation éducation-salaires, nous avons considéré de nombreuses variables, tant au niveau individuel qu'au niveau établissement. La méthode de modélisation employée (décrite au cours de la section suivante) permet de se placer au niveau

des individus comme au niveau des universités, et ainsi d'obtenir l'estimation d'éventuels effets établissement.

2.2 Variables individuelles

Les variables retenues au niveau des individus sont majoritairement issues de l'enquête « Génération 98 » et sont liées aux caractéristiques scolaires et sociodémographiques des jeunes diplômés de licences, maîtrise ou master auxquelles on rajoute les variables d'expérience et d'ancienneté. Sont donc introduites au niveau individuel, à l'instar de ce qui se fait dans la littérature sur les fonctions de gains, le nombre d'années d'études, dont le coefficient estimé nous fournira le rendement de l'éducation, l'ancienneté en emploi ainsi que l'expérience sur le marché du travail (expérience antérieure à l'emploi occupé au moment de l'enquête), ainsi qu'une dummy⁶ de genre, indiquant si l'individu considéré est un homme. Nous avons considéré un jeu de dummies pour caractériser la filière d'obtention du diplôme, à savoir : les sciences exactes, les sciences humaines, les lettres et langues, le droit, les sciences politiques et la communication (une seule variable pour ces trois disciplines), les sciences économiques et de gestion ainsi qu'une variable indiquant si la formation suivie était à vocation professionnelle (DESS, MSG, IUP,...). Par ailleurs, sont également intégrées des informations sur le cursus scolaire des étudiants pour tenir compte, au moins partiellement, de possibles variations dans la sélection des étudiants, l'enquête ne permettant pas d'avoir des informations plus précises sur leurs performances scolaires et universitaires. Sont ainsi introduits la série du Baccalauréat (L, ES, S ou autre type de bac), l'âge d'obtention (en avance, normal ou en retard) du bac, ainsi que la primo-inscription dans l'enseignement supérieur (recrutement dans une filière sélective ou non). Nous tenons également compte du contexte socio-économique familial en recourant à la catégorie socioprofessionnelle du père, ou à défaut, de la mère. Nous avons ainsi quatre variables, cadres et professions supérieures, professions intermédiaires, agriculteurs artisans commerçants et chefs d'entreprise, employés et ouvriers. Afin d'intégrer les conséquences des disparités spatiales sur le marché du travail, nous avons intégré une variable indiquant le taux de chômage de la région de résidence des individus au moment de l'enquête (pris en écart par rapport au taux de chômage national à cette période, 8.6 %). Nous avons également intégré une variable indiquant la part de cadres et professions intermédiaires dans la population active de la zone d'emploi où résident les individus au moment de l'enquête. Ces deux variables proviennent de l'enquête emploi de l'INSEE. Enfin, dans le cadre de l'estimation d'une fonction de gain, nous ne disposons que d'un salaire mensuel. Pour travailler sur l'ensemble des salariés, nous avons donc inclus quatre variables indiquant le degré de temps partiel (la référence étant le temps plein), à savoir inférieur à mi-temps, mi-temps, environ 60% et environ 80% d'un temps plein. Nous mènerons néanmoins les estimations du salaire sur deux sous-populations, une prenant tous les individus quelque soit leur temps de travail, l'autre ne considérant que les individus exerçant une activité à plein temps.

2.3 Variables établissement

Nous avons également identifié au niveau des différentes universités des caractéristiques pouvant influencer la rémunération de leurs diplômés sur le marché du travail. Certains indicateurs peuvent d'ailleurs être considérés comme des inputs dans une fonction de production de l'université. C'est notamment le cas des variables concernant les moyens humains et financiers disponibles au sein des universités, à savoir le taux d'encadrement enseignant (nombre d'étudiants par personnel enseignant) ainsi que le montant de ressources

⁶ Une dummy ou variable dichotomique est une variable qui prend les valeurs 0 ou 1

en euros disponible par étudiant, ces deux indicateurs provenant de l'Annuaire des Etablissements d'Enseignement Supérieur (ANETES). Par ailleurs, afin d'apprécier l'orientation de l'université en termes de recherche et de professionnalisation, nous avons retenu le nombre de doctorats délivrés pour 1 000 étudiants au sein de l'université considérée et la part des diplômes professionnalisés sur l'ensemble des diplômes délivrés par l'établissement⁷. Un autre indicateur va donner une idée de la sélectivité à l'université durant le cursus : nous avons retenu le taux de réussite cumulé au DEUG en 5 ans (Note d'information 01.47 du ministère de l'éducation nationale). Enfin, un dernier indicateur va donner une idée de la composition socio-économique des établissements : le taux de boursiers (sur critères sociaux et aide exceptionnelle du CROUS) qui permet éventuellement d'illustrer un effet de pairs, à savoir l'influence « positive ou négative » que vont avoir les étudiants les uns par rapport aux autres, en fonction de leur milieu d'origine. Ce dernier indicateur provenant de nouveau de l'ANETES.

Ces variables seront calculées par rapport à leur moyenne sur l'ensemble des universités présentes au sein de l'échantillon considéré, et ce afin de caractériser la tendance d'une université à mettre plus l'accent sur la recherche que la moyenne, à délivrer plutôt plus de diplômes professionnalisés que la moyenne, etc.

Tableau 1 : Variables établissement

Variable	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Nombre de thèses pour 1000 étudiants	5.87	4.46	0.08	19.63
Part des diplômes professionnalisant	26.47	12.07	2.20	52.3
Nombre d'étudiants par personnel enseignant.	24.41	8.00	12.54	49.1
Montant de ressources en euros disponible par étudiant	1488.38	672.4	528.86	4996.7
Taux de réussite cumulé au DEUG en 5 ans	80.26	9.75	41.8	100
Taux de boursiers sur critères sociaux	21.47	6.34	7.12	42.29

La lecture du tableau présenté ci-dessus donne un aperçu des disparités existantes entre les universités françaises.

Les deux premiers indicateurs, nombre de thèses pour 1000 étudiants et part des diplômes professionnalisants, peuvent être plutôt considérés comme des outputs de l'université, résultant des choix effectués depuis sa création en matière de recherche et de professionnalisation de leur formation. Ces choix sont largement dépendants de l'ancienneté de l'université ainsi que de ses dotations. Ainsi, le nombre de thèses varie de 0.1 à 19.6 pour mille, avec en moyenne presque 6 doctorats présentés pour 1000 étudiants, tandis que la part des diplômes professionnalisants va de 2 à 52 %, avec une moyenne de l'ordre de 26.5 %.

⁷ Ces variables provenant d'une enquête menée par la revue Vie Universitaire, pour partie à partir d'une enquête propre de la revue, mais également à partir des chiffres de l'ANETES, ainsi que des notes publiées par les différents services statistiques du ministère de l'éducation nationale

Ensuite, les moyens financiers et humains par étudiant peuvent en revanche être considérés comme des inputs dans la fonction de production de l'université, même s'ils sont également fortement contraints par certaines caractéristiques des universités et notamment leur orientation disciplinaire dominante. En effet, les besoins ne sont pas les mêmes pour une université comprenant une forte composante scientifique ou médicale, que pour une université à dominante tertiaire. Ainsi, on observe d'importants écarts tant en termes de ressources par étudiant, avec un rapport de 1 à 9 entre les deux universités « extrêmes » pour les moyens financiers, un rapport de 1 à 4 pour le taux d'encadrement.

Enfin, les deux derniers indicateurs indiquent également de fortes disparités entre les universités. Le taux de réussite au DEUG varie sensiblement entre certaines universités. Il peut même révéler une absence de politique de sélection durant le cursus de premier cycle, en particulier pour une université affichant un taux de réussite de 100%. Inversement, une université affichant un taux de réussite en dessous de 50% s'avère extrêmement sélective alors que la moyenne pour le taux de réussite cumulé au DEUG en cinq ans est d'environ 80%. La variation du taux d'étudiants boursiers sur critères sociaux par université traduit également une forte hétérogénéité de la composition socioéconomique de la population étudiante au sein de ces universités françaises. Le rapport du taux de boursier varie de 1 à 6, soit de 7% à 42%, alors que la moyenne est de 21%.

3. La modélisation économétrique

Afin d'estimer l'effet des caractéristiques de l'établissement sur les salaires des jeunes diplômés, la stratégie la plus simple aurait été d'utiliser une estimation par les MCO. Cependant, ce type d'estimation n'est pas approprié dans la mesure où les données individuelles et les données établissement ne sont pas indépendantes. Nous avons donc recours pour ce travail à une modélisation hiérarchique, du fait de la structure des données, telle que présentée par Raudenbush et Bryk (2002). Les étudiants constituent les unités de niveau 1, les universités dont ils sont diplômés, les unités de niveau 2. Les données utilisées nous permettent de disposer de caractéristiques propres aux unités de chaque niveau, soit pour nos données, de caractéristiques individuelles ou variables de niveau 1, ainsi que de caractéristiques des universités ou variables de niveau 2. La modélisation hiérarchique va nous permettre de tester l'effet de l'appartenance à une unité d'un niveau donné, puis par la suite mesurer l'impact de certaines caractéristiques de cette unité sur des unités de niveaux inférieurs. Si, dans un premier temps, on considérera le cas où cette caractéristique affecte « le niveau moyen » de la variable d'intérêt (le terme constant), ce que l'on appelle l'effet direct, on peut envisager le cas d'une variable de niveau 2 qui affecterait les individus à travers une caractéristique individuelle, on parle alors d'effet indirect.

On notera :

Y_{ij} le salaire obtenu trois ans après la sortie du système éducatif, d'un individu i issu de l'établissement j .

X_k les k variables de niveau 1 (sexe, niveau de diplôme, filière, discipline...)

W_m les m variables de niveau 2 correspondant aux caractéristiques de l'établissement.

La structure du terme d'erreur va être décomposée entre les deux niveaux d'observation, le niveau individuel et le niveau établissement. On supposera que ces termes d'erreur sont distribués de manière indépendante, suivant des lois Normales, dont les paramètres de variance sont présentés ci-après.

a) Dans un premier temps, nous introduisons seulement les variables de niveau 1, c'est-à-dire les caractéristiques individuelles usuelles dans la fonction de gains, ainsi qu'un terme aléatoire sur la constante au niveau 2.

$$\begin{aligned} \text{Niveau 1 : } & Y_{ij} = B_{0j} + B_{1j} X_{1ij} + \dots + B_{kj} X_{kij} + E_{0j} \\ \text{Niveau 2 : } & B_{0j} = G_{00} + U_{0j} \\ & B_{1j} = G_{10} \\ & \dots \\ & B_{kj} = G_{k0} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Sous les hypothèses suivantes : } & E_{0j} \rightarrow N(0, S^2) \\ & U_{0j} \rightarrow N(0, T_{00}) \end{aligned}$$

La valeur (et la significativité) du paramètre de variance au niveau 2, T_{00} , nous renseigne sur l'intérêt de poursuivre l'analyse de manière plus approfondie, puisque s'il s'avère que les variables au niveau 1 captent toute la variance du salaire, nous ne pouvons montrer l'existence d'effets établissement à l'aide des variables de niveau 2. Le rapport $T_{00}/(S^2 + T_{00})$, appelé coefficient de corrélation intraclasse, donne une mesure de la part de la variabilité totale de la variable dépendante que l'on peut attribuer au niveau établissement. Dans la partie empirique le modèle correspondant à celui présenté ci-dessus est le modèle 2.

b) Les variables de niveau 2, c'est-à-dire les caractéristiques des établissements, peuvent être directement introduites au niveau du terme constant de la formulation au niveau 1. Dans ce cas, on suppose que les caractéristiques de l'établissement influencent directement le salaire moyen des jeunes, mais n'ont pas d'effet indirect sur le salaire à travers le nombre d'années d'études ou la part de diplômés professionnalisants d'une université. On a donc :

$$\begin{aligned} \text{Niveau 1 : } & Y_{ij} = B_{0j} + B_{1j} X_{1ij} + \dots + B_{kj} X_{kij} + E_{0j} \\ \text{Niveau 2 : } & B_{0j} = G_{00} + G_{01} W_{1j} + \dots + G_{0m} W_{mj} + U_{0j} \\ & B_{1j} = G_{10} \\ & \dots \\ & B_{kj} = G_{k0} \end{aligned}$$

En conservant les mêmes hypothèses que précédemment sur les distributions de E_{0j} et U_{0j} . Les coefficients $G_{01}, G_{02}, \dots, G_{0m}$, désignent l'effet des variables établissement sur la variable d'intérêt Y à travers la constante du modèle B_{0j} , et constituent donc les éventuels (suivant leur significativité) effets directs.

L'introduction des variables de niveau 2, va modifier la valeur de T_{00} , la variance au niveau 2 (en laissant celle de S^2 , niveau 1, inchangée), et donc le coefficient de corrélation intra-classe dont la valeur indique toujours la part de la variance attribuable au niveau 2. Dans la partie empirique le modèle correspondant à celui présenté ci-dessus est le modèle 3.

c) On peut également penser que les rendements de l'éducation X_1 vont varier entre les différents établissements. Il convient alors d'introduire un deuxième terme aléatoire au niveau 2, ce qui implique une modification des hypothèses de distribution sur les termes d'erreurs. Le rendement de l'éducation s'écrit alors au niveau 2:

$$B_{1j} = G_{10} + U_{1j}.$$

Le couple (U_{0j}, U_{1j}) est alors distribué suivant une normale bivariée de matrice de variance-covariance T , telle que :

$$\text{Var}(U_{0j}) = T_{00}, \text{Var}(U_{1j}) = T_{11}, \text{ pour les termes diagonaux,}$$

$$\text{Covar}(U_{0j}, U_{1j}) = T_{01} = T_{10}$$

Notons qu'un terme aléatoire peut être affecté de la même manière à d'autres coefficients.

S'il s'avère que le terme aléatoire ainsi introduit a une variance significative, c'est-à-dire ici que le rendement de l'éducation varie entre les établissements, nous pouvons alors tenter d'identifier les caractéristiques des établissements expliquant ces variations.

Les rendements de l'éducation au niveau 2 peuvent donc s'écrire :

$$B_{1j} = G_{10} + G_{11}W_{1j} + \dots + G_{1m}W_{mj} + U_{1j}$$

Sous les mêmes hypothèses de distribution que précédemment, en adaptant la matrice T en fonction du nombre d'effets aléatoires. Toutefois, on ne testera l'effet indirect d'une variable de niveau 2 que si celle-ci présente déjà un effet direct.

Si on substitue les équations de niveau 2 dans l'équation de niveau 1, on obtient la forme réduite du modèle (avec $m = 3$ variables établissement et k variables individuelles),

$$\begin{aligned} Y_{ij} = & G_{00} + G_{01}W_{1j} + G_{02}W_{2j} + G_{03}W_{3j} + G_{10}X_{1ij} + G_{11}W_{1j}X_{1ij} + G_{12}W_{2j}X_{1ij} + G_{13}W_{3j}X_{1ij} \\ & + G_{20}X_{2ij} + \dots + G_{k0}X_{kij} \\ & + U_{0j} + X_{1ij}U_{1j} + E_{0j} \end{aligned}$$

Les deux premières lignes de l'équation ci-dessus précisent la partie fixe du modèle, tandis que la troisième explicite la partie aléatoire du modèle. Dans la partie empirique le modèle correspondant à celui présenté ci-dessus est le modèle 5.

L'estimation du terme constant est fournie par le coefficient G_{00}

Les estimations des effets des caractéristiques individuelles sont fournies par les coefficients $G_{10}, G_{20}, \dots, G_{k0}$

Les estimations des effets directs sont fournies par les coefficients G_{01}, G_{02}, G_{03}

Les estimations des effets indirects sont fournies par les coefficients G_{11}, G_{12}, G_{13}

4. Résultats

4.1 L'effet des caractéristiques individuelles.

Dans un premier temps, seules les variables individuelles ont été introduites dans l'estimation. Le résultat concernant le rendement du nombre d'années d'études dans l'enseignement supérieur est de l'ordre de 10%, la situation de référence étant le niveau licence.

Le coefficient associé au type de filière, montre que la professionnalisation de la formation confère aux jeunes un avantage salarial de l'ordre de 5%. Mais la discipline préparée a également un fort impact sur les salaires : les jeunes diplômés des facultés des sciences, de gestion et sciences économiques ont perçu les rémunérations les plus élevées (entre 10 et 12 %). Ensuite, les diplômés de droit et de sciences politiques et ceux de lettres et langues (entre 5-6%) bénéficient de rémunérations un peu moins élevées mais largement supérieures à celles des jeunes issus des autres filières de sciences humaines.

Au delà du diplôme de fin d'études, d'autres variables ont été introduites concernant le parcours du jeune durant leurs études et peuvent être considérées comme des proxies des capacités scolaires des étudiants. Ainsi, ceux qui ont été admis après le baccalauréat dans une filière sélective et qui sont réorientés à la l'université bénéficient d'une prime salariale de 6,7%. De même, les jeunes obtenant leur baccalauréat en avance ont un avantage salarial de 2.8 % alors que symétriquement, ceux en retard subissent une pénalité de 2.3 %. De même,

comparé aux bacheliers S, les bacheliers des autres séries, souvent moins sélectives, ont des rémunérations inférieures d'environ 5% toutes choses égales par ailleurs.

Les autres variables introduites dans la modélisation sont relativement standards. Les coefficients associés au nombre d'années d'ancienneté dans l'entreprise et d'expérience sur le marché du travail sont légèrement supérieures à ce que l'on obtient en général, ce qui tient au fait que l'on observe le début (au plus les trois premières années) du parcours professionnel, période durant laquelle l'ancienneté et l'expérience offrent un avantage salarial plus important. L'avantage salarial des hommes par rapport aux femmes est d'environ 13.3%.

Les variables nous permettant de contrôler la conjoncture sur le marché du travail montrent qu'un taux de chômage régional plus élevé que la moyenne nationale dans la région où le jeune travaille réduit son salaire. Inversement, une part élevée de cadres en activité dans la zone d'emploi a un effet positif sur le salaire. Enfin, la capital social des jeunes, mesurés ici par le statut social des parents, influence les salaires : les rémunérations des enfants de cadres et professions supérieures et dans une moindre mesure, celles des enfants de professions intermédiaires sont supérieures à celles des ouvriers et employés (voir le tableau 3, colonne modèle 2 pour l'ensemble de ces résultats).

Tableau 2. Réduction de la variance après introduction des caractéristiques individuelles

Modèle	Sans variables individuelles	Avec variables individuelles	Réduction des variances, en %
Var. Résiduelle niveau 1	0.1329*	0.0729	45.17
Var. Résiduelle niveau 2	0.0177*	0.0013	92.8
Intraclasses (en %)	11.73	1.71	85.38

Seuils de significativité : * 1% ** 5% *** 10%

Le tableau 2 permet de mesurer la réduction de la variance individuelle, après avoir pris en compte les caractéristiques individuelles. La variance résiduelle au niveau 1 a été réduite d'environ 45 %, tandis que la variance résiduelle au niveau établissement a été réduite de 92.80 %. La part de la variance totale attribuable aux établissements, qui vaut 11.73 % pour le modèle non conditionnel, se réduit à 1.71 % dès lors que l'on introduit toutes les variables individuelles. Ce premier tableau indique globalement le faible poids de variables établissement par rapport aux variables individuelles.

4.2 L'effet établissement sur le salaire moyen

Outre les variables individuelles, les variables « établissements » ont été introduites séparément puis conjointement dans l'analyse pour celles qui étaient significatives. Les résultats concernant l'introduction séparée de ces variables montrent que seulement deux des six variables ont un effet significatif sur le salaire. Le taux de boursiers sur critères sociaux est corrélé négativement avec le salaire, ce qui peut s'analyser comme un effet de pair : on peut par exemple penser que les parents de statut social élevé sont des employeurs potentiels ou connaissent ces employeurs. Ces derniers privilégieront dans leur recrutement des diplômés de cette université. Autre résultat significatif, la part de diplômés professionnels dans l'université a un effet également au second niveau sur les rémunérations des jeunes. Ceci peut s'expliquer par un effet de réseau ou de signal de l'université auprès des employeurs : la mise

en place de diplômes professionnels implique des partenariats accrus entre l'université et les employeurs. Les stages, l'obligation de faire intervenir des professionnels dans les enseignements, des demandes plus fréquentes de formation continue pour ces diplômes permettent à l'université de multiplier ses contacts parmi les employeurs potentiels. Cette intermédiation permet aux employeurs d'y voir un moyen de réduire leur incertitude sur la qualité des diplômés recrutés. Les autres variables présentent une réduction de la variance négative, ce qui nous conduit à ne pas les introduire dans la suite de l'analyse. Notons que ni le nombre de thèses obtenues, ni le taux d'encadrement enseignant ou encore le niveau de ressources par étudiant ne sont significatives, contrairement à ce que l'on aurait pu attendre concernant ces trois variables qui auraient pu traduire la qualité de la recherche et de l'enseignement dans les universités. De même, le taux de réussite au DEUG, proxy du niveau de sélection dans les cursus de l'université n'a aucun effet sur le salaire. Au total, l'introduction des deux variables de niveau 2 significatives, que sont donc le taux de boursiers et le taux de diplômes professionnalisants délivrés, engendre une diminution de la variance au niveau établissement de l'ordre de 38,5 %.

4.3 L'effet établissement sur les rendements de l'éducation

Dans la partie précédente, nous avons détecté et quantifié des effets établissement sur les salaires moyen des jeunes, effets que l'on qualifie de « directs » : seul le niveau moyen de salaire (la constante) variait d'un établissement à l'autre. On peut cependant penser que les caractéristiques des établissements peuvent également influencer les rendements de l'éducation, on parle alors d'effets « indirects »

Les résultats présentés dans le tableau 4, montre que les rendements de l'éducation varient effectivement d'un établissement à l'autre. De plus, le terme de covariance est également significatif, indiquant une évolution conjointe de la constante et du rendement de l'éducation.

L'estimation de cette covariance indique cependant un signe négatif, montrant que plus le niveau moyen des revenus est élevé dans un établissement, moins le rendement d'une année d'étude supplémentaire dans cette université sera important. Ce résultat montre que l'effet établissement doit s'analyser plus comme une prime globale sur le salaire moyen, qui bénéficie à l'ensemble des diplômés d'une université donnée, qu'ils soient en licence, maîtrise ou master. Globalement, tous les étudiants, quelque soit leur université d'origine, ont intérêt à poursuivre leurs études une année supplémentaire, tant le gain en salaire est important au regard de la perte de rendement, même s'ils sont issus d'une université au salaire moyen élevé. Cependant, pour les établissements où cette prime est moins importante, les étudiants ont encore plus intérêt à poursuivre leur scolarité.

L'analyse des effets indirects a été prolongée pour repérer des effets indirects liés aux variables « établissement ». Les résultats présentés dans le tableau 6 ne permettent pas de mettre en évidence de tels effets indirects ce qui demeure assez cohérent avec nos explications en termes de réseaux et d'effets de pair qui n'ont pas à priori de lien avec les rendements de l'éducation.

4.4 Etude détaillée suivant la catégorie de l'université

La composition disciplinaire des universités varie sensiblement d'un site universitaire à l'autre, en fonction généralement des spécificités historiques et géographiques des établissements. Comme le montrent les données de l'ANETES, les caractéristiques de ces universités, notamment en termes de moyens sont fortement différentes selon leur dominante disciplinaire. Afin de prendre en compte cette situation, nous avons repris la classification des universités en cinq catégories du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la

Recherche, en fonction des disciplines dominantes en termes d'effectifs au sein d'une université donnée. Une première catégorie recouvre les universités à dominante scientifique et/ou médicale. Une deuxième considère les universités pluridisciplinaires sans composante médicale. Une troisième comporte les universités pluridisciplinaires avec une composante médicale. La quatrième regroupe les universités avec une dominante en sciences humaines. La dernière intègre les universités où les facultés de droit et de sciences économiques sont les plus importantes.

Au sein de notre échantillon, nous avons fusionné ces deux dernières catégories, qui forment essentiellement aux métiers du secteur tertiaire, et ce afin d'obtenir des effectifs relativement homogènes au sein des différentes catégories. Une fois effectué ce découpage, nous avons de nouveau mené l'analyse des effets établissement, sur chacun des sous-échantillons ainsi constitués. L'idée sous-jacente étant d'essayer de se rapprocher d'un niveau de détail le plus fin possible, dans la description et la caractérisation des universités. Idéalement, il faudrait disposer d'un échantillon avec un nombre suffisant d'individus issus de chacune des composantes des universités, ainsi que des variables établissement à ce niveau de détail. Ces données ne nous étant pas accessibles, nous nous limitons à distinguer les établissements suivant la ou les discipline(s) dominante(s), à travers les quatre catégories décrites ci-dessus.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus sur chacun des sous échantillons sont comparables avec ceux issus de l'estimation sur l'ensemble de notre population (cf. tableau 8). Concernant les variables individuelles, le sens des effets reste le même bien que leur magnitude soit parfois modifiée (essentiellement pour les universités sciences et santé) dans des proportions modérées. Concernant l'existence et la significativité des effets établissement, les résultats sont également plus nuancés mais vont globalement dans le même sens que dans l'analyse faite sur l'ensemble des établissements. Pour les universités à dominante scientifique et/ou médicale, les caractéristiques individuelles captent l'essentiel de la variance du salaire (le coefficient de la variance associée à la constante n'est plus significatif), et nous ne pouvons donc pas détecter d'effet établissement. En ce qui concerne les universités pluridisciplinaires, avec ou sans composantes médicales, on détecte un effet direct du taux de diplômés professionnalisant sur le salaire, sans qu'il soit pour autant possible de détecter un effet indirect de cet indicateur. Dans le premier cas, il capte l'ensemble de la variance au niveau établissement, alors que dans l'autre cas, la variance estimée associée au rendement de l'éducation lorsque l'on passe celui-ci en effet aléatoire n'est pas significatif. Comme développé précédemment, ce résultat illustre la présence d'un effet de réseau ou de signalement de l'établissement auprès des employeurs⁸. Enfin, dans le cas des universités à dominante tertiaire, on obtient de nouveau un effet de réseau ou de signalement de l'université, complété par un effet de pairs, lié au taux de boursiers présents au sein des universités, résultats identiques à ceux obtenus lors de l'estimation sur l'échantillon complet.

⁸ Il n'est pas surprenant de ne pas déceler d'effet indirect lié au rendement d'une année d'études.

Conclusion

La relation entre qualité de l'éducation et salaire des diplômés a suscité principalement aux Etats-Unis une abondante littérature micro-économétrique et de nombreux débats sur l'efficacité de certains inputs éducatifs. Ces travaux n'ont d'ailleurs pas fait apparaître de consensus sur le lien entre les différentes variables liées à la qualité de la formation dans les établissements et les salaires ou rendements de l'éducation. Notre travail visait pour le cas des universités françaises à s'interroger sur la présence d'effet établissement dans la variance des salaires des diplômés, puis à essayer de l'expliquer par des caractéristiques que l'on pourrait attribuer à des effets « qualité » de la formation universitaire.

Pour mettre en évidence les effets établissement, nous avons apparié les données du Céreq sur l'insertion professionnelle de jeunes sortants d'un système éducatif en 1998 à des données sur les caractéristiques des établissements d'enseignement supérieur français. L'utilisation de modèles multi-niveaux nous a permis de tenir compte de la structure hiérarchique de nos données. Nos résultats valident l'existence d'effet établissement mais relativement faibles par rapport aux effets individuels liés notamment au niveau de diplôme, à la filière, à la discipline et au parcours scolaire. Nous montrons cependant que ces effets établissements s'expliquent principalement par deux caractéristiques des universités. La première est le taux de boursiers sur critères sociaux parmi les étudiants, que l'on interprète comme un effet de pairs. Le capital social des étudiants pour accéder aux emplois à la sortie de ces universités sera plus faible, ce qui réduira la connaissance de l'université et de tous ses diplômés parmi les recruteurs potentiels. La seconde caractéristique significative est la part des diplômés professionnels dans l'université qui peut également s'interpréter en termes de signal et d'information auprès des employeurs. Les universités ayant plus de diplômés professionnels sont plus connues du fait des stages ou de l'intervention de professionnels dans les formations.

En revanche, notre travail ne fait pas apparaître de liens entre les moyens humains ou financiers par étudiants et les salaires des diplômés. Différentes raisons peuvent expliquer cette absence de relation. D'une part, nous ne disposons pas de données internes aux établissements, notamment sur les UFR, dont on peut penser qu'elles soient plus discriminantes. L'introduction dans la dernière partie de notre papier d'une classification des universités en fonction de leur dominante disciplinaire semble indiquer des différences notamment entre les universités scientifiques et les autres. D'autre part, nos données portent sur des étudiants ayant quitté les universités en 1998. Or, depuis, la montée en charge de la professionnalisation et de la formation continue, le passage au LMD et les modifications de cartes de formation et peut-être prochainement, la mise en place de la loi sur l'autonomie des universités peuvent faire évoluer ces premiers résultats.

Références

Altonji, Joseph and Thomas Dunn. 1996. Using Siblings to Estimate the Effect of School Quality on Wages, *Review of Economics and Statistics*, 78(4) : pp. 665-671.

ANETES, *Annuaire des Etablissements d'Enseignement Supérieur*. 1999. Direction de l'Enseignement Supérieur. Paris: Ministère de l'Education Nationale.

Betts, Julian. 1995. Does School Quality Matter? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth, *Review of Economics and Statistics*, 77(2): pp. 231-250.

Betts, Julian. 1996. "Is There a Link Between School Inputs and Earnings? Fresh Scrutiny of an Old Literature", in Burtless, Gary, ed., *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*. pp. 97-140. Washington, D.C.: Brookings Institution.

Card, David and Alan Krueger. 1992. Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States, *Journal of Political Economy*, 100(1) : pp. 1-40.

Card, David and Alan Krueger. 1996a. "Labor Market Effects of School Quality: Theory and Evidence", in Burtless, Gary, ed., *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*. pp. 97-140. Washington, D.C.: Brookings Institution.

Card, David and Alan Krueger. 1996b. School Resources and Student Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina, *Journal of Economic Perspectives*, 10(4): pp. 31-50.

Coleman, James S, et al. 1966. *Equality of Educational Opportunity*. Washington, D.C.: Department of Health, Education and Welfare.

Cohen, Elie. 2007. "La LOLF et l'Autonomie des Universités", in *Economie Politique de la LOLF*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique. pp. 351-358. Paris : La Documentation Française.

Di Pietro, Giorgio and Andrea Cutillo. 2006. University Quality and Labour Market Outcomes in Italy, *Labour*, 20(1): pp. 37-62.

Epple, Dennis and Richard E. Romano. 1998. Competition Between Private and Public Schools, Vouchers and Peer-Group Effects, *American Economic Review*, 88(1): pp. 33-62.

Gary-Bobo, Robert and Alain Trannoy. 1998. L'Economie Politique Simplifiée du Mammouth: Sélection par l'Echec et Financement des Universités », *Revue Française d'économie*, 13(3): pp. 85-126.

Greenwald, Rob, Larry V. Hedges and Richard D. Laine. 1996. The Effect of School Resources on Student Achievement. *Review of Educational Research*, 66(3): pp. 361-396.

Goux, Dominique and Eric Maurin. 2005. The Effect of Overcrowded Housing on Children's Performance at School, *Journal of Public Economics*, 89(5-6): pp. 797-819.

Hanushek, Eric A. 2003. The Failure of Input-Based Schooling Policies, *Economic Journal*, 113(485): pp. F64-F98.

Heckman, James J., Anne Layne-Ferrari and Petra, Todd. 1996. "Does Measured School Quality Really Matter? An Examination of the Earnings-Quality Relationship", in Burtless, Gary, ed., *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*. pp. 97-140. Washington, D.C.: Brookings Institution.

La Vie Universitaire. 2003. "Les Universités Françaises Passées au Scanner". Mars.

Mincer, Jacob. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.

DEPP. 2001. *La Réussite au DEUG par Université Session 1999, Note d'Information 01.47*, Ministère de l'Éducation Nationale.

Raudenbush, Stephen W. and Anthony S. Bryk. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, 2nd Edition*. Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences Series, Sage Publications.

Rumberger, Russell W. and Scott L. Thomas. 1993. The Economic Return to College Major, Quality and Performance: A Multilevel Analysis of Recent Graduates, *Economics of Education Review*, 12(1): pp. 1-19.

Tobias, Justin L. and Mingliang Li. 2003. A Finite-Sample Hierarchical Analysis of Wage Variation Across Public High Schools: Evidence from the NLSY and High School and Beyond, *Journal of Applied Econometrics*, 18(3): pp. 315-336.

Trannoy, Alain. 2006. Financement des Universités, Financement des Études, *Revue d'Économie Politique*, 116(6) : pp. 745-782.

Vincens, Jean and Sophie Krupa. 1994. Réussites et Échecs dans les Filières Universitaires. Un Essai d'Analyse, *Revue Économique*, 45(2) : pp. 289-319.

Définition des différents modèles estimés

- Modèle 1 : modèle qui ne comprend aucune variable explicative, seule une constante est présente, en effet aléatoire
- Modèle 2 : modèle qui comprend l'ensemble des variables explicatives individuelles significatives (au moins au seuil de 10 %), avec une constante en effet aléatoire
- Modèle 3 : modèle qui comprend l'ensemble des variables explicatives individuelles significatives, ainsi que les variables établissement significatives, avec une constante en effet aléatoire ; permet de tester la présence d'effets directs
- Modèle 4 : modèle qui contient l'ensemble des variables explicatives individuelles significatives, avec la constante et le rendement de l'éducation en effet aléatoire, préalable à la détection d'effets indirects
- Modèle 5 : modèle qui contient l'ensemble des variables explicatives individuelles significatives, les variables établissement traduisant un effet direct, et ces mêmes variables croisées avec le nombre d'années d'études pour tester la présence d'effets indirects, la constante et le rendement de l'éducation sont donc en effet aléatoire

Tableau 3 : introduction des variables de niveau 1

Variable	Estim OLS		Modèle 2	
	Estim.	Ecart-type	Estim.	Ecart-type
<i>Constante/Réf variance</i>	6.5823*	0.0216	6.6018*	0.0225
Nb. Années études	0.1040*	0.0055	0.1030*	0.0055
Ancienneté	0.0883*	0.0055	0.0876*	0.0055
Homme	0.1335*	0.0079	0.1329*	0.0079
Expérience	0.0906*	0.0068	0.0902*	0.0067
Taux de chômage régional	-0.0162*	0.0017	-0.0176*	0.0020
Part des CPI dans la PA de la zone	0.0072*	0.0005	0.0065*	0.0006
Bac : filière sélect. Après	0.0680*	0.0084	0.0672*	0.0084
<i>Bac : S (série réf)</i>				
Bac : Autres série	-0.0727*	0.0137	-0.0761*	0.0137
Bac : L	-0.0582*	0.0118	-0.0566*	0.0118
Bac : ES	-0.0613*	0.0105	-0.0625*	0.0105
<i>Bac : Age normal (réf)</i>				
Bac : en avance	0.0288*	0.0101	0.0283*	0.0101
Bac : en retard	-0.0228*	0.0084	-0.0237*	0.0084
<i>Tps Travail : temps plein (réf)</i>				
Tps Travail : < mi temps	-0.8223*	0.0281	-0.8226*	0.0280
Tps Travail : mi temps	-0.5499*	0.0193	-0.5474*	0.0192
Tps Travail : 60 %	-0.4887*	0.0333	-0.4869*	0.0332
Tps Travail : 80 %	-0.2408*	0.0207	-0.2421*	0.0206
<i>PCS parents : Employé/Ouvrier (réf)</i>				
PCS parents : Sup	0.0540*	0.0086	0.0520*	0.0086
PCS parents : Intermédiaire	0.0317*	0.0121	0.0316*	0.0120
PCS parents : Agri/ACCE	0.0222*	0.0109	0.0236*	0.0108
<i>Discipline : Sciences humaines (réf)</i>				
Discipline : Sciences dures	0.1129*	0.0129	0.1079	0.0134
Discipline : Lettres et langues	0.0515*	0.0130	0.0514*	0.0131
Discipline : Droit/Sc. Po/Com	0.0668*	0.0125	0.0595*	0.0130
Discipline : Eco/Gestion/AES	0.1313*	0.0123	0.1227*	0.0127
Filière professionnalisée	0.0530*	0.0092	0.0533*	0.0092

Seuils de significativité : * 1% ** 5% *** 10%

Estim OLS : Estimation du modèle « complet » au niveau 1 par les OLS, à titre de comparaison

Tableau 4 : introduction variables niveau 2 pour tester les effets directs

Variable	Modèle 3		Rappel : Modèle 2	
	Estim.	Ecart-type	Estim.	Ecart-type
Constante	6.6161*	0.0227	6.6018*	0.0225
Nb. Années études	0.1022*	0.0055	0.1030*	0.0055
Ancienneté	0.0874*	0.0055	0.0876*	0.0055
Homme	0.1334*	0.0078	0.1329*	0.0079
Expérience	0.0898*	0.0067	0.0902*	0.0067
Taux de chômage régional	-0.0155*	0.0020	-0.0176*	0.0020
Part des CPI dans la PA	0.0058*	0.0006	0.0065*	0.0006
Bac : Sélect. Postbac	0.0682*	0.0084	0.0672*	0.0084
<i>Bac : S (série réf)</i>				
Bac : Autres série	-0.0753*	0.0136	-0.0761*	0.0137
Bac : L	-0.0548*	0.0118	-0.0566*	0.0118
Bac : ES	-0.0617*	0.0105	-0.0625*	0.0105
<i>Bac : Age normal (réf)</i>				
Bac : en avance	0.0278*	0.0101	0.0283*	0.0101
Bac : en retard	-0.0228*	0.0084	-0.0237*	0.0084
<i>Tps Travail : temps plein (réf)</i>				
Tps Travail : < mi temps	-0.8230*	0.0280	-0.8226*	0.0280
Tps Travail : mi temps	-0.5465*	0.0192	-0.5474*	0.0192
Tps Travail : 60 %	-0.4848*	0.0332	-0.4869*	0.0332
Tps Travail : 80 %	-0.2398*	0.0206	-0.2421*	0.0206
<i>PCS parents : Employé/Ouv (réf)</i>				
PCS parents : Sup	0.0516*	0.0086	0.0520*	0.0086
PCS parents : Intermédiaire	0.0305**	0.0120	0.0316*	0.0120
PCS parents : Agri/ACCE	0.0239**	0.0108	0.0236**	0.0108
<i>Discipline : Sci. humaines (réf)</i>				
Discipline : Sciences dures	0.1020*	0.0134	0.1079*	0.0134
Discipline : Lettres et langues	0.0544*	0.0130	0.0514*	0.0131
Discipline : Droit/Sc. Po/Com	0.0547*	0.0129	0.0595*	0.0129
Discipline : Eco/Gestion/AES	0.1165*	0.0128	0.1227*	0.0127
Filière professionnalisée	0.0537*	0.0092	0.0533*	0.0092
Diplômes pro.	0.0016*	0.0005		
Boursiers	-0.0041*	0.0010		

Seuils de significativité : * 1% ** 5% *** 10%

Tableau 5 : Variances associées aux variables niveau 1 en effets aléatoire (cte et Nbétu), test pour d'éventuels effets indirects à l'étape 5

Variable	Estim (10^{-3})	Ecart-type (10^{-3})
Constante	4.689*	1.932
Nb années Etudes	0.567**	3.3
Cov(Cte,Nb Etu)	-1.42***	7.49
Variance L1	72.54*	1.366

Seuils de significativité : * 1% ** 5% *** 10%

Tableau 6 : test des effets indirects

Variable	Partie fixe		Partie Aléatoire		
	Estim.	Ecart-type	Variable	Estim.	Ecart-type
<i>Rappel Etape 4</i>					
<i>Constante</i>	6.618*	0.0241	<i>Var L1</i>	0.0725*	0.0014
<i>Nb. Années études</i>	0.102*	0.0064	<i>Var Cte</i>	0.0047*	0.0019
<i>Diplômes pro.</i>	-0.0042*	0.001	<i>Var Nb étu</i>	0.0006**	0.0003
<i>Boursiers</i>	0.0017*	0.0005	<i>Cov(Cte,Nb)</i>	-0.0016**	0.0008
Constante	6.601*	0.0238	Var L1	0.0725*	0.0014
Nb. Années études	0.103*	0.0065	Var Cte	0.0047*	0.0019
Diplômes pro.	0.0016	0.0013	Var Nb étu	0.0006**	0.0004
Dip. Pro. * Nb études	-0.00006	0.0005	Cov(Cte,Nb)	-0.0015**	0.008
Constante	6.617*	0.0242	Var L1	0.0725*	0.0014
Nb. Années études	0.102*	0.0064	Var Cte	0.0048*	0.0019
Boursiers	-0.0019	0.0024	Var Nb étu	0.0006**	0.0003
Boursiers * Nb études	-0.0009	0.001	Cov(Cte,Nb)	-0.0015**	0.0008
Constante	6.617*	0.0242	Var L1	0.0725*	0.0014
Nb. Années études	0.102*	0.0065	Var Cte	0.0048*	0.002
Diplômes pro.	0.0017	0.0013	Var Nb étu	0.0006**	0.0004
Dip. Pro. * Nb études	-0.00001	0.0005	Cov(Cte,Nb)	-0.0015**	0.0008
Boursiers	-0.0023	0.0024			
Boursiers * Nb études	-0.0008	0.001			

Seuils de significativité : * 1% ** 5% *** 10%

Le tableau ci-dessus est découpé en quatre parties : la première reprend les résultats issus de l'étape 4 en incluant les effets établissements significatifs d'après l'étape 3, ensuite on teste chacun l'effet indirect pour chacune des deux variables établissements retenues, puis l'effet indirect des deux variables en même temps. On constate qu'aucun des indicateurs ne présente un effet indirect significatif.

Tableau 7 : Récapitulatif sur le salaire
Echantillon 1 : tous les individus
Echantillon 2 : uniquement les individus à plein temps

Variable	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	1	2	1	2	1	2
Constante	7.2173*	7.2688*	6.6018*	6.5927*	6.6161*	6.6079*
Nb études			0.1030*	0.1100*	0.1022*	0.1090*
Ancienneté			0.0876*	0.0860*	0.0874*	0.0857*
Homme			0.1329*	0.1320*	0.1334*	0.1327*
Expérience			0.0902*	0.0883*	0.0898*	0.0879*
Chômage rég.			-0.0176*	-0.0181*	-0.0155*	-0.0158*
CPI dans la PA			0.0065*	0.0062*	0.0058*	0.0056*
Sélect. PostBac			0.0672*	0.0717*	0.0682*	0.0727*
Bac S (réf)						
Bac autre série			-0.0761*	-0.0776*	-0.0753*	-0.0768*
Bac L			-0.0566*	-0.0580*	-0.0548*	-0.0560*
Bac ES			-0.0625*	-0.0604*	-0.0617*	-0.0592*
Bac âge normal (réf)						
Bac en avance			0.0283*	0.0276*	0.0278*	0.0274*
Bac en retard			-0.0237*	-0.0221*	-0.0228*	-0.0213*
Temps plein (réf)						
< Mi-temps		NA	-0.8226*	NA	-0.8230*	NA
Mi-temps		NA	-0.5474*	NA	-0.5465*	NA
60 % du temps plein		NA	-0.4869*	NA	-0.4848*	NA
80 % du temps plein		NA	-0.2421*	NA	-0.2398*	NA
Parents : emp/ouv (réf)						
Parents : PCS sup.			0.0520*	0.0498*	0.0516*	0.0493*
Parents : PCS Int.			0.0316*	0.0321*	0.0305**	0.0307**
Parents : PCS agri/acce			0.0236**	0.0189***	0.0239**	0.0189***
Sciences humaines (réf)						
Sciences dures			0.1079*	0.1114*	0.1020*	0.1053*
Lettres et Langues			0.0514*	0.0580*	0.0544*	0.0612*
Droit/Sc. Po./Com.			0.0595*	0.0634*	0.0547*	0.0584*
Eco/Gestion/AES			0.1227*	0.1301*	0.1165*	0.1235*
Filère Pro.			0.0533*	0.0433*	0.0537*	0.0438*
Diplôme pro.					0.0016*	0.0017*
Diplôme pro. * Nb Etu						
Boursiers					-0.0041*	-0.0043*
Boursiers * Nb Etu						
Variance niveau 1	0.1329*	0.0948*	0.0729*	0.0655*	0.0728*	0.0654*
Variance niveau 2/Cte	0.0177*	0.0134*	0.0013*	0.0012*	0.0008*	0.0007**
Variance Nb Etu		NA		NA		NA
Cov(Cte,Nb Etu)		NA		NA		NA

Seuils de significativité : * 1% ** 5% *** 10%

Suite du tableau 7 : Récapitulatif sur le salaire
 Echantillon 1 : tous les individus
 Echantillon 2 : uniquement les individus à plein temps

Variable	Modèle 4		Modèle 5	
	1	2	1	2
Constante	6.6180*	6.6091*	6.6173*	6.6083*
Nb études	0.1019*	0.1091*	0.1022*	0.1095*
Ancienneté	0.0875*	0.0856*	0.0874*	0.0855*
Homme	0.1335*	0.1328*	0.1336*	0.1329*
Expérience	0.0900*	0.0880*	0.0901*	0.0881*
Chômage rég.	-0.0163*	-0.0166*	-0.0163*	-0.0167*
CPI dans la PA	0.0058*	0.0055*	0.0057*	0.0054*
Sélect. PostBac	0.0679*	0.0724*	0.0680*	0.0725*
Bac S (réf)				
Bac autre série	-0.0763*	-0.0777*	-0.0762*	-0.0776*
Bac L	-0.0542*	-0.0549*	-0.0542*	-0.0547*
Bac ES	-0.0608*	-0.0579*	-0.0607*	-0.0577*
Bac âge normal (réf)				
Bac en avance	0.0285*	0.0282*	0.0287*	0.0283*
Bac en retard	-0.0222*	-0.0208**	-0.0222*	-0.0207**
Temps plein (réf)				
< Mi-temps	-0.8219*	NA	-0.8211*	NA
Mi-temps	-0.5462*	NA	-0.5463*	NA
60 % du temps plein	-0.4849*	NA	-0.4847*	NA
80 % du temps plein	-0.2397*	NA	-0.2396*	NA
Parents : emp/ouv (réf)				
Parents : PCS sup.	0.0514*	0.0490*	0.0515*	0.0490*
Parents : PCS Int.	0.0302**	0.0303**	0.0302**	0.0303**
Parents : PCS agri/acce	0.0235**	0.0189***	0.0236**	0.0190***
Sciences humaines (réf)				
Sciences dures	0.1010*	0.1038*	0.1010*	0.1038*
Lettres et Langues	0.0533*	0.0603*	0.0531*	0.0602*
Droit/Sc. Po./Com.	0.0538*	0.0569*	0.0539*	0.0571*
Eco/Gestion/AES	0.1149*	0.1209*	0.1146*	0.1207*
Filère Pro.	0.0534*	0.0439*	0.0537*	0.0444*
Diplôme pro.	0.0017*	0.0018*	0.0017	0.0020
Diplôme pro. * Nb Etu			-0.00001	-0.00011
Boursiers	-0.0042*	-0.0044*	-0.0023	-0.00194
Boursiers * Nb Etu			-0.0008	-0.00110
Variance niveau 1	0.0725*	0.0650*	0.0725*	0.0650*
Variance niveau 2/Cte	0.0047*	0.0055*	0.0048*	0.0055*
Variance Nb Etu	0.0006**	0.0008**	0.0006**	0.0008**
Cov(Cte,Nb Etu)	-0.0016**	-0.0020**	-0.0016**	-0.0020**

Seuils de significativité : * 1% ** 5% *** 10%

Tableau 8 : Etude par catégorie d'université

Catégorie	Sciences et Santé		Pluri. Hors Santé		Pluri. Avec Santé		Tertiaires	
	Estim.	Ecart-type	Estim.	Ecart-type	Estim.	Ecart-type	Estim.	Ecart-type
Constante	6.5230*	0.0522	6.6186*	0.0378	6.6484*	0.0458	6.6992*	0.0475
Nb études	0.1026*	0.0130	0.0993*	0.0094	0.0975*	0.0129	0.1085*	0.0111
Ancienneté	0.1114*	0.0136	0.0816*	0.0095	0.0709*	0.0099	0.0930*	0.0124
Homme	0.1802*	0.0176	0.1142*	0.0134	0.1208*	0.0147	0.1237*	0.0179
Expérience	0.1130*	0.0160	0.0850*	0.0114	0.0732*	0.0124	0.0942*	0.0155
Chômage rég.	-0.0214*	0.0043	-0.0080**	0.0038	-0.0233*	0.0034	-0.0074	0.0054
CPI dans la PA	0.0055*	0.0012	0.0075*	0.0013	0.0084*	0.0014	0.0041*	0.0011
Sélect. PostBac	0.0716*	0.0183	0.0778*	0.0144	0.0572*	0.0160	0.0647*	0.0192
Bac S	0.0586*	0.0213	réf		réf		réf	
Bac autre série	réf		-0.0871*	0.0225	-0.0471***	0.0250	-0.1253*	0.0339
Bac L	réf		-0.0576*	0.0205	-0.0507**	0.0211	-0.0643*	0.0243
Bac ES	réf		-0.0743*	0.0181	-0.0494**	0.0200	-0.0701*	0.0228
Bac âge normal	réf		réf		NA		NA	
Bac en avance	0.0526*	0.0250	réf		NA		NA	
Bac en retard	réf		-0.0498*	0.0135	NA		NA	
Temps plein (réf)								
< Mi-temps	-1.2001*	0.1093	-0.8424*	0.0464	-0.7766*	0.0561	-0.7859*	0.0503
Mi-temps	-0.4677*	0.0560	-0.5234*	0.0311	-0.5819*	0.0369	-0.5871*	0.0397
60 % du temps plein	-0.2980*	0.0896	-0.6180*	0.0548	-0.3870*	0.0601	-0.4818*	0.0746
80 % du temps plein	-0.1817*	0.0517	-0.2847*	0.0353	-0.1716*	0.0430	-0.2974*	0.0400
PCS Emp/Ouv	NA		réf		réf		réf	
PCS sup.	NA		0.0481*	0.0140	0.0696*	0.0155	0.0318***	0.0175
PCS Int.	NA		0.0316***	0.0196	0.0378***	0.0220	réf	
PCS aacce	NA		réf		0.0358***	0.0199	réf	
Sci. humaines	réf		réf		réf		réf	
Sci. dures	0.0704*	0.0337	0.1180*	0.0224	0.0745*	0.0213	0.1747*	0.0536
Lettres et Langues	réf		0.0784*	0.0233	réf		réf	
Droit/Sc. Po./Com.	0.0901*	0.0438	0.0534*	0.0206	réf		0.0377	0.0236
Eco/Gestion/AES	0.1277*	0.0360	0.1135*	0.0209	0.0721*	0.0195	0.0994*	0.0247
Filère Pro.	0.0508*	0.0198	0.0884*	0.0160	0.0382**	0.0177	NA	
Diplôme pro.	NA		0.0034**	0.0016	0.0032**	0.0013	0.0024**	0.0010
Dipl. pro * NbEtu	NA		NA		NA		NA	
Boursiers	NA		NA		NA		-0.0067*	0.0020
Boursiers * NbEtu	NA		NA		NA		NA	
Variance lvl 1	0.0702*	0.0032	0.0702*	0.0032	0.0658*	0.0024	0.0805*	0.0033
Variance lvl 2/Cte	0.0008	0.0007	0.0008	0.0007	0.0086**	0.0051	0.0008	0.0007
Variance NbEtu	NA		NA		0.0008	0.0007	NA	
Cov(Cte,NbEtu)	NA		NA		-0.0022	0.0017	NA	

Seuils de significativité : * 1% ** 5% *** 10%