



Effets établissement et salaires des diplômés des universités françaises

Jean-François Giret et Mathieu Goudard



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8042>
DOI : 10.4000/economiepublique.8042
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 1 octobre 2008
ISBN : 46-89-51-Y
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Jean-François Giret et Mathieu Goudard, « Effets établissement et salaires des diplômés des universités françaises », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 21 | 2007/2, mis en ligne le 30 novembre 2010, consulté le 12 septembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8042> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.8042>

économie publique public economics

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 21 – 2007/2



économiepublique sur internet : www.economiepublique.fr

Revue bénéficiant de la reconnaissance scientifique du CNRS.

La revue **économie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur.

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en France.

ISSN 1373-8496

Dépôt légal octobre 2008 – n° imprimeur 468951Y

Effets établissement et salaires des diplômés des universités françaises

Jean-François Giret *

Mathieu Goudard **

Résumé

L'objectif de cet article est d'étudier les liens entre les salaires des diplômés de l'université en France et certaines caractéristiques de ces universités. Nous prenons appui sur les données de l'enquête *Génération 98* du Céreq enrichies par des données issues principalement de l'annuaire des établissements d'enseignement supérieur pour les caractéristiques des universités. La modélisation employée, une analyse multiniveaux, permet d'exploiter la hiérarchie de nos données et ainsi d'identifier, voire de quantifier d'éventuels effets établissement. La prise en compte de nombreuses caractéristiques individuelles nous permet d'obtenir une hiérarchie salariale entre les différentes disciplines : les étudiants en sciences, économie ou gestion ont les salaires les plus élevés, suivis par les diplômés de droit, de sciences politiques, de communication, de lettres et langues, tandis que les diplômés de sciences humaines sont les moins bien rémunérés. Au niveau de l'établissement, nous obtenons un effet de la composition socioéconomique de la population étudiante ainsi qu'un effet de réseau de l'université sur le marché du

*. IREDU et Céreq, Université de Bourgogne.

***. GREQAM, Aix-Marseille Université. Les auteurs remercient le Céreq pour le soutien matériel apporté à cette recherche ainsi qu'Alain Trannoy pour ses remarques. Les avertissements d'usage s'appliquent.*

Courriels : Mathieu Goudard, mathieu.goudard@univmed.fr; Jean-François Giret, jean-francois.giret@u-bourgogne.fr

travail. Ces résultats restent relativement stables si l'on regroupe les universités suivant leurs disciplines dominantes, à l'exception de celles ayant une forte composante scientifique.

Summary

Our aim in this article is to focus on the relationship between earnings of graduates from french universities and some characteristics of these universities. We use data from the *Génération 98* survey of the Céreq, enriched with informations taken from the ANETES (a national yearbook on higher education institutions) for universities. We consider multilevel modeling, allowing us to exploit the natural hierarchy in our individual datasets, and thus to identify or even to measure potential schooling effects. As we take into account many individual characteristics, we can obtain an income hierarchy between the different majors : students who graduate from science, economics or management have the highest earnings, then we find those who graduate from law science, political science, communication or letters and languages, while the ones who graduate from social studies get the lowest incomes. At the university level, we find two significant effects : one of the socioeconomic composition of the student population, and another that we can call network effect of the institution on the job market. These two last results remain stable when we consider subsamples of universities according to their major fields, except for those with a strong science component.

Mots clés : Rendement de l'éducation, effets établissement, qualité de l'éducation, salaires, modèles multiniveaux

Keywords: Returns to Schooling, Schooling Effect, Quality of Education, Incomes, Multilevel Models

J.E.L. : C29, I23, J31

Introduction

Le débat concernant le projet de loi sur l'autonomie des universités et les nombreuses réactions qu'il a suscitées témoignent de l'importance des attentes vis-à-vis de l'enseignement supérieur. Les questions de sélection, de ressources des universités et de 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 ce qui est devenu la Loi relative aux libertés et responsabilités des universités (LRU) 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 une plus grande liberté pour allouer leurs moyens, certains peuvent plus facilement affecter des moyens et/ou adopter des mesures 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 terme de contrôle et d'incitations, la relation d'agence ou de mandat entre l'État et l'université ne peut se limiter à un simple contrôle des effectifs et des diplômés 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 du nombre de diplômés et d'inscriptions mais n'incitent pas les établissements à favoriser l'insertion professionnelle de leurs étudiants. La réflexion en cours (Adnot et Dupont, 2008), qui vise à prendre en compte la *performance* des universités, devrait conduire à l'intégration de l'insertion professionnelle dans le calcul du financement des universités.

D'un point de vue plus empirique, se pose cependant la double question de l'existence d'un effet 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 caractéristiques des universités ? 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 du moins son signal. Dans les deux cas, le salaire des diplômés pourrait en être affecté.

Ce travail propose d'apporter quelques éléments de réponse à ces questions

à partir d'une enquête du Céreq¹, *Génération 98*, qui porte sur l'insertion professionnelle des jeunes sortis du système éducatif en 1998 et interrogés en 2001. À partir de l'échantillon initial de 55 000 jeunes, nous retenons les individus quittant l'université en ayant validé trois, quatre ou cinq années d'études après le baccalauréat. Si on ne décèle que de faibles effets établissement, nous obtenons, en revanche, des résultats intéressants au niveau individuel, en particulier en termes de hiérarchie de salaires entre les différentes disciplines : les diplômés de sciences et d'économie-gestion bénéficient de la prime salariale la plus importante, de l'ordre de +10 à +11 %, suivis ensuite par les étudiants des filières droit-sciences politiques-communication et lettres-langues qui bénéficient également d'une prime salariale significative, environ +5,5 %, par rapport aux diplômés des sciences humaines. Par ailleurs, l'estimation du rendement de l'éducation que l'on obtient est de l'ordre de +10 % par année d'études supplémentaire, tandis que la prime salariale accordée aux hommes est d'environ +13 %.

Cet article est divisé en quatre parties. Nous présentons 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 introduisons les données utilisées. Dans la troisième partie, nous abordons la méthodologie économétrique utilisée qui s'inscrit dans le cadre des modèles multiniveaux. Enfin, nous exposons 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. Effets établissement et salaires

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

À la suite des travaux de Becker (1962) et Mincer (1974), une abondante littérature empirique en économie de l'éducation s'est focalisée sur le lien entre le nombre d'années d'études et le salaire. Quelles que soient les méthodes et les données utilisées, ces travaux s'accordent généralement sur l'existence de rendements positifs de l'éducation, pouvant néanmoins varier de 5 à 15 % et même parfois plus. Il convient d'apporter une précision sur le terme « rendements de l'éducation ». En effet, il existe deux types de rendements de l'éducation, un rendement privé et un rendement social. Par rendement privé, il faut comprendre

1. Centre d'études et de recherche sur les qualifications.

le gain financier dont bénéficiera l'individu, et lui-seul, tandis que le rendement social est le bénéfice que retirera l'ensemble de la société de l'investissement des individus en formation. Dans notre étude, nous ne traiterons que du rendement privé de l'éducation. L'estimation de ces rendements de l'éducation pour différents pays (pour une synthèse, voir Maguain, 2007) permet, essentiellement à partir des données de l'OCDE (2003 ; 2006), de dresser des comparaisons internationales et d'en tirer des enseignements en matière de politiques publiques, ou du moins de bonnes pratiques. La position de la France, dans de telles comparaisons, a évolué au cours du temps : légèrement au-dessus de la moyenne des pays de l'OCDE en 2003, avec un rendement de l'ordre de 12,2 % pour une moyenne de 11,8 %, tandis qu'en 2008, toujours à partir des données de l'OCDE (2008), le rendement est de l'ordre de 8,4 % pour une moyenne de 12,2 %. Il sera cependant difficile de confronter nos résultats à ces valeurs, dans la mesure où le champ de l'étude est différent, puisque nous considérons seulement des sortants de l'université avec un diplôme national entre la licence et le DEA/DESS (soit de 3 à 5 ans) quand l'étude de l'OCDE porte sur l'ensemble de l'enseignement supérieur. Par ailleurs, ce type d'étude ne s'intéresse pas à la différenciation des diplômés entre les universités or, le contenu d'une année d'étude, correspondant pourtant à un diplôme national, n'est pas forcément partout le même, posant ainsi la question de la qualité de la formation. Intuitivement, on peut envisager une relation entre le niveau de ressources investies par les établissements de formation et les rendements 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 connaissance harmonisés. Cet effet de la qualité était lié à différents *inputs* de la fonction de production de l'éducation : les dépenses par élève, la taille des classes, le ratio nombre d'élèves par enseignant ou la formation des enseignants. Les études empiriques conduisent à des résultats nuancés : si certaines plaident pour un effet plutôt positif (Greenwald, 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 de l'éducation et le salaire conduisent à un bilan contrasté. À partir des données fiscales américaines, Card et Krueger (1992) montrent que le rendement d'une année d'éducation supplémentaire est plus élevé pour les individus originaires de pays 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 fiscales américaines, 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 réduit largement l'effet lié à la qualité de l'éducation. En fait, les liens entre qualité 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 école², conduisent à rejeter l'hypothèse d'un effet lié à la qualité de l'école, du moins telle que mesurée dans l'enquête³, tandis que le pourcentage d'enfants défavorisés ainsi que le taux d'abandon scolaire sont corrélés négativement avec le salaire. La revue de littérature proposée par Betts (1996) entre qualité de l'école et salaire confirme globalement ces résultats : le lien n'est en général significatif que lorsque sont utilisées des données sur la qualité agrégée au niveau de l'État ou du district et, ce, pour des cohortes nées avant 1960. En utilisant des données relatives aux universités italiennes, Di Pietro et Cuttillo (2006) établissent 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 sur le salaire pour les hommes. En revanche, l'effet sur le salaire de la 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, une recherche de qualité assurant un renouvellement et une mise à jour régulière des connaissances. De l'ensemble de ces travaux microéconométriques, on retiendra que les conclusions varient selon les *inputs* retenus pour définir cet effet qualité, le résultat le plus robuste concernant le niveau de diplôme de l'enseignant. L'approche d'Altonji et Dunn (1996) est plus originale dans la mesure où ils utilisent des données sur des enfants d'une même famille pour étudier l'effet de la qualité des établissements d'enseignement secondaire américains sur les salaires. En utilisant ce type de données, les auteurs peuvent s'affranchir de biais dans le choix des écoles qui seraient liées à l'environnement familial⁴. Leurs résultats valident l'existence d'un effet de la qualité sur le salaire,

2. Il s'agit d'écoles publiques au niveau « High School », soit l'équivalent du lycée en France.

3. L'auteur retient notamment le ratio nombre d'élèves par professeur, le salaire des enseignants en début de carrière, le pourcentage de professeurs ayant au moins un master ainsi que des variables concernant le nombre de livres à la bibliothèque, la diversité des options dans le cursus, la proportion de jeunes afro-américains, le nombre de démissions ou de licenciements de professeurs.

4. 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.

mais pas sur le rendement de l'éducation, à travers l'effet positif sur le salaire de variables comme le diplôme des enseignants, le ratio du nombre d'élèves par enseignant ou encore le niveau de dépense par enfant scolarisé.

D'autres travaux utilisent des modèles multiniveaux pour permettre l'enrichissement de données individuelles par des données *établissement*. Rumberger et Thomas (1993) se focalisent sur le rendement d'un seul diplôme de l'enseignement supérieur américain, le *bachelor*⁵ et, ce, à partir de données individuelles portant sur 15 082 diplômés issus de 404 *Colleges*⁶. L'analyse multiniveaux, 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 dans différentes disciplines. Ils montrent que 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. En revanche, leurs résultats ne suggèrent pas la présence d'un effet de la composition socioéconomique de la population étudiante défavorable pour les jeunes issus de minorités. Pour ce qui est des effets liés aux ressources des établissements, ils varient fortement suivant les disciplines et sont le plus souvent non significatifs, quand il ne sont pas contre-intuitifs. Ainsi, le ratio nombre d'étudiants par enseignant ou le taux d'enseignants à temps partiel ont un effet positif sur la rémunération des diplômés en sciences et pédagogie. 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 la présence d'un effet qualité. Ils montrent ainsi que le niveau de diplôme des enseignants, à savoir être titulaire ou non 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 la composition socioéconomique, 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.

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 la qualité des établissements de formation et le salaire des diplômés, bien qu'il semble que ce lien soit plus avéré pour l'enseignement supérieur. En France, à notre connaissance, aucune étude n'a essayé de mettre en évidence ce type de lien. L'absence d'informations homogènes au

5. Diplôme équivalent à la licence en France.

6. Les *Colleges* sont des établissements qui conduisent à l'obtention du *bachelor* et qui ne couvrent que les quatre premières années de l'enseignement supérieur.

niveau des établissements, en particulier sur les débouchés des diplômés, constitue naturellement un premier obstacle. De plus, les spécificités institutionnelles liées à la structure de l'enseignement supérieur et du marché du travail peuvent renforcer les limites de l'analyse. Nous présentons ici quelques unes de ces caractéristiques, lesquelles ne sont pas toutes exclusivement applicables au cas français.

Dans un article à venir, Brodaty, Gary-Bobo et Prieto (2008), étudient l'effet des redoublements sur l'accès à l'emploi et les salaires de diplômés de l'enseignement supérieur français. En particulier, ils intègrent la dimension largement endogène de la durée des études et exploitent d'ailleurs cette endogénéité pour déduire l'impact des redoublements sur les débouchés professionnels. Par ailleurs, la présence de nombreuses variables de contrôle leur permet d'obtenir une estimation, la moins biaisée possible des rendements de l'éducation, avec une prime salariale par année d'études supplémentaire de l'ordre de 7 %. La méthodologie originale qu'ils emploient leur fournit un cadre d'étude afin de discuter de l'adéquation de la « théorie du signal » proposée par Spence (1973) avec la réalité du processus de recrutement.

En premier lieu, la structure de l'enseignement supérieur américain diffère largement de l'enseignement supérieur français. La comparaison entre universités américaines et françaises ne va donc pas de soi, en particulier en termes de coûts d'études et de sélection à l'entrée. On peut penser que l'aspect sélectif de l'accès aux universités renforce aux États-Unis les logiques de filtre. Le système américain peut générer des comportements d'*écrémage* (Epple et 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, ce qui est moins évident dans le cas français. Les universités ayant peu d'autonomie et les normes San-Remo ayant une tendance 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 à la fois de repérer progressivement les meilleurs et de décourager les autres. La concurrence va plutôt s'exercer à partir de la licence et du master, où les étudiants sont également plus mobiles.

Ensuite, une autre difficulté apparaît avec les salaires, liés à de nombreux facteurs extérieurs à l'éducation, particulièrement selon le degré de régulation ou de segmentation du marché du travail. La structure du marché du travail, ainsi que 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 provenant de 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 grands entreprises ou d'activités à forte valeur ajoutée, vont affecter la demande de travail et la rémunération associée. De plus, les modes d'appariement peuvent varier en fonction des évolutions de l'offre et de la demande de travail, ce qui génère, dans certains cas, des problèmes de mauvais appariement spatial. Le risque que l'on court alors est d'attribuer une spécificité spatiale du marché du travail à un effet établissement.

Il convient également de s'interroger sur les conditions de choix de certains établissements par les étudiants en France. En effet, le capital social des parents peut influencer le parcours de leurs enfants en privilégiant, par exemple, des établissements dont ils savent qu'ils ont une meilleure réputation, puisqu'ils disposent d'une information privilégiée. Ils peuvent également intervenir en étant à même de financer plus aisément une mobilité géographique au cours des études. L'aspect financier sera d'autant plus important que les établissements pratiquant une sélection durant le cursus, les familles pourront supporter des coûts d'études plus élevés et ainsi limiter les activités salariées pendant les études, dont les effets négatifs sur la réussite dans l'enseignement supérieur sont connus. Par la suite, ces différences de capital social peuvent également avoir un effet déterminant dans l'explication des écarts de salaires des jeunes diplômés. 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 à des réseaux, à des informations favorisant l'accès aux emplois les mieux rémunérés. Au-delà de l'effet du capital social sur l'individu, on peut également se poser la question de l'existence d'un effet de la composition socioéconomique de la population étudiante au sein de certaines universités. D'une part, les universités sont inscrites dans des environnements socioéconomiques et culturels spécifiques qui vont dépendre notamment de la structure de l'offre de travail présente dans chaque région. Cet effet de la population 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. Échantillon

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^e cycle. Le Céreq a mené une enquête plus récente, *Génération 2001*, menée au printemps 2004 sur les sortants de 2001. Toutefois, la faiblesse des effectifs présents dans cette dernière enquête ne permet pas de l'exploiter dans cet article ; c'est pourquoi nous utilisons les données de la génération précédente.

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 instituts 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 un DESS⁷. Les jeunes sortant de l'université après avoir validé moins de trois années d'études sont nombreux à être en situation d'échec et leur insertion est particulièrement difficile. Par ailleurs, les individus ayant validé plus de cinq années d'études supérieures constituent également une population dont l'insertion est spécifique : la recherche publique constitue un débouché naturel pour les docteurs, leurs salaires ont donc tendance à être égalisés, perdant ainsi la variabilité exploitable. Ensuite, nous avons 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 qui peuvent être regroupées en quatre catégories suivant la ou les discipline(s) dominante(s) (sciences et santé, pluridisciplinaires avec composante médicale, pluridisciplinaires sans composante médicale, tertiaires). Il convient de signaler ici la présence dans notre échantillon d'individus diplômés d'une université qui pratique ouvertement la sélection.

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

7. La réforme LMD étant intervenue entre temps, on parle aujourd'hui de Master, en précisant éventuellement l'orientation recherche ou professionnelle du Master.

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. Les variables individuelles

Les variables retenues relatives aux individus sont majoritairement issues de l'enquête *Génération 98* et liées aux caractéristiques scolaires et sociodémographiques des jeunes diplômés de licence, maîtrise ou DEA/DESS complétées par les variables d'expérience sur le marché du travail et d'ancienneté en emploi. 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 permettra d'obtenir 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) et leur carré pour tenir compte de la concavité des profils de revenus, ainsi qu'une variable de genre. Nous avons considéré un jeu de variables binaires pour caractériser la filière d'obtention du diplôme, à savoir : les sciences exactes ou « dures » ; les sciences humaines ; les lettres et langues ; le droit, les sciences politiques et la communication⁸ ; 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 de disposer d'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 du bac (en avance, normal ou en retard), 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 distinguons ainsi quatre variables, cadres et professions supérieures, professions intermédiaires, agriculteurs-artisans-commerçants-chefs d'entreprise, employés et ouvriers. Afin d'intégrer les conséquences des disparités spatiales sur le marché du travail, nous avons considéré une variable indiquant le taux de chômage de la région de résidence des individus au moment de l'enquête (mesuré 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

8. Une seule variable est utilisée pour ces trois disciplines. Par ailleurs, nous avons recours aux mêmes regroupements disciplinaires que ceux édictés par le ministère de l'Éducation nationale. Il aurait été plus logique de classer la communication avec les lettres et langues, ce que nous avons testé, sans modifications des résultats.

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.

L'étude des corrélations entre les variables individuelles⁹ permet de relever quelques éléments intéressants. Tout d'abord, nous remarquons que le nombre d'années d'études est corrélé avec la série du Bac obtenu par les individus, positivement pour la filière scientifique (0,21) et négativement pour la filière littéraire (-0,18). On observe également une corrélation avec une des variables indiquant l'état du marché du travail, la part de cadres et professions intermédiaires dans la population active (0,19), ainsi qu'avec la discipline du diplôme de sortie, en particulier les lettres et langues (-0,25). Enfin, le nombre d'années d'études est très fortement corrélé (0,51) avec le type de filière, professionnalisante ou non, ce qui s'explique par le fait que les licences professionnelles n'ont été créées qu'après 1998, et que, par conséquent, nous n'avons aucun individu sortant avec un bac +3 d'une filière professionnalisante. Comme on peut le voir, le nombre d'années d'études semble être corrélé avec nombre de nos variables individuelles, résultat auquel on pouvait s'attendre au vu des résultats présents dans la littérature (Brodaty, Gary-Bobo et Prieto, 2008). Ensuite, le fait d'être un homme est également corrélé avec deux séries générales du bac, scientifique et littéraire (respectivement 0,21 et -0,23) ainsi qu'avec certaines disciplines du diplôme de sortie, les sciences dures (0,25) et les lettres et langues (-0,17) ce qui traduit simplement la réalité de la répartition hommes/femmes dans l'enseignement secondaire puis supérieur.

Si l'on s'intéresse maintenant à l'inscription dans une filière avec sélection après le bac, apparaît une corrélation avec les séries non générales au bac (0,19), cette catégorie de bacheliers ayant une plus forte tendance que ceux des séries générales à s'inscrire en IUT ou BTS (ils sont cependant moins nombreux en classes préparatoires aux grandes écoles). Ces mêmes individus vont ensuite plutôt s'orienter vers les diplômes de sciences exactes (0,18). Pour ce qui est de la filière du bac, on observe une corrélation prévisible entre le fait d'obtenir le bac en retard et l'obtention d'un bac non général (autres séries). Ensuite, si l'on se penche sur le temps de travail, on note une corrélation entre un temps de travail inférieur ou égal à 50 % du temps plein et les diplômés de lettres et langues, indiquant un sous-emploi chez ces jeunes. La part des cadres et professions intermédiaires dans la population active est logiquement corrélée négativement avec le taux de chômage régional (-0,16). Enfin, la discipline du diplôme est corrélée avec le caractère professionnalisant ou non de ce diplôme, positivement pour les diplômés

9. Nous ne commentons ici que les corrélations dont la valeur approche au moins 0,20.

de sciences exactes et d'économie/gestion/AES, négativement pour les lettres et langues ainsi que les sciences humaines.

2.3. Les 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 en euros disponible par étudiant, ces deux indicateurs provenant de l'Annuaire des établissements d'enseignement supérieur (ANETES, 1999). 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'établissement¹⁰. Un autre indicateur donne une idée de la politique des universités en matière de sélection en début de cursus : nous avons retenu le taux de réussite cumulé au DEUG en 5 ans. Enfin, un dernier indicateur indique la composition socio-économique des établissements : le taux de boursiers (sur critères sociaux et aide exceptionnelle du CROUS) qui permettra d'estimer 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 provient à nouveau de l'ANETES. Comme signalé précédemment, nous avons aussi tenu compte de la présence dans notre échantillon d'une université pratiquant la sélection, à travers une variable binaire.

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 davantage l'accent sur la recherche que la moyenne, à délivrer plus de diplômes professionnalisés que la moyenne, etc.

La lecture du tableau 1 donne un aperçu des disparités existantes entre les universités françaises.

Les deux premiers indicateurs, *nombre de thèses pour 1 000 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

10. Ces variables proviennent d'une enquête menée par la revue *Vie Universitaire* pour partie, de l'ANETES ainsi que des notes publiées par les différents services statistiques du ministère de l'Éducation nationale.

Tableau 1 : *Variables Établissement*

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Thèses pour 1000 étudiants	5.87	4.46	0.08	19.63
Part des diplômes prof.	26.47	12.07	2.20	52.3
Ratio nb. d'étudiants par enseignant	24.41	8.00	12.54	49.1
Ressources par étudiant	1488.38	672.4	528.86	4996.7
Taux de réussite au DEUG	80.26	9.75	41.8	100
Taux de boursiers	21.47	6.34	7.12	42.29

Source : *Vie Universitaire et ANETES*

et de professionnalisation de la 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 six doctorats présentés pour 1 000 étudiants, tandis que la part des diplômes professionnalisants va de 2 à 52 %, avec une moyenne de l'ordre de 26,5 %.

En revanche, les moyens humains et financiers par étudiant peuvent 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 et un rapport de 1 à 4 pour le taux d'encadrement.

Enfin, les deux derniers indicateurs révèlent 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 des universités françaises. Le rapport du taux de boursiers 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 OLS. Cependant, une telle méthode n'est pas appropriée dans la mesure où l'on va tenir compte de la hiérarchie présente dans nos données : les observations relatives à des individus issus d'un même établissement vont être corrélées. Nous utiliserons donc pour cette étude une modélisation multiniveaux, telle que présentée par Goldstein (1993). Nous disposons donc de données structurées en deux niveaux : un premier niveau, individuel, et un deuxième niveau, celui des établissements. Nos variables permettent de décrire les caractéristiques des unités de chacun des niveaux, à savoir les individus et les universités. Dès lors, il va être possible de tester si l'appartenance à un établissement affecte le salaire des individus qui en sont issus puis, par la suite, de mesurer l'effet de certaines caractéristiques des universités sur le salaire. Dans un premier temps, on s'intéressera à l'effet sur le salaire moyen (à travers le terme constant), constituant un effet direct puis, par la suite, nous observerons l'effet éventuel sur le rendement de l'éducation (soit la « pente » de la relation éducation-salaire), on parle alors d'effet indirect.

Formellement, on notera :

- y_{ij} le logarithme du salaire mensuel obtenu trois ans après sa sortie de l'université par l'individu i de l'université j ;
- $INDIV$ la matrice des k variables explicatives au niveau individuel (sexe, nombre d'années d'études, ancienneté, expérience, filière, discipline...), $INDIV_{ij}$ le vecteur contenant les informations relatives à l'individu i de l'université j ;
- $EDUC$ est la variable contenant le nombre d'années d'études, $INDIVM$ la matrice des $k-1$ variables explicatives autres que $EDUC$, éventuellement indicées comme $INDIV$;
- $ETAB$ la matrice des m variables explicatives au niveau établissement, $ETAB_j$ un vecteur contenant les informations relatives à l'université j ;
- γ_{00} donne l'estimation de la constante du modèle et permet de retrouver un « salaire moyen » conditionnellement aux variables que l'on introduit dans le modèle ;
- β est un vecteur contenant l'estimation des k (ou $k-1$) paramètres associés aux variables individuelles ;
- γ est un vecteur contenant l'estimation des m paramètres associés aux variables *établissement* ;
- le terme constant du modèle varie entre les établissements, cette variabilité est estimée par σ_u^2 ;
- la variabilité résiduelle au niveau individuel est mesurée par σ_e^2 ;

- le ratio $\rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_e^2 + \sigma_u^2}$ permet d'évaluer la variance inter-établissement, soit la part de la variance résiduelle que l'on peut attribuer au niveau établissement. Sous sa forme structurelle le modèle s'écrit de la manière suivante :

Modèle 1

$$\text{niveau 1 : } y_{ij} = \beta_{0j} + \beta \text{INDIV}_{ij} + e_{ij}$$

$$\text{niveau 2 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma \text{ETAB}_j + u_{0j}$$

sous les hypothèses suivantes :

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$e_{ij} \perp u_{0j}$$

et sous une forme réduite

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \beta \text{INDIV}_{ij} + \gamma \text{ETAB}_j + u_{0j} + e_{ij}$$

Dans un premier temps, on considère le cas d'un effet des variables de niveau 2 (*ETAB*) sur le seul terme constant β_{0j} , à savoir dans le cas d'effets directs. Par ailleurs, on voit clairement apparaître dans la forme réduite la décomposition en deux parties du terme d'erreur, entre niveau individuel e_{ij} et niveau université u_{0j} , chaque partie étant distribuée suivant une loi normale, indépendante l'une de l'autre. Le modèle 1 est donc un modèle mixte, avec un effet aléatoire, dont on suppose par hypothèse qu'il n'est pas corrélé avec les explicatives.

Dans un second temps, on souhaite obtenir l'estimation d'éventuels effets indirects des variables *établissement* sur le salaire, à travers le rendement de l'éducation. On sort donc la variable *EDUC* (nombre d'années d'études) de la matrice *INDIV*. L'estimation du coefficient β_{1j} , qui varie désormais entre les universités, associé à cette variable permet d'obtenir le rendement d'une année d'étude supplémentaire. Sous sa forme structurelle, le modèle s'écrit alors :

Modèle 2

$$\text{niveau 1 : } y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{EDUC}_{ij} + \beta \text{INDIV}_{ij} + e_{ij}$$

$$\text{niveau 2 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_0 \text{ETAB}_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_1 \text{ETAB}_j + u_{1j}$$

sous les hypothèses suivantes :

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

$$(u_{0j}, u_{1j}) \sim N(0, T)$$

$$e_{ij} \perp (u_{0j}, u_{1j})$$

avec

$$T = \begin{bmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{01} & \tau_{11} \end{bmatrix}$$

La distribution du couple (u_{0j}, u_{1j}) est une loi normale bivariée, de matrice de variance-covariance T . Si les termes diagonaux, τ_{00} et τ_{11} traduisent les variations de la constante et des rendements de l'éducation, la présence du terme de covariance τ_{01} indique une possible évolution conjointe de la constante et de la pente de la relation éducation-salaire.

Le terme d'erreur au niveau établissement est maintenant composé de deux termes, u_{0j} et $EDUC_{ij}u_{1j}$, puisque l'on considère que la constante comme le rendement de l'éducation varient d'un établissement à l'autre.

Sous une forme réduite le modèle 2 s'écrit donc :

$$\begin{aligned} y_{ij} = & \gamma_{00} + \beta INDIVM_{ij} + \gamma_0 ETAB_j + \\ & \gamma_{10} EDUC_{ij} + \gamma_1 ETAB_j EDUC_{ij} + \\ & u_{0j} + EDUC_{ij} u_{1j} + e_{ij} \end{aligned}$$

La principale différence de ce modèle 2 avec le modèle 1 est que les variables $ETAB$ apparaissent maintenant deux fois : une fois affectées des paramètres γ_0 , donnant l'estimation des effets directs et une fois avec les paramètres γ_1 multipliés par la variable $EDUC$, donnant l'estimation des effets indirects.

4. Résultats

4.1. L'effet des caractéristiques individuelles

Les commentaires exposés dans cette section se rapportent au tableau 4 en annexe.

Si l'objectif de cet article est d'obtenir une estimation d'éventuels effets établissement, nous avons pris en compte nombre de caractéristiques individuelles, dont les effets captent une part importante de la variabilité du salaire, et dont nous pouvons tirer quelques enseignements.

Nous obtenons une estimation du rendement d'une année d'étude supplémentaire à partir de la licence de l'ordre de 10 %, ce qui est dans la fourchette des résultats obtenus par les différentes études citées au sein de la section 1.1. Le coefficient associé au type de filière montre que la professionnalisation de la formation procure aux jeunes un avantage salarial légèrement supérieur à 5 %.

La discipline du diplôme a également un fort impact sur les salaires : par rapport aux diplômés de sciences humaines, les jeunes sortants des facultés de sciences, d'économie/gestion/AES bénéficient des primes salariales les plus élevées, de +10,2 à +11,6 %, ce qui, compte tenu des écart-types associés à ces coefficients, ne permet toutefois pas de distinguer ces deux groupes disciplinaires. Ensuite, les diplômés de droit et sciences politiques, ainsi que ceux de lettres et langues bénéficient de primes salariales significativement moins élevées, de l'ordre de +5,5 %, sans que l'on puisse de nouveau distinguer ces deux filières.

Au-delà du diplôme de fin d'études, d'autres variables ont été introduites concernant le parcours du jeune durant ses études. Ces variables peuvent être considérées comme des indicateurs des capacités scolaires potentielles des étudiants. Ainsi, ceux qui ont été admis après le baccalauréat dans une filière sélective et sont réorientés à l'université bénéficient d'une prime salariale de +6,8 %. 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 de -5,4 à -6,2 % pour les séries générales, et jusque -7,5 % pour les autres séries, sans que l'on puisse statistiquement distinguer toutes ces filières.

Les autres variables introduites dans la modélisation sont relativement standards. Les coefficients associés au nombre d'années d'ancienneté (+5,5 %) dans l'entreprise et d'expérience sur le marché du travail (+7,9 %) sont légèrement supérieurs 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 surtout l'expérience offrent un avantage salarial plus important. Les coefficients estimés associés au carré de l'ancienneté et de l'expérience ne sont en revanche pas significatifs. Cela est dû au fait que l'on observe, au plus, les trois premières années sur le marché du travail de nos individus, alors que le carré de l'expérience (et de l'ancienneté) est introduit pour tenir compte de la concavité caractérisant l'évolution du salaire tout au long du cycle de vie.

Nous constatons un écart important de salaire entre les hommes et les femmes : à situation égale, les hommes gagnent 13,3 % de plus que les femmes.

Les variables associées au temps de travail, donnent des résultats prévisibles, sans que l'on puisse réellement exploiter ces estimations dans la mesure où nous ne disposons que d'un temps de travail approximatif et déclaré par les individus.

Par ailleurs, 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, le capital social des jeunes, mesuré ici par le statut

social des parents, influence les salaires : les rémunérations des enfants de cadres et professions supérieures sont significativement supérieures à celles des enfants de professions intermédiaires ou encore des agriculteurs-artisans-commerçants-chefs d'entreprise (on ne peut statistiquement distinguer ces catégories), lesquelles sont à leur tour significativement supérieures à celles des ouvriers et employés, qui constituent la catégorie de référence par rapport à laquelle sont calculés les écarts.

Avant d'analyser d'éventuels effets établissement, nous considérons un « modèle 0 » qui ne comprend aucune variable *établissement*. L'interprétation des variances résiduelles de ce modèle, en particulier σ_u^2 (qui correspond au niveau établissement), nous renseigne sur l'intérêt de poursuivre notre analyse en introduisant les caractéristiques des universités. Cette étape préliminaire fournit également une indication sur le poids relatif des caractéristiques des établissements par rapport aux caractéristiques propres des individus à travers le coefficient ρ . Les estimations de ces variances sont reprises dans le tableau 2 ci-dessous.

Tableau 2 : *Premières variances*

	Modèle vide	Modèle 0	% Réduction
Var. niv. 1 : σ_e^2	0.1329***	0.07284***	45.19
Var. niv. 2 : σ_u^2	0.01766***	0.001284***	92.73
Var. inter-univ. (%) : ρ	11.73	1.73	85.25
R^2	0.116	0.522	
N_{ind}	5883	5883	
N_{univ}	73	73	

Significativité : *** : 1 % ** : 5 % * : 10 %

Modèle vide : modèle comprenant uniquement une constante variant entre les universités

Modèle 0 : modèle comprenant toutes les variables individuelles mais aucune variable *établissement*

Ainsi, après avoir pris en compte les caractéristiques des individus, la variance résiduelle au niveau 1 a été réduite d'environ 45 %, tandis que la variance résiduelle au niveau 2 a été réduite de presque 93 %. La part de la variance non expliquée attribuable aux établissements, qui vaut 11,73 % pour le modèle vide, se réduit à 1,73 % dès lors que l'on introduit toutes les variables individuelles. Face à ce résultat, on peut s'attendre à obtenir un faible effet des caractéristiques des universités sur le salaire de leurs diplômés, directement et *a fortiori* indirectement. De plus, on obtient un R^2 qui vaut 0,522, ce qui est supérieur au 0,30 généralement observé pour l'estimation d'une fonction de gain « *mincerienne* », indiquant que les variables individuelles autres que le nombre d'années d'études, l'ancienneté et l'expérience ont pratiquement le même pouvoir explicatif que ces variables fondamentales.

4.2. Effet établissement sur le salaire moyen

Les résultats exposés ici se rapportent à l'estimation du modèle 1, voir le bas du tableau 4 en annexe.

Outre les variables individuelles, les variables *établissement* 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 (l'effet reste modeste, $-0,38$ % par % de boursiers), ce qui peut s'analyser comme un effet de la composition socioéconomique de la population étudiante : on peut, par exemple, penser que les parents de statut social élevé sont des employeurs potentiels ou alors qu'ils connaissent des employeurs potentiels. Ces derniers privilégieront donc dans leur recrutement des diplômés de cette université.

Autre résultat significatif, la part de diplômés professionnels dans l'université a également un effet au second niveau sur les rémunérations des jeunes (ici aussi, l'effet est modeste, $+0,15$ % par % de diplômés professionnels). Ceci peut s'expliquer par un effet de réseau ou de signal de l'université auprès des employeurs : la mise en place de diplômés 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 diplômés 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. Par ailleurs, la variable binaire indiquant que les étudiants sont diplômés de l'université pratiquant la sélection n'a pas d'effet significatif sur le salaire¹¹. 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 significatifs, 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, qui illustre le niveau de sélection dans les cursus de l'université, n'a aucun effet sur le salaire. Au total, l'introduction des deux variables significatives de niveau 2, à savoir le taux de boursiers et le taux de diplômés professionnalisants délivrés, engendre une diminution au niveau établissement de la variance résiduelle de l'ordre de 38,5 %.

11. Toutefois nous ne disposons que de 55 individus issus de cette université, ce qui pourrait expliquer l'absence d'effet significatif.

4.3. Effet établissement sur les rendements de l'éducation

Les résultats présentés ici se rapportent à l'estimation du modèle 2, voir tableau 5 en annexe.

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.

Rappelons les notations introduites précédemment, en particulier celles relatives à la variance au niveau établissement. Dès lors que l'on s'intéresse aux effets indirects, les rendements de l'éducation vont varier entre les établissements, tout comme la constante. Le terme d'erreur au niveau établissement est maintenant composé de deux termes, qui suivent une loi normale bivariée de matrice de variance-covariance T , telle que :

$$T = \begin{bmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{01} & \tau_{11} \end{bmatrix}$$

Ainsi, τ_{00} est le terme de variance associé à la constante, τ_{11} celui associé aux rendements de l'éducation, τ_{01} indique la covariance entre la constante (ou « salaire moyen ») et les rendements de l'éducation. Tout comme l'analyse de la variance résiduelle au niveau établissement (voir le tableau 2) conditionne l'introduction des variables *établissement*, l'analyse de la variance associée aux rendements de l'éducation indique si l'on peut poursuivre la modélisation, en croisant les caractéristiques des universités avec le nombre d'années d'études et ainsi obtenir l'estimation d'éventuels effets indirects.

Les résultats présentés dans le tableau 3 montrent 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, la corrélation étant de $-0,87$.

Tableau 3 : Estimation des différentes variances du modèle 2

Variable	Estim (10^{-3})	Écart-type (10^{-3})
Var. Cte : τ_{00}	4.689***	1.932
Var. NbEtu : τ_{11}	0.567**	3.3
Cov(Cte, NbEtu) : τ_{01}	-1.42*	7.49
Var. niv. 1 : σ_e	72.54***	1.366

Significativité : *** : 1 % ** : 5 % * : 10 %

La valeur fortement négative de cette corrélation indique que plus le niveau moyen des salaires est élevé dans un établissement, moins le rendement d'une

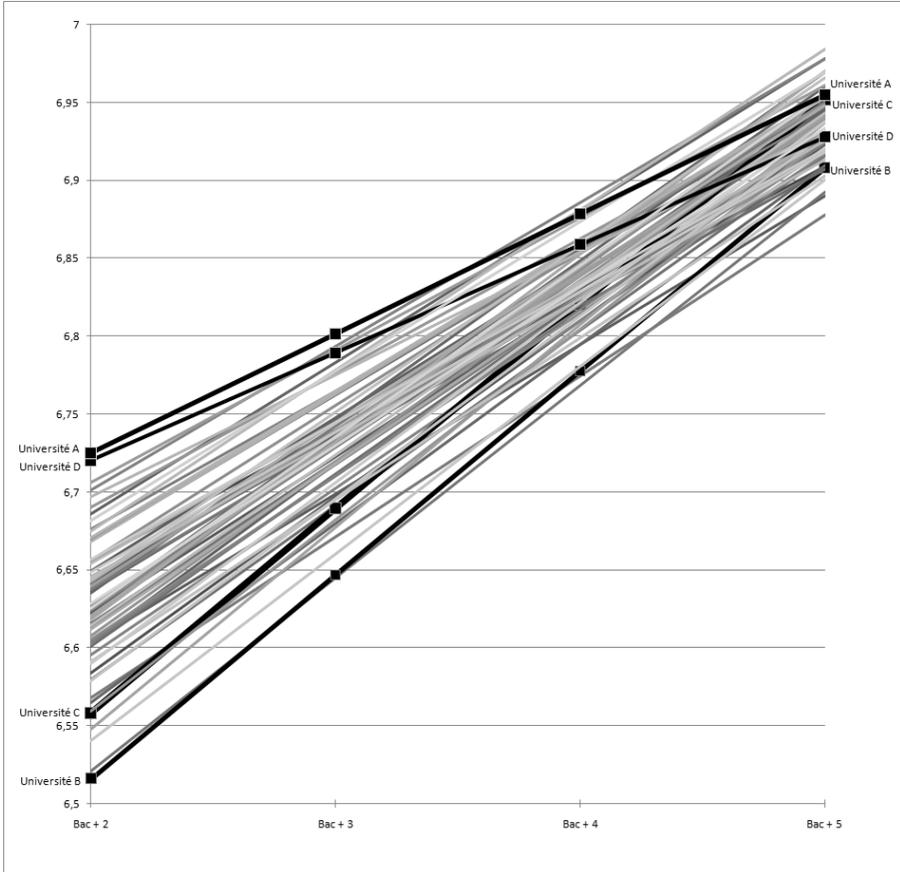
année d'étude supplémentaire dans cette université sera important, comme on peut le voir sur le graphique 1, où la pente des droites diminue lorsque l'ordonnée à l'origine augmente. Ce résultat montre que l'effet établissement doit s'analyser plus comme une prime globale sur le salaire moyen qui bénéficie à l'ensemble des diplômés d'une université donnée, qu'ils soient en licence, master 1 ou master 2. Globalement, tous les étudiants, quelle que 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 directs a été prolongée pour repérer des effets indirects liés aux variables *établissement*. Les résultats présentés dans le tableau 5 en annexe ne permettent pas de mettre en évidence de tels effets indirects, puisqu'aucun des coefficients associés aux variables croisées (Dipl. pro X NbEtu et Boursiers X NbEtu) n'est significatif. Au vu des éléments présents dans la littérature, il eût été possible de s'attendre à obtenir une influence des moyens humains et financiers sur le salaire, directement à travers le salaire moyen, mais aussi indirectement à travers le rendement de l'éducation. En revanche, nous ne disposons pas d'éléments indiquant une éventuelle influence d'un effet de réseau de l'université sur le marché du travail ou d'un effet de la composition socioéconomique de la population étudiante sur le rendement de l'éducation. Ainsi, la formulation que nous retenons est celle du modèle 1.

4.4. Étude détaillée suivant la catégorie de l'université

La composition disciplinaire des universités varie sensiblement d'un établissement à l'autre, en fonction généralement de spécificités historiques et géographiques. Comme le montrent les données de l'ANETES (1999), 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.

Figure 1 : *Illustration de la covariance négative entre niveau de salaire et rendement de l'éducation par établissement, pour les 73 établissements*



Lecture : L'université A présente le niveau de salaires le plus élevé mais un rendement de l'éducation parmi les plus faibles.

L'université B présente le niveau de salaires le plus faible mais un rendement de l'éducation parmi les plus élevés.

L'université C présente un des niveaux de salaires les plus faibles mais le rendement de l'éducation le plus élevé.

L'université D présente un des niveaux de salaires les plus élevés mais le rendement de l'éducation le plus faible.

Les niveaux de salaires et rendements de l'éducation reproduits ici correspondent à des établissements existants, que nous sommes juridiquement tenus de ne pas nommer.

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 aurait fallu 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 (voir tableaux 6 et 7 en annexe). Concernant les variables individuelles, le sens des effets reste le même bien que leur ampleur soit parfois modifiée (essentiellement pour les universités sciences et santé) dans des proportions modérées. Le résultat concernant la hiérarchie salariale entre les disciplines se retrouve sur chacun des sous-échantillons considérés, toutefois il convient de rester prudent sur les estimations des gains salariaux d'une filière par rapport aux autres, la structure des universités d'une même catégorie pouvant varier, sans que nous ne disposions d'informations fines à ce sujet. Concernant l'existence et la *significativité statistique* 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 expliquée du salaire (le coefficient de la variance associée à la constante n'est plus significatif), et il ne nous est donc pas possible de détecter d'effet établissement. En ce qui concerne les universités pluridisciplinaires, avec ou sans composante médicale, nous constatons un effet direct du taux de diplômés professionnalisants 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 significative. Comme développé précédemment, ce résultat illustre la présence d'un effet de réseau ou de signalement de l'établissement auprès des employeurs. Enfin, dans le cas des universités à dominante tertiaire, nous obtenons de nouveau un effet de réseau ou de signalement de l'université, complété par un effet de la composition socioéconomique de la population étudiante, lié au taux de boursiers présents au sein des universités, soit des résultats identiques à ceux obtenus lors de l'estimation sur l'échantillon complet.

5. Conclusion

La relation entre la qualité de l'éducation et le salaire des diplômés a suscité principalement aux États-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'effets 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 enrichi l'enquête du Céreq sur l'insertion professionnelle de jeunes sortants du système éducatif en 1998 avec des données sur les caractéristiques des établissements d'enseignement supérieur français. L'utilisation de modèles multiniveaux nous a permis de tenir compte de la structure hiérarchique de nos données. Nous montrons que les effets établissement détectés 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 la composition socioéconomique de la population étudiante. 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 davantage de diplômés professionnels sont davantage connues du fait des stages ou de l'intervention de professionnels dans les formations. Si nos résultats valident l'existence d'effets établissement, ceux-ci sont relativement faibles par rapport aux effets individuels liés notamment au niveau de diplôme, à la filière, au parcours scolaire et à la discipline. En particulier, nous avons pu dresser une hiérarchie salariale entre les différentes disciplines : il apparaît que les filières économie-gestion d'une part, et les filières scientifiques d'autre part, permettent à leur diplômés d'obtenir les meilleurs salaires. Viennent ensuite les sciences politiques-droit-communication ainsi que les lettres-langues et enfin les sciences humaines qui sont les filières les moins rémunératrices.

En revanche, notre travail ne fait pas apparaître de liens entre les moyens humains ou financiers par étudiant 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, car c'est bien au niveau des UFR que les différences importantes de moyens humains ou financiers s'observent, en

fonction de la discipline : les besoins d'une UFR scientifique ou médicale ne sont pas comparables à ceux d'une UFR de sciences humaines. L'introduction dans la dernière partie de cet article d'une classification des universités en fonction de leur dominante disciplinaire semble indiquer des différences notamment entre les universités *sciences et santé* et les autres. D'autre part, nos données concernent des étudiants ayant quitté l'université en 1998. Or, depuis, la montée en charge de la professionnalisation et de la formation continue, le passage au LMD et les modifications des cartes de formation ainsi que la mise en place de la loi sur l'autonomie des universités peuvent faire évoluer ces premiers résultats.

Références

Adnot, P. et J.-L. Dupont. 2008. *Le Financement des Universités : Pour un Système de Répartition des Moyens à l'Activité et à la Performance (SYMPA)*. Rapport d'information fait par le groupe de travail sur la réforme de l'allocation des moyens par l'État aux universités pour le ministre de l'Enseignement supérieur et de la Recherche. Paris : Sénat.

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

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

Becker, G. S. 1962. "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 70(5) : 9-49. Également repris in Becker, Gary S. 1993. *Human Capital, A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 3rd Edition, Chicago : The University of Chicago Press.

Betts, J. 1995. "Does School Quality Matter? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth", *Review of Economics and Statistics*, 772 : 231-250.

Betts, J. 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.

Brodaty, T. O., R. Gary-Bobo et A. Prieto. 2008. "Does Speed Signal Ability? The Impact of Grade Repetitions on Employment and Wages". *Mimeo*

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

Cohen, E. 2007. « La LOLF et l'autonomie des universités », in *Économie politique de la LOLF*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique. pp. 351-358. Paris : La Documentation Française.

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

Di Pietro, G. and A. Cutillo. 2006. "University Quality and Labor Market Outcomes in Italy", *Labour*, 20(1) : 37-62.

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

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

Gary-Bobo, R. et A. Trannoy. 1998. « L'économie politique simplifiée du Mammoth : sélection par l'échec et financement des universités », *Revue Française d'Économie*, 13(3) : 85-126.

Goldstein, H. 2003. *Multilevel Statistical Models*, 3rd Edition. Oxford University Press.

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

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

Heckman, J. J., A. Layne-Ferrari and Petra, T. 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 réussite au DEUG par université - Session 1999, Note d'information 01.47. 2001. Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance. Paris : Ministère de l'Éducation Nationale.

Maguain, D. 2007. « Les rendements de l'éducation en comparaison internationale », *Économie et Prévision*, 180-181(4-5) : 87-106.

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

OCDE, *Regards sur l'éducation*, 2003. Paris.

OCDE, *Regards sur l'éducation*, 2006. Paris.

OCDE, *Regards sur l'éducation*, 2008. Paris.

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

Spence, M. 1973. "Job Market Signaling", *Quarterly Journal of Economics*, 87 : 355-374.

Tobias, J. L. and M. 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) : 315-336.

Trannoy, A. 2006. « Financement des universités, financement des études », *Revue d'Économie Politique*, 116(6) : 745-782.

Vincens, J. and S. Krupa. 1994. « Réussites et échecs dans les filières universitaires. Un essai d'analyse », *Revue Économique*, 45(2) : 289-319.

6. Annexes

Tableau 4 : *Effets directs sur le salaire*

Variable	Estim. (%)	Écart-type (10^{-2})
Constante	6.640***	2.57
Nb. Années études	10.24***	0.5527
Ancienneté	5.438***	1.937
Ancienneté ²	0.931*	0.5467
Homme	13.32***	0.7853
Expérience	7.859***	1.683
Expérience ²	0.4212	0.7386
Taux de chômage régional	-1.559***	0.1969
Part des CPI dans la PA	0.5770***	0.0633
Bac : Sélect. Postbac	6.824***	0.8382
<i>Bac : S (série réf)</i>		
Bac : Autres série	-7.559***	1.364
Bac : L	-5.500***	1.180
Bac : ES	-6.146***	1.052
<i>Bac : Age normal (réf)</i>		
Bac : en avance	2.774***	1.010
Bac : en retard	-2.262***	0.8371
<i>Tps Travail : temps plein (réf)</i>		
Tps Travail : < mi temps	-82.48***	2.796
Tps Travail : mi temps	-54.79***	1.917
Tps Travail : 60 %	-48.68***	3.3317
Tps Travail : 80 %	-24.18***	2.058
<i>PCS parents : Employé/Ouv (réf)</i>		
PCS parents : Supérieur	5.174***	0.8581
PCS parents : Intermédiaire	3.010**	1.200
PCS parents : Agri/ACCE	2.423**	1.082
<i>Discipline : Sci. humaines (réf)</i>		
Discipline : Sciences exactes	10.22***	1.341
Disciplines : Lettres et langues	5.456***	1.305
Disciplines : Droit/Sc. Po/Com	5.509***	1.291
Disciplines : Eco/Gestion/AES	11.63***	1.278
Filière professionnalisée	5.406***	0.9192
Univ. Sélection	5.100	5.566
Diplômes professionnels	0.1528***	0.0509
Boursiers	-0.388***	0.0994
R^2	0.522	
N_{ind}	5883	
N_{univ}	73	

Significativité : *** : 1 % ** : 5 % * : 10 %

Estim. en % sauf pour la constante

Écart-type en 10^{-2} sauf pour la constante

Lecture : Le fait d'être un homme augmente de 13,32 % le salaire

Tableau 5 : *Effets indirects sur le salaire*

Variable	Estim. (%)	Écart-type (10^{-2})
Constante	6.6412***	2.705
Nb études	10.22***	0.6500
Ancienneté	5.475***	1.937
Ancienneté ²	0.9203*	0.5469
Homme	13.34***	0.7843
Expérience	7.931***	1.683
Expérience ²	0.4008	0.7388
Chômage rég.	-1.637***	0.1975
CPI dans la PA	0.5657***	0.0633
Sélect. PostBac	6.806***	0.8371
<i>Bac S (Série réf)</i>		
Bac autre série	-7.646***	1.362
Bac L	-5.441***	1.179
Bac ES	-6.052***	1.050
Bac âge normal	réf	
Bac en avance	2.855***	1.1009
Bac en retard	-2.199***	0.8366
<i>Temps plein (réf)</i>		
< Mi-temps	-82.29***	2.800
Mi-temps	-54.77***	1.915
60 % du temps plein	-48.68***	3.313
80 % du temps plein	-24.16***	2.057
<i>Emp/Ouv (réf)</i>		
PCS sup.	5.156***	0.8573
PCS Int.	2.984**	1.198
PCS aacce	2.399**	1.082
<i>Sci. humaines (réf)</i>		
Sci. exactes	10.12***	1.340
Lettres et Langues	5.345***	1.309
Droit/Sc. Po./Com.	5.415***	1.289
Eco/Gestion/AES	11.43***	1.277
Filère Pro.	5.412***	0.9229
Univ. Sélection	4.694	5.467
Diplôme pro.	0.1765	0.1292
Dipl. pro X NbEtu	-0.0070	0.0548
Boursiers	-2.370	2.413
Boursiers X NbEtu	-0.073	0.0990
Var. niv. 1 : σ_c^2	0.07242***	0.0014
Var. niv. 2 / Var. Cte : τ_{00}	0.0047***	0.0019
Var. NbEtu : τ_{11}	0.0006**	0.0003
Cov(Cte,NbEtu) : τ_{01}	-0.0016**	0.0008
R^2	0.522	
N_{ind}	5883	
N_{univ}	73	

Significativité : *** : 1 % ** : 5 % * : 10 %

Estim. en % sauf pour la constante et les variances/covariances

Écart-type en 10^{-2} sauf pour la constante et les variances/covariances

Lecture : Une année d'expérience augmente de 7,93 % le salaire

Tableau 6 : Étude détaillée par catégorie d'universités -
partie 1

Catégorie	Sciences et Santé		Pluri. Hors Santé	
	Estim. (%)	Écart-type (10^{-2})	Estim. (%)	Écart-type (10^{-2})
Constante	6.5230***	0.052	6.6361***	0.0475
Nb études	10.26***	1.294	9.861***	1.249
Ancienneté	11.14***	1.361	6.306*	3.384
Ancienneté ²	NA		0.5529	0.9625
Homme	18.02***	1.763	11.40***	1.337
Expérience	11.30***	1.604	9.552***	2.852
Expérience ²	NA		-0.587	1.269
Chômage rég.	-2.139***	0.4286	-0.903**	0.3773
CPI dans la PA	0.5537***	0.1237	0.075***	0.1269
Sélect. PostBac	7.163***	1.831	7.735***	1.440
Bac S	5.856***	2.129	réf	
Bac autre série	réf		-9.019***	2.249
Bac L	réf		-5.5650***	2.050
Bac ES	réf		-7.363***	1.806
Bac âge normal	réf		réf	
Bac en avance	5.259**	2.500	réf	
Bac en retard	réf		-4.842***	1.350
<i>Temps plein (réf)</i>				
< Mi-temps	-120.01***	10.93	-83.77***	4.639
Mi-temps	-46.77***	5.597	-52.30***	3.108
60 % du temps plein	-29.80***	8.961	-62.28***	5.477
80 % du temps plein	-18.17***	5.165	-28.42***	3.530
Emp/Ouv.	NA		réf	
PCS supérieur	NA		0.0481*	0.0140
PCS Intermédiaire	NA		réf	
PCS AACCE	NA		réf	
Sci. humaines	réf		réf	
Sci. exactes	7.038**	3.372	11.60***	2.243
Lettres et Langues	réf		7.644***	2.329
Droit/Sc. Po./Com.	9.005***	4.383	5.157**	2.058
Eco/Gestion/AES	12.77***	3.598	11.03***	2.087
Filère Professionnelle	5.081**	1.983	9.066***	1.597
Univ. Sélection	NA		NA	
Diplôme pro.	NA		0.3884**	0.1546
Dipl. pro X NbEtu	NA		NA	
Boursiers	NA		NA	
Boursiers X NbEtu	NA		NA	
Var. niv. 1 : σ_c^2	0.0702***	0.0032	0.0722***	0.0023
Var. niv. 2/Cte : σ_u ou τ_{00}	0.0008	0.0041	0.0005	0.0004
Var. NbEtu : τ_{11}	NA		NA	
Cov(Cte,NbEtu) : τ_{01}	NA		NA	
R^2	0.468		0.517	
N_{ind}	1012		2033	
N_{univ}	14		19	

Significativité : *** : 1 % ** : 5 % * : 10 %

Estim. en % sauf pour la constante et les variances/covariances

Écart-type en 10^{-2} sauf pour la constante et les variances/covariances

Lecture : Une année d'ancienneté augmente de 11,14 % le salaire pour un étudiant diplômé d'une université à dominante scientifique et/ou médicale

Tableau 7 : Étude détaillée par catégorie d'universités -
partie 2

Catégorie Variable	Pluri. Avec Santé		Tertiaires	
	Estim. (%)	Écart-type (10^{-2})	Estim. (%)	Écart-type (10^{-2})
Constante	6.6502***	0.0418	6.6746***	0.0570
Nb études	9.659***	1.087	11.04***	1.192
Ancienneté	7.130***	0.9885	7.678*	4.266
Ancienneté ²	NA		0.5569	1.211
Homme	12.02***	1.473	12.65***	1.801
Expérience	7.330***	1.243	11.60***	3.920
Expérience ²	NA		-1.072	1.678
Chômage rég.	-2.254***	0.3369	-0.710	0.5494
CPI dans la PA	0.8493***	0.1434	0.4068***	0.1145
Sélect. PostBac	5.777***	1.606	6.287***	1.920
Bac S	réf		réf	
Bac autre série	-4.4742*	2.501	-12.44***	3.396
Bac L	-5.155**	2.115	-6.817***	2.445
Bac ES	-5.063**	1.997	-6.774***	2.296
Bac âge normal	NA		NA	
Bac en avance	NA		NA	
Bac en retard	NA		NA	
<i>Temps plein (réf)</i>				
< Mi-temps	-77.42***	5.616	-78.37***	5.046
Mi-temps	-58.20***	3.699	-59.00***	3.978
60 % du temps plein	-39.04***	6.022	-47.93***	7.468
80 % du temps plein	-17.31***	4.301	-29.16***	4.016
Emp/Ouv	réf		réf	
PCS sup.	6.904***	1.556	3.281*	1.749
PCS Int.	3.741*	2.203	réf	
PCS aacce	3.838*	1.990	réf	
Sci. humaines	réf		réf	
Sci. exactes	7.257***	2.117	19.39***	5.489
Lettres et Langues	réf		4.413*	2.398
Droit/Sc. Po./Com.	réf		5.933**	2.657
Eco/Gestion/AES	7.391***	1.950	11.76***	2.2696
Filère Pro.	3.927**	1.767	0.7958	2.210
Univ. Sélection	NA		1.918	7.536
Diplôme pro.	0.2925**	0.1333	0.2308*	0.1209
Dipl. pro X NbEtu	NA		NA	
Boursiers	NA		-0.633**	0.2156
Boursiers X NbEtu	NA		NA	
Var. niv. 1 : σ_e	0.06619***	0.0024	0.0806***	0.0033
Var. niv. 2/Cte : σ_{τ_i} ou τ_{00}	0.0029**	0.0014	0.0008	0.0007
Var. NbEtu : τ_{11}	NA		0.0011*	0.0007
Cov(Cte,NbEtu) : τ_{01}	NA		-0.0026	0.0017
R^2	0.533		0.541	
N_{ind}	1607		1231	
N_{univ}	22		18	

Significativité : *** : 1 % ** : 5 % * : 10 %

Estim. en % sauf pour la constante et les variances/covariances

Écart-type en 10^{-2} sauf pour la constante et les variances/covariances

Lecture : Une année d'ancienneté augmente de 7,13 % le salaire pour un étudiant diplômé d'une université pluridisciplinaire avec une composante médicale