

Mesure des effets établissement sur le salaire des diplômés du supérieur

Jean-François Giret

IREDU, université de Bourgogne
(Centre régional associé au Céreq de Dijon)
jean-françois.giret@u-bourgogne.fr

Mathieu Goudard

GREQAM, université Aix-Marseille
mathieu.goudard@univmed.fr

Céreq, 10 place de la Joliette
BP 21321, 13 567 Marseille Cedex 02

Ce document est présenté sur le site du Céreq afin de favoriser la diffusion et la discussion de résultats de travaux d'études et de recherches. Il propose un état d'avancement provisoire d'une réflexion pouvant déboucher sur une publication. Les hypothèses et points de vue qu'il expose, de même que sa présentation et son titre, n'engagent pas le Céreq et sont de la responsabilité des auteurs.

Octobre 2010

SYNTHÈSE

L'insertion des diplômés du supérieur peut être dépendante de variables individuelles (niveau de diplôme et discipline notamment), de la situation du marché du travail mais aussi de certaines caractéristiques de l'établissement d'origine (budget, ressources humaines, mode de sélection...). Ce travail a pour objectif de mesurer l'impact que peuvent avoir les établissements d'enseignement supérieur sur l'insertion de leurs diplômés, et plus précisément sur leur rémunération.

Il constitue un prolongement d'un travail antérieur (Giret, Goudard, 2007) qui portait sur le poids d'un effet propre des universités sur la rémunération de leurs diplômés sortis de l'enseignement supérieur en 1998. Le travail est poursuivi ici à partir de données plus récentes, celles de l'enquête Génération 2004 du Céreq, et en élargissant le champ d'analyse aux écoles d'ingénieurs et aux IUT.

Pour les trois types d'établissement d'enseignement supérieur (universités, IUT, écoles d'ingénieurs), l'effet propre est en général faible : la plus grande partie de la variance des salaires, quelle que soit la formation, est expliquée par des caractéristiques individuelles des diplômés et par la conjoncture sur le marché régional du travail où la majorité d'entre eux s'insère.

Quelques variables liées aux établissements ont cependant un effet positif sur la rémunération de leurs diplômés : le niveau de sélection à l'entrée pour les écoles d'ingénieur, la part d'enseignants-chercheurs pour les IUT ou la part d'autofinancement pour les universités. De plus, pour les universités, la part des boursiers sur critères sociaux a toujours un effet significatif et négatif sur l'insertion, ce qui montre l'importance pour les établissements de créer du capital social lorsque leurs diplômés n'en disposent pas.

SOMMAIRE

INTRODUCTION	5
1. LES DONNÉES	7
1.1. Sources	7
1.2. Echantillons	7
1.2.1. Les universités.....	8
1.2.2. Les Instituts Universitaires de Technologie.....	8
1.2.3. Les écoles d'ingénieurs.....	8
1.3. Variables individuelles.....	9
1.4. Variables établissement	10
2. LA MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE	14
3. RÉSULTATS.....	17
3.1. Les IUT.....	17
3.2. Les écoles d'ingénieurs	19
3.3. Les universités	21
CONCLUSION	24
ANNEXE 1 : CALCUL D'UN INDICATEUR POUR MESURER LA SÉLECTIVITÉ ET L'ATTRACTIVITÉ DE L'ÉCOLE	25
ANNEXE 2 : TABLEAUX.....	27
RÉFÉRENCES	30

INTRODUCTION

Depuis plusieurs années, la question de l'insertion professionnelle des diplômés est apparue comme un enjeu majeur pour les établissements d'enseignement supérieur. Elle est devenue récemment une mission à part entière des universités dans le cadre de la loi LRU. Le rapport Aghion (2010) considère même la capacité des établissements d'enseignement supérieur à former des jeunes adultes aptes à s'insérer efficacement sur le marché du travail comme une des facettes de l'excellence universitaire. Se pose cependant la question de l'évaluation de cette mission ou de cette excellence dans la mesure où une partie des financements des universités doit dépendre la performance des établissements comme l'impose la mise en place du système SYMPA. Evaluer l'insertion professionnelle des établissements d'enseignement supérieur n'est portant pas une entreprise aisée d'un point de vue méthodologique. D'une part, l'offre de formation des établissements diffère fréquemment d'un établissement à l'autre. D'autre part, l'insertion d'une partie des diplômés sur le marché du travail reste étroitement liée à la conjoncture économique locale ou régionale. Enfin, l'entrée sélective dans de nombreuses formations conduit les étudiants à prioriser leur choix de poursuites d'études en fonction du prestige associé à chacune d'entre elles ou à l'établissement. On ne peut donc ne pas exclure une surreprésentation d'étudiants plus performants scolairement et peut-être professionnellement dans certains établissements. C'est notamment le cas pour les écoles d'ingénieurs mais également pour certains masters ou licences universitaires. De ce fait, un financement basé sur une performance brute des établissements risque alors de favoriser les établissements qui attirent déjà les meilleurs lycéens, qui bénéficient déjà d'une bonne réputation ou d'une bonne conjoncture sur leurs marchés du travail. Cela rejoint notamment les questions posées par l'effet Saint-Mathieu en sociologie des sciences (Merton, 1968).

Le travail proposé dans cette recherche constitue un prolongement d'un travail antérieur (Giret, Goudard, 2007) où nous avons essayé de déterminer le poids d'un effet propre des universités sur l'insertion de leurs étudiants, que l'on désigne sous le nom d'effet(s) établissement. Nous prolongeons ce travail à partir des données plus récentes, l'enquête Génération 2004 du Céreq ; en l'élargissant aux écoles d'ingénieurs et aux IUT, ce qui n'avait pas été possible dans notre travail précédent.

D'un point de vue économique, ce travail se réfère aux travaux sur la fonction de production de l'éducation. L'idée, assez naturelle pour les économistes, est que toute production soit basée sur une combinaison d'inputs pour produire des outputs. Les inputs dans l'éducation, primaire, secondaire ou supérieure, pourraient être le nombre ou le niveau de formation des enseignants, les infrastructures, l'organisation des enseignements et les choix pédagogiques proposés aux élèves. Initiée notamment dans le rapport Coleman (1966) et largement popularisée par les travaux d'Hanusheck (1979, 1997, 2003), les travaux sur la fonction de production ont fait l'objet d'une abondante littérature dans l'enseignement primaire ou secondaire, parfois très critique. Nous proposons dans ce travail de nous focaliser sur un des outputs de la fonction de production des établissements d'enseignement supérieur, la qualité de l'insertion des diplômés à partir de différents inputs des établissements. Il est évident que ce travail, portant sur un seul output, en néglige d'autres tout aussi importants comme la satisfaction des étudiants par rapport à leur condition d'études, les taux de réussite ou le nombre de diplômés de master ou de doctorats produits par l'établissement. Il ne retient également qu'une partie des inputs de la fonction de production, repérables dans les informations administratives auxquelles nous avons pu avoir accès.

D'un point de vue économétrique, ce travail recourt à des modélisations multi-niveaux pour prendre en compte le fait que les caractéristiques des diplômés peuvent étroitement dépendre des établissements. D'autres méthodes peuvent être utilisées comme le montrent Hallier et Lopez (2009), l'objectif étant pour ces derniers de neutraliser les effets de contexte pour essayer d'identifier un effet propre des établissements. Ils montrent notamment à partir d'analyse structurelle-résiduelle, de régressions logistiques et de modèles multi-niveaux, la nécessité de tenir compte des différents niveaux de sortie de l'établissement et surtout de l'environnement économique local. Néanmoins, en fonction de la méthode utilisée, leurs différentes

estimations conduisent à un classement assez différent des universités en matière d'insertion. Brodaty et Jacotin (2009) privilégient une méthode différente susceptible de prendre en compte les effets de sélection des établissements et de dégager une « valeur ajoutée nette de l'établissement » notamment au niveau de l'insertion. Leur analyse se limite néanmoins aux universités parisiennes où le système Ravel a permis d'affecter les étudiants en fonction de leur origine géographique. Les universités des villes nouvelles de la région parisienne sont moins prestigieuses que celles du centre de Paris et malgré le système Ravel, subissent les conséquences de la migration de bons étudiants vers le centre de Paris. Techniquement, l'affectation obligatoire d'une partie des étudiants permet aux auteurs d'obtenir un instrument pour estimer une première équation de « choix » des étudiants entre universités du centre de Paris et de la périphérie. Cela leur permet de prendre en compte les effets de sélection pour mesurer l'effet des établissements sur l'insertion ou la satisfaction des étudiants. Ils montrent que la valeur ajoutée moyenne des universités des villes nouvelles de la région parisienne en termes de satisfaction sur la vie étudiante aussi bien que de salaire, se situerait entre +10 % et +15 %. Par rapport à notre travail précédent ou à celui de Lopez et Hallier (op. cit.), l'intérêt économétrique est de prendre en compte des caractéristiques inobservables dans les données susceptibles d'expliquer les choix éducatifs (ces caractéristiques inobservables pourraient être par exemple les notes au baccalauréat, la motivation de l'étudiant...). Une des limites est en revanche de ne pas intégrer des caractéristiques des établissements susceptibles d'expliquer « la valeur ajoutée supérieure » de certaines universités.

Notre travail, essentiellement empirique, est organisé de la manière suivante. Les données sont présentées dans la première section. Nous reviendrons notamment sur les informations que nous avons recueillies sur les établissements d'enseignement supérieur, celles issues de l'enquête Génération 2004 étant largement décrites dans d'autres ouvrages du Céreq (Calmand, Epiphane, Hallier 2009, par exemple). La section 3 décrira la modélisation économétrique retenue. La section 4 présentera les principaux résultats pour les différents types d'établissement d'enseignement supérieur. Enfin, la section 5 conclura et reviendra sur quelques limites de notre travail.

1. LES DONNÉES

1.1. Sources

Nous utilisons principalement pour ce travail les données issues de l'enquête Génération 2004 du Céreq. Cette enquête, menée au printemps 2007 sur l'ensemble des sortants de formation initiale en 2004, a pour objectif d'étudier l'insertion professionnelle d'une génération de jeunes entrés la même année sur le marché du travail. La quasi-totalité des variables individuelles utilisées dans ce travail proviennent de cette enquête. Seuls les indicateurs relatifs à l'environnement du marché du travail local proviennent de l'enquête emploi 2007 de l'INSEE.

Nous disposons ainsi de nombreuses variables relatives au parcours scolaire des individus, à leur environnement sociodémographique ou encore à leurs expériences et situations professionnelles successives depuis leur entrée sur le marché du travail en 2004 jusqu'au printemps 2007.

A l'exception d'un indicateur mesurant la sélectivité et l'attractivité des écoles d'ingénieurs qui est basé sur les rapports statistiques des concours d'entrée aux grandes écoles, l'ensemble des indicateurs concernant les établissements proviennent des services statistiques du ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche. Complété par quelques « Note d'information », l'Annuaire des établissements d'enseignement supérieur (ANETES, 2004-2005) constitue la source principale d'informations à notre disposition sur les établissements.

Cet ouvrage fournit un ensemble de variables sur les établissements d'enseignement supérieur dépendant d'une tutelle publique. En particulier, on dispose d'informations précises sur les effectifs étudiants inscrits au sein d'un établissement rattaché à un ministère, qu'il s'agisse de celui de l'enseignement supérieur et de la recherche, de l'agriculture, de la défense ou encore de l'industrie. Cependant, la plupart des institutions d'importance dépendant du ministère de l'enseignement supérieur, les informations sont plus fournies pour celles-ci. Nous disposons alors du taux de boursiers, de détails sur la composition du personnel, aussi bien enseignant que technique et administratif ou encore d'indicateurs financiers précis concernant le budget et la masse salariale.

1.2. Echantillons

L'enquête *Génération 2004* porte sur l'ensemble des sortants du système éducatif en 2004. Toutefois nous limiterons notre étude aux seuls individus qui se sont inscrits au moins une fois dans l'enseignement supérieur. L'objet de ce travail étant de détecter puis de mesurer d'éventuels *effets établissement*, la portée de l'analyse proposée se trouve limitée par les informations dont nous disposons au niveau de ces établissements. Ainsi, nous ne traitons que des individus ayant effectué l'année scolaire 2003-2004 au sein d'une université, d'un institut universitaire de technologie ou d'une école d'ingénieurs. L'absence de données statistiques fiables et centralisées pour les concours d'admission en école de commerce, de même que le très grand nombre de lycées accueillant des Classes Préparatoires aux Grandes Ecoles (CPGE par la suite) et des Sections de Techniciens Supérieurs (STS par la suite), ainsi que le nombre très élevé écoles ou instituts privés ou consulaires, sont les principales raisons du champ restreint de notre recherche.

A partir de l'échantillon initial de N=58 835 individus, parmi lesquels se trouvent N=35 806 sortants du supérieur, nous considérons tout d'abord les individus issus d'un établissement pour lequel nous disposons d'informations, N= 23 160. Ensuite, nous conservons les individus ayant un emploi et un salaire, N = 19 124, et résidant en France métropolitaine, N = 18 913. Enfin, nous retirons de l'échantillon les étudiants dont on ne connaît pas la catégorie socioprofessionnelle du père, soit un échantillon final de N=17 452 individus. Nous sommes par la suite amenés à ne pas tenir compte des institutions avec moins de cinq individus de cet établissement dans notre population. Pour les raisons évoquées ci-dessus, nous considérons ensuite trois

échantillons principaux. Un premier contient les étudiants sortants de l'université. Le deuxième est constitué par les sortants des IUT tandis que le troisième regroupe les diplômés d'écoles d'ingénieur.

Nous traiterons donc trois échantillons principaux, éventuellement divisés en différents sous-échantillons lorsque nous y sommes contraints par les données à notre disposition.

1.2.1. Les universités

Les universités proposent différentes filières d'études généralement organisées au sein de composantes qui jouissent d'une autonomie plus ou moins importante. Pour des problèmes de taille d'échantillon et de manque d'informations disponibles relatives à chaque composante, nous n'avons pu isoler que les deux composantes autonomes, les IUT et les écoles d'ingénieurs internes aux universités.

L'analyse se fera dans un premier temps sur les seuls étudiants ayant été inscrits principalement dans les UFR, en excluant donc ceux inscrits au sein d'un IUT (en DUT ou en licence pro), en IEP ou en école d'ingénieur interne aux universités. Cet échantillon est constitué de $N=14\,473$ individus, répartis en $N_u=77$ universités.

Ensuite, nous étendrons l'échantillon à tous les individus issus d'un établissement rattaché à une université (IUT, école interne, IEP) en attribuant à une université tous les individus issus d'une formation dépendant de cette université, soit donc $N=17\,040$ individus répartis en $N_{\text{uint}}=77$ établissements (les 77 universités).

La comparaison de ces différents résultats peut éventuellement apporter quelques éléments chiffrés quant aux bénéfices d'une plus grande autonomie...

1.2.2. Les instituts universitaires de technologie

Composante interne aux universités, mais disposant d'une large autonomie de gestion et de recrutement des étudiants, les instituts universitaires de technologie (IUT par la suite) ont vu leurs effectifs augmenter sous l'effet de la création des Licences professionnelles. Ainsi, nous distinguons deux échantillons :

Un premier est constitué des sortants de DUT comme de Licence professionnelle (LP par la suite), soit donc $N=2461$ individus répartis en $N_{\text{iutlp}}=93$ instituts. Toutefois, certains indicateurs n'étant disponibles qu'au niveau de l'université de rattachement des instituts, certains modèles ne peuvent être estimés que sur un nombre restreint d'établissements, au plus un par université, soit $N_{\text{iutlp}}=57$.

Le deuxième est une restriction du premier aux seuls sortants de DUT. Cet échantillon comporte $N=635$ individus, répartis en $N_{\text{iutd}}=52$ établissements. Pour les mêmes raisons qu'évoquées ci-dessus, le nombre d'établissement sera réduit à $N_{\text{iutd}}=38$ pour l'étude de certains effets.

Ainsi plus de 70% des individus ayant obtenu leur diplôme au sein d'un IUT sortent avec une Licence professionnelle.

1.2.3. Les écoles d'ingénieurs

Filière élitiste historiquement, les écoles d'ingénieurs se rapprochent peu à peu des universités, quand elles n'y sont pas directement implantées. En effet, certaines écoles sont des composantes des universités, on parle d'écoles internes aux universités. La plupart, en revanche, sont liées aux universités mais de manière moins contraignantes. Il s'agit d'un lien conventionnel essentiellement pratique puisqu'il permet au ministère de décentraliser une partie de la gestion qu'il assurait lui-même auparavant, et ce en contrepartie d'une plus grande autonomie. On trouve ensuite des écoles dépendant d'un ministère autre que celui de l'enseignement supérieur, parmi lesquels le ministère de l'agriculture avec les écoles d'agronomies, ou encore le ministère de l'industrie, celui de l'équipement ainsi que celui de la défense. Pour ces trois dernières tutelles, il s'agit de très grandes écoles destinées à former les ingénieurs des grands corps d'état. D'autres écoles dépendent des collectivités ou sont rattachées à une tutelle consulaire. Enfin, certaines écoles sont privées, leur diplôme étant reconnu par la Commission des Titres d'Ingénieurs (CTI), et sont donc largement autonomes dans la

gestion de leurs moyens, mais constituent pour notre travail une difficulté supplémentaire : il n'existe pas d'information statistique standardisée et centralisée pour ces établissements.

Les différents sous échantillons constitués à partir des $N_{ing}=391$ individus issus de $N_{ingec}=34$ écoles dépendront des informations dont nous disposons, cet échantillon source permet l'analyse des effets des variables individuelles.

Dans un premier temps, nous nous intéressons à l'effet de la sélectivité, en constituant un échantillon avec les écoles pour lesquelles la mesure de sélectivité est disponible, soit $N=366$ individus en $N=31$ écoles.

Dans un second temps, nous considérons les écoles sous tutelle publique, écoles pour lesquelles on dispose du taux de boursiers, soit $N=343$ individus en $N=27$ écoles.

Ensuite, nous intégrons les indicateurs relatifs aux moyens humains et financiers, qui ne sont disponibles que pour les écoles dépendant du ministère de l'enseignement supérieur. Pour les écoles internes, nous ne disposons pas du niveau de détail suffisant, mais nous pouvons pallier ce manque en affectant aux écoles les valeurs correspondantes de l'université considérée. Par ailleurs, les écoles constituant les INP sont regroupées en une seule entité commune, l'institut dans son ensemble. Soit un troisième échantillon constitué de $N=338$ individus issus de $N=21$ écoles.

1.3. Variables individuelles

Les variables retenues relatives aux individus sont liées aux caractéristiques scolaires et sociodémographiques des jeunes sortants de l'enseignement supérieur complétées par les variables d'expérience sur le marché du travail et d'ancienneté en emploi. Sont donc introduits 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). En règle générale, il convient également d'introduire le carré de ces trois variables pour tenir compte de la concavité des profils de revenus. Toutefois, nous observons seulement les trois premières années de vie active, ce qui est relativement court comparé à la durée d'une carrière professionnelle complète. Ainsi, nous faisons l'hypothèse d'une relation linéaire entre salaire et nombre d'années d'études, ancienneté et expérience, et n'introduisons donc pas le carré de ces variables dans nos modèles. Une variable indiquant le genre de l'individu est également intégrée.

Nous avons considéré un jeu de variables binaires 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 communication¹ ; les sciences économiques et de gestion ainsi qu'une variable indiquant si la formation suivie était à vocation professionnelle (Master professionnel, MSG, IUP...), pour les étudiants sortants d'une université. Pour les individus issus d'une école d'ingénieur, nous considérons un autre jeu de variables binaires indiquant la spécialité du diplôme, à savoir : les spécialités pluri-technologiques de la production, la mécanique, l'électricité et l'électronique², ainsi qu'une variable regroupant les autres spécialités. 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), 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. Nous distinguons ainsi six variables, cadres et professions supérieures, professions intermédiaires, artisans-commerçants-chefs d'entreprise, employés, ouvriers. Toutefois, nous

¹ 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.

² Une seule variable pour ces trois spécialités

considérons aussi un jeu restreint de variables en regroupant employés et ouvriers au sein d'une seule catégorie, ainsi que les agriculteurs avec les artisans-commerçants-chefs d'entreprise.

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, 8,2 %). 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.

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.

1.4. Variables établissement

Nous avons également identifié au niveau des différents établissements certaines variables susceptibles d'influencer la rémunération des diplômés sur le marché du travail. Compte tenu de la variété des établissements considérés, en particulier en ce qui concerne les écoles d'ingénieurs, certains indicateurs ne sont pas disponibles pour tous les établissements, ce qui entraîne une modification des échantillons considérés. Les deux premiers groupes de variables, relatifs aux moyens humains ou financiers des établissements, peuvent réellement être considérés comme des inputs dans la fonction de production de l'établissement.

Le premier groupe de variables établissement concerne les moyens humains et, en particulier, la composition du personnel enseignant. Il s'agit du nombre d'enseignants (en équivalent temps plein), la part d'enseignant-chercheurs dans le personnel enseignant ainsi que le taux d'encadrement (nombre d'étudiants par personnel enseignant). Ces trois variables sont utilisées pour mesurer la qualité de l'enseignement dispensé. Nous faisons ici l'hypothèse souvent testée pour l'enseignement primaire et secondaire, mais beaucoup plus rarement dans le cas de l'enseignement supérieur, que la qualité des enseignements peut s'appréhender par le niveau de diplôme des enseignants (la majorité des enseignant-chercheurs est titulaire d'un Doctorat), le fait d'associer enseignement et recherche, ainsi que par le taux d'encadrement. Ces variables sont de nouveau disponibles pour tous les établissements relevant du Ministère de l'Enseignement supérieur.

Un second groupe de variables traite des moyens financiers des établissements. Nous considérons ainsi la part d'autofinancement dans le budget, la part des dépenses consacrée aux investissements, la masse salariale par étudiant et le salaire moyen des personnels enseignants. Ces informations sont disponibles au niveau des universités et des IUT, ainsi que pour les écoles d'ingénieurs qui ne sont pas internes aux universités mais qui dépendent du ministère de l'enseignement supérieur.

Un troisième groupe relève plus de variables sociodémographiques des établissements. Ainsi, la taille (nombre d'étudiants) de l'établissement, disponible pour tous les établissements relevant d'un ministère public (éducation nationale pour la grande majorité, industrie, agriculture,...), peut par exemple avoir un effet de signal sur marché du travail. Si les anciens étudiants sont plus nombreux à être insérés sur le marché du travail, les diplômés de l'établissement seront mieux connus des employeurs. Nous également disposons du taux de boursiers au sein d'un établissement, qui est disponible pour tous les établissements relevant du ministère de l'Éducation nationale. Le taux de boursiers décrit la composition socioéconomique de la population étudiante, dont l'effet éventuel sur le salaire peut être assimilé à un *effet de pair inversé ou de capital social*. Un taux de boursiers élevé traduit une origine sociale moyenne plutôt faible pour l'établissement. Comme nous l'avions expliqué dans Giret et Goudard (2007), on peut penser que dans ce cas, l'établissement sera peu connu des employeurs et cadres qui auront tendance à privilégier les établissements dont ils sont issus ou dont sont issus leurs enfants et collègues.

Les variables de ces trois groupes proviennent de l'Annuaire des Etablissements d'Enseignement Supérieur (ANETES) présenté dans la section 2.1. Enfin, nous disposons d'autres indicateurs qui sont spécifiques à un certain type d'établissement.

Nous avons ensuite deux variables qui peuvent être plutôt considérés comme des outputs des universités, le nombre de thèses soutenues (pour 1000 étudiants), ainsi que le taux de réussite cumulé en Licence (Note d'information 05.08). Cependant, ces deux variables peuvent également être vues comme des signaux de la qualité des enseignements pour les établissements. Il manque ici un taux de réussite ou le nombre d'étudiants diplômés au niveau Master, afin d'obtenir des informations sur les trois niveaux principaux de sortie de l'université depuis la mise en place de la réforme LMD. Pour les DUT, nous disposons du taux de réussite moyen aux différents DUT proposés par une université, d'après la note d'information (Note d'information 07.18) du ministère de l'éducation nationale, ainsi que d'un jeu de variables binaires pour indiquer la dominante disciplinaire de l'IUT considéré, soit tertiaire, soit secondaire, soit mixte. Cet indicateur est construit à partir des effectifs étudiants fournis par l'ANETES, et permet de prendre en compte d'éventuelles différences structurelles entre les différents instituts que les variables déjà mobilisées ne peuvent expliciter.

Enfin, une variable *rating* disponible pour les seules écoles d'ingénieurs, qui est construite sur les rapports statistiques des concours d'entrée aux grandes écoles à l'issue des classes préparatoires, dont la construction est détaillée en annexe.

Regardons dans un premier temps quelques corrélations³ entre les différentes variables relatives aux établissements, pour, dans un second temps, mieux comprendre leurs effets sur le salaire des diplômés.

Pour les écoles d'ingénieurs, nous trouvons une forte corrélation négative entre la part de financements propres avec le taux de boursiers (-0.73), corrélation attendue vu que les boursiers sont exonérés de droits d'inscriptions, lesquels constituent une source importante de ressources propres pour les établissements. La corrélation est en revanche positive et élevée avec la masse salariale par étudiant (0.59), les écoles rémunérant notamment des intervenants extérieurs sur leurs fonds propres. En revanche, la corrélation entre taux de boursier et masse salariale par étudiant est négative (-0.59) : un taux de boursiers élevé diminue les ressources propres, et limite donc le recours aux intervenants extérieurs, diminuant ainsi la masse salariale par étudiant. De même, logiquement, on observe des corrélations négatives entre le nombre d'étudiants par personnel enseignant et la masse salariale par étudiant (-0.85), ainsi qu'avec la part de financement propre des écoles (-0.37).

Pour les sortants des IUT, nous retrouvons la corrélation négative entre part de financements propres et taux de boursiers (-0.30 et -0.33). Les corrélations sont en revanche positives entre la part d'enseignants chercheurs dans le personnel enseignant, la taille de l'établissement (0.48 et 0.54), et par conséquent avec le nombre de personnels enseignants (0.52 et 0.57). Logiquement, la masse salariale par étudiant est corrélée positivement avec le nombre de personnels enseignants (0.61 et 0.50) ainsi qu'avec la part d'enseignants chercheurs dans ce personnel (0.35 et 0.39) et la taille de l'établissement (0.49 et 0.33). Compte tenu de la corrélation entre masse salariale par étudiant et salaire moyen des enseignants, il est normal de relever une corrélation positive du salaire moyen avec le nombre de personnels enseignants (0.42 et 0.31) ainsi qu'avec la taille de l'établissement (0.37 et 0.33), mais négative avec le nombre d'étudiants par personnel enseignant (-0.38), ce ratio étant également corrélé négativement avec la masse salariale par étudiant (-0.41 et -0.43).

Nous observons une différence structurelle entre les IUT en fonction de leur dominante disciplinaire. En effet, les disciplines scientifiques mobilisent en général plus de personnels par étudiant compte tenu des travaux pratiques nécessairement menés en groupes réduits, ce qui se traduit par une corrélation positive entre nombre d'étudiants par personnel enseignant et le fait pour un IUT d'avoir une dominante tertiaire (entre 0.27 et 0.59) et négative pour les dominantes secondaire ou mixte (entre -0.15 et -0.36). Pour les mêmes raisons, nous relevons une corrélation entre le nombre de personnels enseignants et la dominante disciplinaire, négative pour les dominantes tertiaires (entre -0.24 et -0.39) et positive pour les dominantes secondaires ou mixtes (entre 0.23 et 0.36). Cette différence est également illustrée à travers la corrélation des dépenses d'investissement avec la dominante disciplinaire, négative avec les dominantes tertiaires (-0.26 et -

³ Seules les principales corrélations significatives avec une valeur absolue en général supérieure à 0.30 sont commentées ici

0.28), ainsi qu'avec le nombre d'étudiants par personnel enseignant (-0.37), et se poursuit avec les corrélations négatives du salaire moyen des enseignants et donc de la masse salariale par étudiant avec les dominantes tertiaires (respectivement -0.30 et -0.33). Nous observons également une corrélation positive entre dépenses d'investissement et masse salariale par étudiant (0.30), qui peut s'expliquer par les différences disciplinaires. En effet, nous avons vu que les IUT à dominante secondaire avaient d'une part un nombre d'étudiants par personnels enseignant plus faible, et donc une masse salariale par étudiant plus élevée, et d'autre part, les dépenses d'investissement sont plus élevées pour ces établissements.

Pour ce qui est des universités, l'étude des corrélations entre les variables relatives aux moyens humains et financiers (menée sur 77 établissements hors composantes autonomes) nous conduit à retrouver certains des résultats déjà exposés pour les IUT. Ainsi la taille est corrélée positivement avec la part de financements propres (0.35) puisque les droits d'inscription constituent les principales ressources propres des universités, ce qui entraîne donc une corrélation négative (-0.57) entre taux de boursiers et part de financements propres. Logiquement, nous retrouvons une corrélation positive du nombre de personnels enseignants avec la masse salariale par étudiant (0.44), ainsi qu'une corrélation négative entre le nombre d'étudiants par enseignant et la masse salariale par étudiant (-0.82). Comme pour les IUT, la dominante disciplinaire des universités influence largement les moyens humains mobilisés. Ainsi, la corrélation positive des dépenses d'investissements avec la masse salariale par étudiant (0.22) et par conséquent avec le salaire moyen (0.35), tient au fait que les universités à dominante scientifique et/ou médicale vont être les plus gourmandes en investissements, et comme elles ont un nombre d'étudiants par enseignant plus faible, on trouve une corrélation négative entre ce ratio et les dépenses d'investissements (-0.27).

Une des variables spécifiques aux universités, le nombre de thèses soutenues (pour 1000 étudiants), est fortement corrélée avec le nombre de personnels enseignants (0.62), le nombre d'étudiants par personnel enseignant (-0.40) et la masse salariale par étudiant (0.62). Cela peut s'expliquer par le fait qu'un grand nombre de thèses soutenues implique un grand nombre d'étudiants inscrits en thèse et dans une certaine mesure un grand nombre d'étudiants inscrit en troisième cycle. Les masters mobilisent un nombre relativement plus important d'enseignants, ce qui a deux conséquences : cela augmente la masse salariale par étudiant et diminue le nombre d'étudiants par enseignant. La corrélation positive entre nombre de thèses soutenues et part de financements propres (0.32) peut venir d'une forte activité de recherche appliquée et de dépôts de brevets qui vont générer des revenus pour l'université. En revanche, la corrélation négative avec le taux de boursiers (-0.49) traduit une réalité économique, ce sont les enfants des familles les plus favorisées qui poursuivent les études les plus longues (on retrouve le résultat observé au niveau individuel).

Le tableau suivant récapitule les différents échantillons et les variables disponibles selon le niveau de détail auquel on se place.

Tableau 1

Récapitulatif des échantillons et variables établissements disponibles

Type Etablissement	Echantillon	Effectifs		Variables établissement			
		Individus	Etablissements	Taille, Boursiers	Moyens humains	Moyens Financiers	Spécifiques
Universités	Universités hors composantes autonomes	14 473	77	oui	oui	Oui	Thèses et Réussite en Licence
	Composantes regroupées	17 040	77	oui	oui	Oui	Thèses et Réussite en Licence
Ecoles d'ingénieurs	Sur concours	366	31	non	non	Non	Rating
	Tutelle publique	343	27	oui	non	Non	non
	Tutelle MENESR	338	21	oui	oui(1)	oui, (2)	non
IUT	DUT + LP	2 461	93 ou 57 (3),(4)	oui	oui	oui, (3)	Réussite DUT (4)
	DUT seuls	635	52 ou 38 (3),(4)	oui	oui	oui, (3)	Réussite DUT (4)

Notes

Filière classique : Tous les individus ayant un diplôme national délivré au sein d'une université, hors IUT, IEP ou écoles internes

Composantes détaillées : les IUT et écoles internes sont placées sur le même plan que les universités

Composantes regroupées : Les IUT et écoles internes sont intégrées à leur université de rattachement

MENESR : Ministère de l'Education Nationale et de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche

DUT, LP : Diplôme Universitaire de Technologie, Licence professionnelle

(1) : taux d'encadrement uniquement, les valeurs sont celles de l'université de rattachement pour les écoles internes

(2) : sauf pour les écoles internes où les valeurs sont celles de l'université de rattachement

(3) : les valeurs sont celles de l'université de rattachement avec un seul IUT par université, affecte donc le nombre d'établissements

(4) : un seul IUT par université, affecte donc le nombre d'établissements

2. LA MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE

Afin d'estimer l'effet des caractéristiques de l'établissement sur les salaires des jeunes diplômés, nous avons recours à une modélisation « toutes choses égales par ailleurs ». La stratégie la plus simple aurait été d'utiliser une estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO). 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 (2003). 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 de ces établissements 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 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'enseignement supérieur par l'individu i de l'établissement 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'établissement 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'établissement 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 S_e^2 ;
- le ratio $\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_e^2 + \sigma_u^2)$ 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

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

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

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

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 :

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

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.

3. RÉSULTATS

3.1. Les IUT

Les deux premiers échantillons (DUT et licences professionnelles, DUT seuls) concernent les instituts universitaires de technologies.

Sont présentées dans un premier temps des estimations des équations de salaire après introduction des caractéristiques individuelles, ainsi que des caractéristiques du marché local du travail⁴. Pour l'échantillon regroupant les diplômés de DUT et de licence pro, nous obtenons un salaire à partir duquel sont calculés les effets (la valeur de la constante) de l'ordre de 844 €, ce qui veut donc dire que l'individu gagne environ 8€50 par % de salaire en plus. Comme attendu, les caractéristiques liées au diplôme obtenu ont un impact déterminant sur les rémunérations. Le rendement de la licence professionnelle par rapport au DUT est ainsi d'environ 5,25 %. De même, la spécialité de formation a également un impact significatif : par rapport aux autres filières tertiaires (carrières sociales, communication, juridiques), les filières de commerce et de gestion ainsi que les filières industrielles apportent un gain respectivement de 5,15 % et de 4,42 %. En revanche, le type de baccalauréat obtenu n'a qu'un impact modéré qui est de 2,32 % pour un bac technologique ou professionnel et de 1,48 % pour un Bac S. Le rendement de l'ancienneté et de l'expérience sont relativement importants, valant respectivement 9,29 % et 7,87 %, tandis que le temps partiel correspond toujours à une pénalité, de -23,8 % à -89,19 %. Le fait d'être un homme procure un avantage salarial de l'ordre de 10,3 %. L'origine sociale joue un rôle significatif sur le salaire, avec des pénalités par rapport à la référence des enfants d'artisans-commerçants-chefs d'entreprise, qui vont de -7,16 % pour les enfants d'agriculteurs à -6 % pour les enfants d'ouvriers et de professions intermédiaires en passant par -4,8 et -4,9 % respectivement pour les enfants d'employé et de professions supérieures. Enfin, le taux de chômage régional n'a pas d'impact significatif tandis que la part des cadres et professions intermédiaires dans la population active (variable Part des CPI dans la PA) a un effet positif sur le salaire des individus.

Si l'on se focalise maintenant sur l'effet des variables établissement, seule la variable « part des enseignants chercheurs dans le personnel enseignant » a un effet légèrement positif sur la rémunération des jeunes. Ce résultat montrerait que le niveau de diplôme de l'enseignant ou le fait qu'il fasse également de la recherche s'avère un atout pour les diplômés. En revanche, ni la taille de l'établissement, ni le taux d'encadrement des étudiants ont un effet significatif

⁴ Les commentaires qui suivent se rapportent au tableau A1 situé en annexe.

Tableau 2

Estimation des coefficients associés aux variables établissement, échantillon IUT + LP

Variables établissement		
Variable	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)
Nombre d'étudiant / Pers. Enseignant	0,4736	0,4753
Part d'enseignants chercheurs	0,2502**	0,1105
Nombre de personnels enseignants	0,0291	0,0606
Taux de boursiers	-0,074	0,1085
Taille de l'établissement	-0,002	0,0053
IUT à dominante tertiaire	2,156	1,776

Notes : Estimations et écart-types en 10⁻²

Niveau de significativité : *** 1% ** 5%, *10%

L'étude des variances des modèles est résumée par le tableau suivant.

Tableau 3

Récapitulatif des composantes de la variance, Echantillon IUT + LP

Variances	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)
Modèle vide Variance niveau individuel : σ_e^2	8,795***	0,26
Modèle vide Variance niveau établissement : σ_u^2	0,187**	0,08
Modèle vide $\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_e^2 + \sigma_u^2)$	2,08%	
Modèle complet Variance niveau individuel : σ_e^2	6,782***	0,2
Modèle complet Variance niveau établissement : σ_u^2	0,1062**	0,06
Modèle complet $\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_e^2 + \sigma_u^2)$	1,54%	
Nombre d'individus	2461	
Nombre d'établissements	93	

Notes : Estimations et écart-types en 10⁻²

Niveau de significativité : *** 1% ** 5%, *10%

Le premier volet du tableau 3 reprend les éléments de variance d'un modèle que nous appelons vide. Il s'agit d'un modèle où seule la constante est présente, et qui permet de se faire une idée de la variabilité totale présente dans notre échantillon, décomposée entre niveau individuel et niveau établissement. Initialement, la part de variance que l'on peut attribuer aux établissements est relativement faible et vaut 2,08 %. La lecture du deuxième volet du tableau 4 nous indique que cette part de variance tombe à 1,54 % lorsque l'on introduit les variables individuelles et établissement. Nous ne présentons pas ici les résultats issus de l'estimation de ce modèle lorsque l'on laisse l'effet de la licence professionnelle varier entre les établissements dans la mesure où la variance associée à ce coefficient est nulle, ce qui ne permet pas de détecter d'effets indirects. Par ailleurs, l'estimation de notre modèle sur l'échantillon restreint aux seuls sortants avec un DUT ne peut donner lieu à l'analyse d'effet établissement car la variance attribuable aux établissements n'est pas significative. Les variables individuelles ont des effets peu différents (légèrement inférieurs) de ceux constatés précédemment. Globalement, ce premier résultat montre que les effets établissements sont faibles pour les IUT (moins de 1,54 % lorsque l'on tient compte des licences professionnelles dans les IUT et nulle

lorsque l'on se restreint aux seuls DUT). Autrement dit, la valeur du DUT est relativement homogène entre les établissements : peu de spécificités salariales existent lorsque l'on tient compte des caractéristiques des diplômés et du marché local du travail. Ce résultat n'est guère étonnant dans la mesure où, malgré l'autonomie garantie par l'article 33 de Loi Savary de 1984, le modèle IUT est assez homogène d'un établissement à l'autre, notamment pour les DUT, qui doivent respecter des programmes pédagogiques nationaux.

3.2. Les écoles d'ingénieurs⁵

Les estimations suivantes concernent quatre échantillons de diplômés d'écoles d'ingénieurs. Un premier contient tous les individus sortants d'une école d'ingénieurs, les trois suivants correspondent aux échantillons décrits dans le tableau 1. Le salaire de référence par rapport auquel sont calculés les rendements salariaux vaut entre 1 085 € et 1 141 €, offrant aux individus un gain entre 10,8 € et 11,4 € par % de salaire en plus. Au niveau individuel, les rendements de l'expérience et de l'ancienneté sont significatifs, et sont nettement supérieurs à ce que nous avons obtenu pour les sortants d'IUT. En effet, le rendement salarial associé à une année d'ancienneté varie de 15,4 % à 17 % tandis que celui associé à une année d'expérience vaut entre 12,6 % et 13,7 %. L'avantage salarial des hommes est légèrement inférieur, et varie de 7,9 % à 8,38 %. La spécialité du diplôme a un effet marqué sur le salaire des ingénieurs, avec un gain associé qui va de 10,2 à 13 %, pour les ingénieurs des spécialités pluri-technologiques de la production, et lorsqu'il est significatif (deux échantillons sur les quatre), de 7,22 à 7,88 % pour les ingénieurs de la spécialité mécanique-électricité-électronique, par rapport à ceux diplômés des autres spécialités. En revanche, on ne note aucun effet significatif du type de bac obtenu, l'explication étant probablement que la grande majorité des ingénieurs ayant un bac scientifique, celui-ci n'est pas valorisé par la suite. La première inscription dans l'enseignement supérieur n'a pas non plus d'impact significatif sur le salaire, ce que l'on peut interpréter de deux façons : soit la faible proportion d'individus ayant effectué une première année d'enseignement supérieur dans une filière non sélective rend cette caractéristique non significative, soit le passage en école d'ingénieur réussit à gommer les différences entre individus qui pouvaient exister au départ. De même, nous ne relevons aucun effet de l'origine sociale sur le salaire des ingénieurs. Ce résultat qui peut surprendre s'explique par le fait que l'origine sociale conditionne l'accès aux formations d'ingénieurs et aux études longues de manière générale, mais n'a plus d'effet une fois l'étudiant diplômé. Nous retrouvons enfin les mêmes résultats que pour les IUT pour ce qui est du taux de chômage régional, sans effet, et de la part des cadres et professions intermédiaires dans la population active.

L'introduction des différentes variables « établissement » conduit à des résultats relativement modestes quant à l'impact de ces variables sur l'insertion.

La variable « Rating » qui intègre différentes mesures concernant le niveau de sélection à l'entrée dans l'école a un effet légèrement positif : les étudiants diplômés d'une école plus sélective et/ou plus attractive se verront mieux rémunérés ultérieurement. Autrement dit, cela confirme donc l'existence d'une relation positive entre la sélectivité de l'école et les salaires à la sortie. Enfin, lorsque nous introduisons les variables relatives aux moyens humains et financiers, nous obtenons un effet positif de la part de financements propres des écoles. Ainsi les écoles qui arrivent à avoir une marge d'autofinancement plus élevée permettent à leurs diplômés d'obtenir un meilleur salaire à la sortie. Il est difficile de savoir exactement comment cette variable agit sur le salaire. On peut penser qu'elle dépende étroitement des rapports de l'école avec le monde économique. Cependant, cette marge d'autofinancement peut être alimentée par les frais d'inscription élevés dans certaines écoles qui peuvent dépasser 25 000 € (Paul, 2005). D'un strict point de vue économique, seules les écoles qui permettent des rémunérations élevées à la sortie sur le marché du travail peuvent se permettre des frais d'inscription élevés.

En revanche, ni la taille de l'établissement, ni le taux de boursiers n'ont d'effet sur le salaire. La taille de l'établissement aurait pu fournir une mesure, certes approximative, de la taille potentielle des réseaux

⁵ Les commentaires qui suivent se rapportent au tableau A2 situé en annexe.

d'anciens diplômés de l'école. Des effets de réseaux pour les écoles peuvent éventuellement jouer mais ne semblent pas liés à la taille des établissements.

Tableau 4

Estimation des coefficients associés aux variables établissement
Echantillons ingénieurs correspondant aux effets testés

Variables établissement		
Variable	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)
Rating	4,06*	2,22
Part de financements propres	0,46**	0,18
Taux de boursiers	-0,51	0,37
Taille de l'établissement	-3,53	9,03

Notes : Estimations et écart-types en 10⁻²

Niveau de significativité : *** 1% ** 5%, *10%

L'analyse des composantes de la variance des différents modèles estimés montre le rôle joué par les écoles d'ingénieurs dans la formation du salaire de leurs diplômés. En effet, lorsque l'on estime un modèle vide, la part de la variance que l'on peut attribuer aux écoles varie entre 8,48 % et 9,93 %, ce qui est largement plus important que pour les IUT étudiés dans la section précédente.

Tableau 5

Récapitulatif des composantes de la variance, Echantillons ingénieurs

Variables	Variable individuelles seules		Ingénieurs Sur Concours		Ingénieurs Tutelle Publique		Ingénieurs Tutelle MENESR	
	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)
Modèle vide : σ_e^2	7,44***	0,557	7,62***	0,588	8,04***	0,64	8,19***	0,65
Modèle vide : σ_u^2	0,82**	0,411	0,78**	0,421	0,79**	0,458	0,76*	0,48
Modèle vide : ρ	9,93%		9,31%		8,90%		8,48%	
Modèle complet : σ_e^2	6,28***	0,478	6,39***	0,478	6,81***	0,552	6,86***	0,56
Modèle complet : σ_u^2	0,4**	0,287	0,276	0,287	0,389	0,35	0,21	0,33
Modèle complet : ρ	5,98%		4,14%		5,40%		2,98%	
Nombre d'individus	391		366		343		338	
Nombre d'établissements	34		31		27		21	

Toutefois, le nombre relativement faibles d'écoles présentes dans notre échantillon rend cette variance non significative dès lors que l'on prend en compte certaines des caractéristiques des écoles, ce que l'on peut voir de manière positive comme l'illustration de la pertinence des variables considérées. Si l'on calcule

néanmoins le coefficient ρ après l'introduction de ces variables, on trouve une part de variance résiduelle attribuable aux écoles qui varie de 2,98 % à 5,40 %.

3.3. Les universités

Les estimations ont été menées sur deux échantillons : un premier contient tous les sortants d'une université en dehors des composantes autonomes, alors que le second intègre certaines composantes autonomes mais les rattache aux caractéristiques de l'université⁶.

Globalement, l'effet des variables individuelles est relativement homogène dans les deux estimations. Ainsi, le rendement d'une année d'études varie selon les échantillons entre 6.2 et 6.5 %. Passer par une filière professionnelle apporte également un rendement légèrement inférieur à 5 %. La spécialité de formation impacte également les rendements salariaux : par rapport aux diplômés de sciences humaines, les diplômés d'économie et de gestion ainsi que les diplômés de sciences ont un gain salarial d'environ 6 %.

Les caractéristiques du parcours antérieur de l'étudiant ont également un effet significatif sur les salaires : être passé par une filière sélective immédiatement après le bac et avoir un bac S ont un effet salarial positif respectivement de près de 2 et 4 %. Contrairement aux diplômés d'écoles d'ingénieurs, les variables liées à l'origine sociale sont beaucoup plus discriminantes, souvent au détriment des enfants des milieux les plus modestes. En revanche, les rendements de l'expérience et de l'ancienneté de 9,7 % et 7,4 % sont nettement inférieurs à ceux des écoles d'ingénieurs.

Concernant les effets des variables « établissement », trois d'entre elles ont un effet significatif sur le salaire. Comme dans nos précédents travaux, le taux de boursier sur critères sociaux a un effet significatif et négatif dans les deux échantillons. On peut interpréter ce résultat comme la conséquence d'une plus faible pénétration de l'université sur le marché du travail des cadres liés au capital social de ces étudiants et de leurs parents : la probabilité pour qu'un recruteur ou un des ses collègues vienne de cette université ou aient des enfants dans cet établissement est beaucoup plus faible. De ce fait, l'université est peu connue dans les milieux professionnels. La part d'autofinancement a également un effet positif sur le salaire dans les deux échantillons pour lesquels nous disposons de cette information. Cet autofinancement peut par exemple permettre à l'université d'avoir plus de marges de manœuvre dans la formation de leurs étudiants. On ne peut pas également exclure que cet effet soit lié aux sources de cet autofinancement et aux relations plus étroites qu'entretient l'université avec les entreprises (les contrats de recherche, la formation continue...). Dans notre précédent travail (Giret et Goudard, op.cit.), nous disposions d'une variable, la part de filière professionnelles dans l'université, dont l'effet sur le salaire fut très significatif.

Le tableau 7 résume pour les deux échantillons l'évolution de la part de variance au niveau des établissements. Dans le modèle vide, elle est d'environ 6 %, donc plus élevée que pour les IUT mais plus faible que pour les écoles d'ingénieurs. Lorsque les variables individuelles sont introduites, la part de la variabilité attribuable aux établissements expliquée diminue de plus de 75 %. Enfin, lorsque les variables de niveau 2 sont introduites, la part de variance comprise entre 0.70 % et 0.80 % devient beaucoup plus faible que pour les écoles d'ingénieurs et les IUT. Autrement dit, ces résultats confirment la faiblesse des effets associés à l'établissement pour les universités (bien qu'ils restent significatifs). La dernière partie du tableau 7 montre les conséquences de l'introduction d'un effet aléatoire sur le nombre d'années d'études : on autorise ainsi la variation du rendement du nombre d'années d'études entre les établissements. Cette variance n'est pas significative, même si l'on observe une covariance significative et positive entre nombre d'années d'études et l'effet établissement. Contrairement à notre précédent travail, nous n'arrivons pas à voir dans ce travail un effet spécifique des établissements sur la rentabilité du nombre d'années d'études. Autrement dit, le léger effet positif des établissements sur la rémunération des jeunes ne varie pas avec le niveau d'étude.

⁶ Les commentaires qui suivent se rapportent au tableau A3 situé en annexe.

Tableau 6

Estimation des coefficients associés aux variables établissement

6.a. Echantillons universités, hors composantes autonomes

Effet	Estimation (10^{-2})	Ecart-type (10^{-2})
Taux de boursiers sur critères sociaux	-18,6**	8,7
Autofinancement	18,04**	7,99
Réussite en licence	-4,3	4,32
Taille de l'établissement	8,01	19,09
Personnel enseignant	-0,0107	0,43
Part d'enseignant-chercheurs dans le personnel enseignant	-0,1	4,92
Nombre d'étudiants par personnel enseignant	-0,0286	19,87
Dépenses d'investissement	-1,3	7,55
Masse salariale par étudiant	-50,3	134,5
le salaire moyen des personnels enseignants	12,8	10,58
Thèses soutenues	-10	22,38

Notes : Estimations et écart-types en 10^{-2}

Niveau de significativité : *** 1% ** 5%, *10%

6.b. Echantillons universités, composantes autonomes regroupées

Effet	Estimation (10^{-2})	Ecart-type (10^{-2})
Autofinancement	0,1555***	0,0586
Nombre d'étudiants / Pers. Enseignant	0,0622	0,0568
Taux de boursiers sur critères sociaux	-0,152***	0,0627

Tableau 7

Récapitulatif des composantes de la variance (Echantillons universités)

Variables	Universités		Composantes regroupées	
	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)
Modèle vide : σ_e^2	18,34***	0,2161	17***	0,1846
Modèle vide : σ_u^2	1,362***	0,2426	1,159***	0,2041
Modèle vide : ρ	6,91%		6,38%	
Introduction des variables individuelles				
σ_e^2	8,751***	0,1032	8,471***	0,092
σ_u^2	0,108***	0,0275	0,1021***	0,0247
ρ	1,22%		1,19%	
Introduction des variables établissement.				
σ_e^2	8,751***	0,1032	8,469	0,092
σ_u^2	0,0683***	0,0218	0,0605***	0,017
ρ	0,77%		0,71%	
Nombre d'individus	14 473		17 040	
Nombre d'établissements	77		77	
Introduction d'un effet aléatoire sur la variable niveau d'études				
	Composantes regroupées			
Variables	Estimation (10⁻²)	Ecart-type (10⁻²)		
Variance de la constante	0,084**	0,046		
Variance Nb études	-0,017	0,0111		
Covariance (Cte, Nbe étud)	0,0081***	0,0032		
Variance niveau 1	8,441***	0,0919		

CONCLUSION

Ce travail avait pour objectif d'étudier l'effet propre que pouvaient avoir les établissements d'enseignement supérieur sur l'insertion de leurs diplômés. Nos résultats pour les trois types d'établissements d'enseignement supérieur que nous avons retenus dans l'analyse (IUT, écoles d'ingénieurs, universités) montrent tout d'abord que cet effet propre est en général faible : la plus grande partie de la variance des salaires, quelle que soit la formation, est expliquée par des variables individuelles. Quelques variables liées aux établissements ont cependant un effet sur la rémunération de leurs diplômés : le niveau de sélection à l'entrée pour les écoles d'ingénieur, la part d'enseignants chercheurs pour les IUT, ou la part d'autofinancement pour les universités. De plus, pour les universités, la part des boursiers sur critères sociaux a toujours un effet significatif et négatif sur l'insertion, ce qui montre l'importance pour les établissements de créer du capital social lorsque leurs diplômés n'en disposent pas.

Le faible effet du niveau établissement pour les sortants de 2004, assez proche de celui observé pour les sortants de 98, peut s'expliquer par le fait que les données utilisées sont bien antérieures à la mise en place de loi LRU. Il est possible qu'avec la montée en puissance de l'autonomie, des effets établissement plus élevés puissent apparaître. Cependant, notre travail sur les écoles d'ingénieurs montre des effets établissement un peu plus élevés, mais relativement faibles par rapport aux variables individuelles. Il est vrai que notre échantillon ne donne des informations que sur une partie des écoles d'ingénieurs, sans doute celles où la variance des salaires est la plus faible, les plus prestigieuses comme l'école polytechnique étant absentes de la base de sondage du Céreq. Au niveau des universités, notre travail confirme l'extrême difficulté à évaluer les établissements en fonction de leur performance d'insertion professionnelle : les effets observés spécifiques aux universités sont très faibles, bien que significatifs. Cependant, cette significativité est peut-être due à l'absence de variables importantes au niveau individuel (les performances scolaires et universitaires par exemple) ou au niveau des établissements (les budgets réservés aux observatoires d'insertion et plus récemment aux bureaux d'aide à l'insertion professionnelle (BAIP)), l'existence de module professionnalisant dès les premières années de licence...

Ce travail est également à poursuivre dans plusieurs directions. Pour l'université, il serait certainement intéressant d'obtenir des données au niveau des différentes composantes de l'université (les UFR notamment), qui jouent un rôle important également dans la fonction de production d'éducation, notamment dans certaines disciplines. Il serait également pertinent de reproduire nos estimations sur les sortants d'écoles de commerce dont on peut penser que la variance des salaires est plus élevée. La difficulté est cependant pour ces derniers d'obtenir des informations sur les caractéristiques des établissements. Enfin, la question de la sélection des étudiants entre les établissements et des changements d'établissements au sein des parcours d'études se pose. Là encore, les données dont nous disposons ne permettent pas de traiter correctement ces problèmes.

ANNEXE 1 : CALCUL D'UN INDICATEUR POUR MESURER LA SÉLECTIVITÉ ET L'ATTRACTIVITÉ DE L'ÉCOLE

Cet indicateur concerne uniquement les écoles d'ingénieurs. Il est calculé à partir des informations présentes dans les rapports statistiques des concours d'entrée aux grandes écoles pour la session 2002, pour les filières MP, PC, PSI, PT et BCP des classes préparatoires scientifiques. Les données sont disponibles en ligne sur le site du service commun des concours, les calculs sont effectués par les auteurs et n'engagent qu'eux-mêmes.

Il est construit comme le produit de trois premiers indicateurs, chacun étant calculé pour une voie d'accès à une école donnée. En effet, pour une filière de classes prépa donnée, certaines écoles sont accessibles par plusieurs concours (en fait elles recrutent sur une seule banque d'épreuve, mais chacun des cursus de l'école peut avoir une procédure d'admission propre). Pour une école on dispose donc des trois indicateurs, éventuellement pour chacun des cursus de l'école. La valeur finale de la variable pour une école donnée est obtenue en calculant une moyenne pondérée par les nombres de places offertes pour chacun des cursus.

- L'inverse du taux de sélectivité : le taux de sélectivité est calculé comme étant la somme des candidats qui se sont inscrits au concours divisé par la somme des places offertes, toutes filières confondues. On prend ensuite l'inverse car on souhaite obtenir un indicateur qui soit d'autant plus grand que le nombre de places offertes par rapport au nombre de candidats est faible.
 - Ex : Une école offre 100 places et 1000 candidats se présentent, le taux de sélectivité vaut donc $100/1000 = 0.1$, l'inverse 10. Une école offre 100 places et 125 candidats se présentent, le taux de sélectivité vaut donc $100/125 = 0.8$, l'inverse 1.25

Ensuite, on croise cette mesure de sélectivité avec deux autres indicateurs compris entre 0 et 1 qui vont venir pénaliser cette mesure brute. En effet, il existe des phénomènes d'autocensure, ou peut-être de stratégie réaliste chez les étudiants présentant les concours : tous les candidats ne s'inscrivent pas au concours de l'ENS, et inversement, peu d'étudiants s'inscrivent à un concours pour une école peu prestigieuse. Ainsi la seule mesure de sélectivité n'est pas complètement satisfaisante.

- Un taux de préférence, ou mesure d'attractivité d'un cursus donné : il est égal au rapport du nombre de places offertes sur le rang du dernier entrant (il vaut donc 1 si tous les meilleurs candidats d'un concours choisissent ce cursus), calculé pour chaque filière, et donc pondéré par le rapport du nombre de places offertes dans une filière donnée sur le nombre total de places offertes pour ce cursus. Cet indicateur permet d'appréhender la qualité des candidats (au sens des résultats au concours).
 - Ex : Dans une filière donnée, une école offre 100 places, et le dernier entrant était classé 130^{ème}. Cela signifie que parmi les 130 premiers candidats au classement, seulement 30 ont décidé d'intégrer une autre école, et ainsi de suite. Ce calcul est mené pour chacune des filières, on effectue ensuite une moyenne pondérée de ces valeurs par filière. Il vaut 1 si une école a vu les meilleurs candidats du concours la choisir dans chacune des filières.

La façon dont l'indicateur de préférence est calculé donne très clairement une prime à la « meilleure école » de chaque concours. En effet, certains candidats préféreront intégrer l'ENSIMAG, une des meilleures écoles du CCP, plutôt que l'INT Télécom, qui recrute certes sur le prestigieux concours Mines-Ponts, entourée d'écoles comme (feu) ESAE-Sup'aero, les Mines de Paris ou encore l'Ecole Nationale des Ponts et Chaussées.

Il convient enfin de tenir compte d'un autre élément, à savoir qu'une école offre un nombre de places théoriques par filière et par session, mais que toutes ne sont pas obligatoirement pourvues, ou au contraire que plus de candidats que prévus sont intégrés. Dans le premier cas, il peut s'agir d'un manque d'attractivité du cursus pour les étudiants de cette filière, ou d'un niveau des candidats jugés trop faible par l'école. Dans

le second cas, il peut s'agir d'un relâchement du niveau des exigences de l'école ou de la présence de candidats de qualité en quantité, du moins en nombre plus important que le nombre de places prévues.

Toutefois, les écoles recrutant éventuellement sur plusieurs filières, il faut tenir compte de possibles réallocations de places qui peuvent avoir lieu entre filières, et donc calculer l'indicateur de remplissage sur l'ensemble des filières. Au bout du compte, il n'est certes toujours pas possible de trancher les raisons qui poussent une école à s'éloigner du nombre théorique de places offertes.

Le principe de la dernière mesure vise à pénaliser une école qui s'éloignerait de son nombre d'étudiants intégrés théorique.

- Une mesure du « remplissage » d'un cursus donné : On calcule d'abord le taux de remplissage d'un cursus en divisant le nombre de candidats intégrés par le nombre de places offertes sur l'ensemble des filières. Ensuite on forme la différence entre 1 et ce taux. On prend la valeur absolue de cette différence, ce qui nous donne une mesure de l'écart entre remplissage effectif et remplissage théorique d'un cursus. Enfin, on calcule l'indicateur comme étant la différence entre 1 et cette valeur absolue.
 - Ex : Une école a intégré, toutes filières confondues, 110 candidats pour 100 places théoriquement prévues. Son taux de remplissage vaut $110/100 = 1.1$ et la mesure vaut $1 - |1 - 1.1| = 1 - 0.1 = 0.9$. Une autre école a intégré 90 candidats pour 100 places théoriquement prévues. Son taux de remplissage vaut donc $90/100 = 0.9$ et la mesure $1 - |1 - 0.9| = 1 - 0.1 = 0.9$.

La pénalité est donc symétrique, quelque soit le sens dans lequel on s'éloigne des effectifs théoriques.

Le produit de ces trois indicateurs fournit la variable « rating » dont les valeurs sont cohérentes avec l'idée que l'on peut se faire des différentes écoles. Dans l'ordre décroissant de valeurs on trouvera tout d'abord la prestigieuse Ecole Normale Supérieure de la rue d'Ulm, suivie par l'Ecole Polytechnique, L'Ecole des Mines de Paris, l'Ecole Centrale des Arts et Manufactures, L'Institut National d'Agronomie de Paris-Grignon, L'Ecole Nationale Supérieure des Arts et Métiers, etc...

ANNEXE 2 : TABLEAUX

*Tableau A1 : Estimation des coefficients associés aux variables individuelles,
Echantillon IUT + LP*

Variables individuelles		
Variable	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)
Constante	6,7382***	5,834
Licence professionnelle	5,254***	1,232
Ancienneté	9,294***	1,149
Expérience	7,875***	1,306
Homme	10,31***	1,285
Part des CPI dans la PA	0,6915***	0,1005
Taux de chômage	0,5788	0,5395
Série du Bac : Bac L	<i>Réf</i>	
Série du Bac : Bac ES	<i>Réf</i>	
Série du Bac : Bac Autre	2,32	1,7
Série du Bac : Bac S	1,48	1,811
Filière Sélective après le bac	0,8305	1,616
Discipline : Autres	<i>Réf</i>	
Discipline : Sciences exactes	4,427*	2,548
Discipline : Economie/Gestion	5,150**	2,52
PCS père : Artisan, Commerçant, Chef d'entreprise	<i>Réf</i>	
PCS père : Employé	-4,866**	1,935
PCS père : Ouvrier	-6,068***	1,965
PCS père : Prof. Intermédiaire	-6,008***	2,094
PCS père : Prof. Supérieure	-4,774**	1,918
PCS père : Agriculteur	-7,163**	2,995
Temps Partiel : < Mi-temps	-89,19***	9,349
Temps Partiel : Mi-temps	-64,21***	4,862
Temps Partiel : Environ 60 %	-56,93***	6,012
Temps Partiel : Environ 80 %	-23,83***	6,058

Notes : Estim. et écart-type en 10⁻² sauf constante Part des CPI dans la PA

Niveau de significativité : *** 1% ** 5%, *10%

Lecture : Le fait d'être un homme donne une prime salariale de 10,31 %

Tableau A2 : Estimation des coefficients associés aux variables individuelles,
Echantillons Ecoles d'Ingénieurs

Variables individuelles	Variable individuelles seules		Ingénieurs Sur Concours		Ingénieurs Tutelle Publique		Ingénieurs Tutelle MENESR	
	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)	Estimation (10 ⁻²)	Ecart-type (10 ⁻²)
Constante	6,99***	0,121	7,03***	0,123	7,04***	0,137	7,02***	0,134
Ancienneté	16,1***	3,03	15,4***	3,13	17,0***	3,35	16,9***	3,35
Expérience	13,7***	3,4	12,8***	3,59	13,0***	3,81	12,6***	3,83
Homme	8,11**	3,27	7,90**	3,36	8,31**	3,57	8,38**	3,56
Part des CPI dans la PA	0,544***	16,7	0,528***	16,9	0,453**	19,2	0,450**	19,2
Taux de chômage	-0,831	1,96	-0,421	1,88	-0,317	2,44	-1,91	2,01
Série du Bac : Bac L	Réf		Réf		Réf		Réf	
Série du Bac : Bac ES	Réf		Réf		Réf		Réf	
Série du Bac : Bac Autre	Réf		Réf		Réf		Réf	
Série du Bac : Bac S	-2,98	4,79	-2,76	4,97	-3,67	5,59	-3,11	5,4
Filière Sélective après le bac	1,99	5,15	2,01	5,15	1,78	5,41	1,68	5,39
Spécialité : Autres								
Spécialité : Pluri-Tech. Production	13,0***	4,6	10,2**	4,9	11,1**	5,11	12,2***	4,48
Spécialité : Méca.-Electric.-Electron.	5,55	3,97	7,22*	4,06	7,09	4,53	7,88*	4,19
PCS père : ACCE	Réf		Réf		Réf		Réf	
PCS père : Employé	Réf		Réf		Réf		Réf	
PCS père : Ouvrier	Réf		Réf		Réf		Réf	
PCS père : Prof. Int.	Réf		Réf		Réf		Réf	
PCS père : Prof. Supérieure	0,42	2,67	-0,12	2,78	-0,27	3	-0,46	4,2
PCS père : Agriculteur	Réf		Réf		Réf		Réf	
Temps Partiel : < Mi-temps	-		-		-		-	
Temps Partiel : Mi-temps	-79,7***	26,2	-80,6***	26,4	-77,1***	27,4	-76,5***	27,3
Temps Partiel: Environ 60%	-71,4***	25,7	-72,4***	25,9	-71,9***	26,9	-72,8***	26,9
Temps Partie : Environ 80%	-		-		-		-	

Notes : Estim. et écart-types en 10⁻² sauf constante Part des CPI dans la PA

Niveau de significativité : *** 1% ** 5%, *10%

Lecture : Le fait d'être un homme donne une prime salariale de 8,11% 7,90% etc..

**Tableau A3 : Estimation des coefficients associés aux variables individuelles,
Echantillons Universités**

Effet	Universités hors composantes autonomes		Universités incluant composantes autonome	
	Estimation (10-2)	Ecart-type (10-2)	Estimation (10-2)	Ecart-type (10-2)
Constante	6,517***	0,01932	6,541***	0,01914
Nombre d'années d'études	6,227***	0,1375	6,537***	0,1278
Ancienneté	9,725***	0,4076	9,695***	0,381
Expérience	7,471***	0,4819	7,493***	0,4479
Homme	7,572***	0,5268	7,678***	0,4854
Série du Bac : Bac S	4,631***	0,6079	3,626***	0,5544
Bac L	Réf		-2,392***	0,7605
Autre bac	Réf		Réf	
Bac ES	Réf		Réf	
Filière Sélective ap bac	2,123***	0,5455	1,237**	0,5014
Spécialités : autres sc hum.	Réf		Réf	
Sciences	5,79***	0,8044	6,052***	0,8448
Droit, Sc Po, com.	4,515***	0,8773	4,836***	0,9266
Eco Gestion	6,027***	0,8198	6,395***	0,862
Lettres langues	Réf		2,866***	0,9872
Filière professionnelle	5,327***	0,561	4,578***	0,5262
			11,12***	2,999
PCS père : Prof. Int.	2,532***	0,8166	-1,343*	0,7118
PCS père : Prof. Supérieure	3,843***	0,5938	Réf	
PCS père : ACCE	1,472*	0,7724	Réf	
PCS père : Employé	Réf		-3,697***	0,6107
PCS père : Ouvrier	Réf		-2,851***	0,6373
PCS père : Agriculteur	Réf		-3,638***	1,213
Temps Partiel : < Mi-temps	-100,75***	1,648	-100,54***	1,602
Temps Partiel : Mi-temps	-72,27***	1,268	-71,87***	1,213
Temps Partiel: Environ 60%	-50,41***	1,478	-50,61***	1,42
Temps Partiel: Environ 80%	-22,43***	1,67	-22,48***	1,593
Part des CPI dans la PA	70,53***	3,886	71,3***	3,631
Taux de chômage	-0,332	0,3264		

Notes : Estim. et écart-types en 10^{-2} sauf constante Part des CPI dans la PA

Niveau de significativité : *** 1% ** 5%, *10%

RÉFÉRENCES

- Aghion P., (2010). *L'excellence universitaire et l'insertion professionnelle : leçons des expériences internationales*, 2ème Rapport de la Mission Aghion à Mme la ministre de l'Enseignement supérieur et la Recherche, juillet.
- Annuaire des établissements d'enseignement supérieur 2004-2005 (ANETES)*, Direction de l'Enseignement supérieur, Bureau de l'Organisation des systèmes d'information, ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche, Paris
- Brodaty T., Jacotin G., (2009). « Peut-on mesurer la valeur ajoutée d'une université? Les enseignements méthodologiques de la sectorisation francilienne », *Document de Travail*.
- Calmand J., Epiphane D., Hallier P. (2009). *De l'enseignement supérieur à l'emploi : voies rapides et chemins de traverse*, Note Emploi Formation n°43, Céreq.
- Coleman, J.S., & al. (1966). *Equality of Educational Opportunity*. Washington : U.S. Government Printing Office.
- Giret J. F., Goudard M. (2007). « Effets établissement et salaires des diplômés des universités françaises », *Economie Publique*, 21, 2007-02, pp.125-153.
- Goldstein H. 2003. *Multilevel Statistical Models*, 3rd Edition. Oxford University
- Hallier P. et A. Lopez (2009). *Comparer les universités au regard de l'insertion professionnelle de leurs étudiants. Quelques simulations à partir des enquêtes Génération*, Net.Doc n°54, Céreq, juin.
- Hanushek, E. A. (1979). Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions. *The Journal of Human Resources*, 14, 3, 351-388.
- Hanushek, E. A. (1997). Assessing the effect of school resources on student performance: An Update. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19, 2, 141-164.
- Hanushek, E. A. (2003). The Failure of Input-based Schooling Policies. *The Economic Journal*, 113, 485, F64-F98.
- Merton R.K. (1968). "The Matthew effect in science", *Science*, 159 (3810), pp. 56-63.
- Note d'information 05.08, *La réussite en Licence : des disparités importantes*, mars 2005, ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche, Paris
- Note d'information 06.07, *Situation des doctorants en 2004*, mars 2007, ministère de l'Éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la Recherche, Paris
- Note d'information 07.18, *Les nouveaux inscrits en IUT à la rentrée 2005-2006 et la réussite en DUT*, mai 2007, ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche, Paris

ISSN : 1776-3177
Marseille, 2010.