HAL
open science

Peut on classer les universités en fonction de leur performance d'insertion ?

Jean Bourdon, Jean-François Giret, Mathieu Goudard

To cite this version:

Jean Bourdon, Jean-François Giret, Mathieu Goudard. Peut on classer les universités en fonction de leur performance d'insertion ?. 2011. halshs-00564859

HAL Id: halshs-00564859

https://shs.hal.science/halshs-00564859v1

Submitted on 10 Feb 2011

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

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

Les Documents de Travail de l'IREDU
Working Papers

Institut de Recherche sur l'Education
Sociologie et Economie de l'Education
Institute for Research in the Sociology and Economics of Education

Peut-on classer les universités en fonction de leur performance d'insertion ?

Jean Bourdon, Jean-François Giret et Mathieu Goudard

Février 2011
DT 2011/2

Pôle AAFE – Esplanade Erasme – B.P. 26513 - F 21065 Dijon Cedex
Tél.+33 (0)3 80 39 54 50 - Fax +33 (0)3 80 39 54 79
iredu@u-bourgogne.fr- http://iredu.u-bourgogne.fr

Peut-on classer les universités en fonction de leur performance d'insertion ?

J. Bourdon[i], JF Giret[ii], M. Goudard[iii]

Résumé :

Afin de mesurer la qualité de l'insertion de leurs diplômés, la très grande majorité des universités a développé un système d'observation régulier de l'insertion de leurs étudiants. Plus récemment, sous l'impulsion du MESR, une enquête commune à plus de 70 établissements a été réalisée sur les diplômés de master. Si l'objectif était de proposer aux étudiants une information nécessaire sur leurs débouchés professionnels, est apparue rapidement la tentation de classer les universités en fonction de leur "performance" d'insertion. Le travail proposé dans cet article se veut une contribution à la réflexion sur la pertinence d'une telle mesure à partir des enquêtes existantes. Dans une première partie, nous nous proposons de revenir sur le classement des universités présenté dans les premiers résultats publiés par le Ministère à partir de l'enquête Master 2007. Nous montrons que le poids des effets de structure et des effets régionaux du marché du travail influencent largement ce classement. Dans une seconde partie, nous nous proposons de discuter de la mesure des effets établissements sur l'insertion professionnelle à partir de la littérature existante notamment en économie de l'éducation. Comme on pourra le voir, il apparaît souvent difficile de mettre en évidence des effets nets liés aux établissements, notamment lorsque l'on tient compte des caractéristiques individuelles des étudiants au sein de ces établissements. Enfin, dans une troisième partie, à partir des données de l'enquête Génération 2004 du Céreq sur les sortants des universités, mais également des écoles d'ingénieurs, nous proposons de mesurer l'effet spécifique des établissements sur les salaires des diplômés, en contrôlant les caractéristiques individuelles des étudiants et celles de leur marché local du travail. Pour les différents types d'établissement d'enseignement supérieur, nous montrons que l'effet "établissement" est en général faible ou inexistant : 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 local du travail où la majorité d'entre eux s'insère. De plus, lorsqu'ils existent, une partie des effets établissements pour les universités s'explique par la part des boursiers sur critères sociaux dans l'établissement, qui a toujours un effet significatif et négatif sur la rémunération des diplômés.

Mots Clés : insertion professionnelle, effet établissement, classement des universités, rendement des diplômes, performance

Codes JEL : J 31, I23

[i] IREDU-CNRS, Université de Bourgogne, Centre régional associé au Céreq de Bourgogne, Courriel jean.bourdon@u-bourgogne.fr

[ii] IREDU-CNRS, Université de Bourgogne, Centre régional associé au Céreq de Bourgogne, Courriel jean-françois.giret@u-bourgogne.fr

[iii] GREQAM, Aix-Marseille universités, mathieu.goudard@univmed.fr

Peut-on classer les universités en fonction de leur performance d'insertion ?

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 pourtant pas une entreprise aisée d'un point de vue méthodologique. Le récent classement des universités diffusé par le MRES[1] s'est orienté sur une hiérarchisation des établissements en rapport au critère de l'insertion professionnelle des diplômés de master en 2007. S'appuyant sur les enquêtes des observatoires des universités, le critère retenu revient à calculer un taux d'insertion dans l'emploi pour les diplômés des masters, ceci trente mois après le diplôme. La logique est nette, plus les diplômés d'une cohorte sont en situation d'emploi plus la formation sanctionnée par ce diplôme accroît l'employabilité, donc plus un jugement de qualité peut être porté sur ces diplômes. Dans un pays où les diplômes sont en général facilement relativisés, de même que l'institution universitaire, le résultat moyen suivant lequel un diplômé possède, 30 mois après son diplôme, en moyenne globale 91% de chance d'être dans une situation d'emploi est rassurant. Le diplôme favorise l'emploi, cela va sans dire et d'autant plus si la chose est confirmée par les faits[2].

Cette validation à minima de la logique du capital humain vaut-elle effectivement jugement de valeur sur l'établissement où le diplôme a été obtenu ? Le travail proposé dans cet article se veut une contribution à une réflexion sur la pertinence de la mesure de cet effet établissement. Dans une première partie, nous nous proposons de revenir sur le classement des universités tel qu'il a été présenté dans les premiers résultats publiés par le Ministère à partir de l'enquête Master 2007. Il s'agira d'essayer de tenir compte de certaines données pour corriger les effets de structures liés à ce classement. L'analyse se base seulement sur des informations publiées et non pas sur les données individuelles du Ministère qui ne sont pas disponibles pour les chercheurs. Dans une seconde partie, nous discuterons de la mesure des effets établissements sur l'insertion professionnelle à partir de la littérature existante notamment en économie de l'éducation. Comme nous le montrons, il est souvent difficile de mettre en évidence des effets nets liés aux établissements,

[1] Les résultats sont accessibles sur le site du Ministère : http://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/pid24447/taux-d-insertion-professionnelle-des-etudiants-par-universite-et-discipline.html
Le classement apparaît explicitement si l'on appuie sur les flèches permettant de trier par ordre croissant ou décroissant les indicateurs.

[2] Un second critère, plus sélectif, retient l'insertion des diplômés dans les seuls emplois de cadre et de professions intermédiaires. Les résultats concernant ce dernier critère n'ont pas été diffusés au niveau des établissements.

notamment lorsque l'on tient compte des caractéristiques individuelles des étudiants au sein de ces établissements. Enfin, dans une troisième partie, nous proposons une mesure des effets établissement sur l'insertion à partir de l'enquête Génération 2004 du Céreq, sur les sortants des universités et des écoles d'ingénieurs.

1. La difficulté de classer les universités : l'exemple de la hiérarchisation proposée à partir de l'enquête sur l'insertion des masters 2007

Pour la première fois, la plus grande partie des universités françaises ont participé à une enquête nationale sur l'insertion professionnelle de leurs diplômés de master, 30 mois après la sortie. Le taux moyen d'insertion moyen est de 91,4%, et si l'on fait abstraction de l'Université de la Réunion, il y a au mieux une différence de 10 points entre l'université la mieux classée (Université Paris XI avec 94.9%) et l'Université de Perpignan qui est la moins bien classée (84,1%)

Pour offrir une idée plus proche de celle d'une répartition, le tableau 1 reprend les résultats de l'enquête MRES sur l'insertion professionnelle ; toutefois il prend en compte l'effet de l'hétérogénéité des effectifs entre les établissements. Donc chaque taux d'insertion par université et spécialité est pondéré par l'effectif de chaque Master concerné, venant de l'enquête SISE[3]. La répartition des quantiles par spécialisation donne une idée plus fine de la diversité. Un point d'intérêt est l'étendue qui entoure les deux quartiles médians, c'est-à-dire la moitié de la population concernée. Le graphique 1 en représentant les différences de quantiles entre le secteur Droit, économie et gestion et l'ensemble des spécialités souligne, comme toujours dans ce type d'exercice, l'importance des points extrêmes. Sur l'ensemble des masters, la probabilité d'accès à l'emploi se répartira pour la moitié d'entre eux entre 90% et 93%, soit une étendue de 4 points de différence moyenne dans l'accès à l'emploi suivant le lieu. Si l'on prend en compte l'étendue qui sépare les deux déciles extrêmes, cette étendue est proche de 7 points. Reprenant ce dernier indicateur suivant les spécialités, il est aisé de remarquer des étendues assez différenciées entre ces deux déciles extrêmes pour les différents groupes de spécialités, ceci toujours dans le tableau 1 (annexe 1). Ainsi au sein d'un même grand secteur de spécialisation, l'aléa en rapport à l'emploi serait beaucoup plus sensible en sciences de gestion qu'il ne l'est en droit ; plus sensible aussi pour les sciences fondamentales qu'il ne l'est en informatique. De ceci vient une première question : cet indicateur de résultats permet-il vraiment de distinguer une valeur des établissements universitaires ou simplement de mettre en évidence l'impact de la structure de leur spécialisation ? Si les résultats sont uniquement évalués en termes globaux sans tenir compte de la spécialisation, pour l'établissement, les écarts entre les taux d'insertion ne sont pas des plus amples. En ne considérant pas les deux déciles extrêmes, soit 14 universités hors champ, on remarque que le taux d'insertion pour 80% des universités se situe dans une variation de 1,5% autour du taux moyen de 91,5% d'insertion ; le coefficient de variation sur l'ensemble des 69 universités, ici prises en compte, est tout juste de 1,2%. Ceci relativise donc l'ampleur de différences entre établissements.

L'effet de la spécialisation

Une part de la variété des résultats entre établissements vient de la structure de leur spécialisation. Un test dans cette direction conduit à réaliser une analyse de la variance pour connaître les sources de variété, de cet indicateur de résultat, liées au détail des 10

[3] Ces derniers effectifs sont repris de l'exploitation des fichiers SISE, voir Papon (2010).

spécialités dont nous disposons. Si l'on compare, par analyse de la variance, dans les 20 universités les plus généralistes, la source de variété entre l'établissement et la spécialité près du tiers de la variété (32,2%) serait liée à des effets de variétés entre spécialités et non entre établissements. Si l'on réalise le même calcul, mais cette fois sur les seuls trois grands domaines de spécialisation seulement 4% de la variété s'explique par des écarts d'employabilité entre ces trois domaines, d'ailleurs l'effet de cette décomposition en 3 grands secteurs est tout juste significatif au seuil de 5% de risque. Conclusion donc : l'effet structurel de spécialisation détaillée d'une université apporte un biais fort quant à sa position vis-à-vis du taux d'employabilité de ses diplômés. Ainsi une université serait mieux classée du simple fait de l'importance relative de certaines spécialités de masters. Dans ceci évidemment est présent un enjeu considérable de la position des universités dans la production des compétences : passer d'un monde où la création de savoir serait privilégié vers un monde où l'on favorise les compétences possédant une application professionnelle directe. Ceci validerait l'idée que la spécialité de diplôme représente un "signal fort" sur le marché du travail. En poussant ceci à l'extrême, on pourrait avancer le cas limite où les écarts de performance par rapport à l'indicateur d'employabilité serait seulement dépendants de la spécialisation du l'université. Ainsi peut-on simuler sur ces chiffres de l'enquête l'impact de la répartition par discipline de chaque université sur ce taux. Pour ceci est calculé un taux d'insertion simulé où la structure par spécialité des effectifs inscrits en M2 dans chaque université se voit affecter le taux d'insertion enregistré au niveau national de la discipline pour l'enquête. Si ce calcul de simulation ne remet pas en cause le taux d'insertion pour près de 30 universités sur 69, il créé un écart moyen entre les deux taux de réussite d'environ 1,5%. Une université augmente son taux de près de 5 points, avec ce calcul de simulation, alors qu'une seconde, à l'autre extrême, est caractérisée par un recul de près de 7 points. Pour les amateurs de classement, notons qu'une Université peut posséder jusqu'à plus de 63 rangs de différence entre les deux classements. C'est dire combien un tel exercice est sensible à cet effet de structure des spécialités universitaires.

Que veulent dire aussi ces données sur l'insertion dans l'absolu ? Une tentative de réponse peut venir de la comparaison internationale. Ici à l'évidence, tant compte tenu de la variété de la conjoncture économique, pour l'aspect temporel, que des différences des normes sur les différents marchés nationaux du travail toute comparaison de tels chiffres est très délicate. Traditionnellement aux Etats-Unis, la NSF réalise une enquête sur les diplômés de Master[4]. Par chance le concept d'efficience repris dans cette enquête est assez proche de l'enquête du MRES. Il s'agit du taux d'emploi, mais non sur les mêmes délais d'insertion. L'enquête disponible la plus récente de la NSF porte sur l'année 2006. Elle décrit l'insertion dans l'emploi dans un concept proche de l'enquête française, mais éloigné dans les modalités puisque pour l'enquête NSF de 2006, sont suivis des échantillons des diplômés des deux années universitaires précédentes soit une insertion à 12 ou 24 mois. Dans le tableau 4 en annexe sont reprises les comparaisons des taux d'insertion, là où elles sont possibles du fait d'une relative homogénéité des secteurs de spécialités des deux côtés de l'Atlantique ; on notera l'absence dans les données NSF de toute référence au secteur lettres, langues et art. De manière générale en tenant compte des écarts de définitions et les périodes prises en compte, les différences ne sont pas des plus sensibles et montreraient dans les grandes lignes une insertion relativement plus favorable en France pour les

[4] Voir la source: National Science Foundation/Division of Science Resources Statistics, National Survey of Recent College Graduates, 2006, se reporter, pour plus de détail, aussi à : https://webcaspar.nsf.gov/nsf/srs/webcasp/data/gradstud.htm

sciences économique et de la gestion, et a contrario plutôt plus difficile en sciences humaines.

Où les effets territoires prennent le pas sur ceux des établissements

Toujours à travers de l'enquête SISE, il est possible dans chaque académie d'obtenir des taux de mobilité en début de cycle universitaire. Ces taux de fait peuvent représenter une certaine anticipation de la part de l'étudiant, il entreprend une mobilité géographique évidemment pour diverses raisons, mais l'idée qu'il tend à se diriger là où sa probabilité d'insertion dans l'emploi sera la plus forte n'est pas à exclure. Ainsi si l'on prend en compte le taux d'étudiants non mobiles d'un point de vue inter académique entre la licence et la maîtrise et la part de l'emploi de statut cadre dans la région, l'on obtient une corrélation, au sens de Spearman, de 0,67 ; les deux phénomènes sont largement liés. Les inscriptions en Master en un lieu donné se réalisent par anticipation d'un certain état structurel du marché du travail. Aussi le taux d'insertion tel que traduit par l'enquête MRES comporte déjà une part de variété résultante de la stratégie anticipée des étudiants pour la recherche d'emploi.
A l'évidence, même s'il va être difficile de distinguer des effets purs dans un contexte de grandes différences de structure dans le territoire français, il ne semble guère possible d'évoquer ces taux sans les mettre en perspectives avec certaines variables permettant de décrire la zone d'emploi proche de l'Université. En prenant le territoire de l'Université décliné dans un concept de département, académie ou région l'on peut rechercher si des effets d'encouragement ou de découragement, par rapport à l'insertion professionnelle ne peuvent s'expliquer par ces variables territorialisées. Les résultats sur des modèles simples sont présentés dans le tableau 2 ; ils relient le taux d'insertion par spécialité (ligne) à ces variables décrivant la dynamique locale du marché du travail et de l'économie. Ainsi pour 59 départements universitaires relevant du secteur droit, économie et gestion un taux de chômage "jeune" plus élevé de 1% dans la région d'implantation de l'Université entraînerait, toutes choses égales par ailleurs, pour les diplômés de Masters de ce secteur une baisse du taux d'insertion dans l'emploi de 0,32%. De manière assez générale, on pourrait avancer que l'insertion dans le secteur "Droit économie et gestion" est plus pénalisée par des phénomènes d'éviction liés au chômage local, alors que l'insertion pour les diplômés des sciences serait favorisée par les opportunités de croissance ou de création d'emploi. Il est à remarquer que rien de très probant ne ressort pour les secteurs des lettres et sciences sociales et humaines.

Certainement la variété des situations ne peut s'interpréter par ces frustes analyses. Toutefois, en prenant en compte une modélisation multivariée combinant ces effets d'attraction et de répulsion des territoires d'implantation de l'Université on parvient à expliquer aisément la moitié de la variété du taux d'insertion pour une spécialité. Un point crucial semble reposer sur les stratégies de mobilités des étudiants que celles-ci se réalisent après un cycle supérieur court (DUT, STS…) où après la licence, une partie de cette mobilité est liée à des facteurs de demande (stratégie individuelle de poursuite d'études) et des facteurs d'offre comme la carte universitaire sur le territoire. De fait, ceci est très difficile à décrire en termes d'efficacité du système dans ces indicateurs d'insertion ponctuels et relèverait plus d'un suivi individualisé de l'étudiant dont le cumul au niveau de la filière d'un établissement permettrait d'approcher la valeur ajoutée pour l'employabilité de l'établissement. En rapport à cette question de la valeur ajoutée de l'établissement, un travail récent du Service d'information et études statistiques (SIES) du

MESR[5] permet d'analyser la part des diplômés à la licence en trois ans parmi les inscrits en L1 en 2004, par établissement en fonction de trois méthodes. La première retient les caractéristiques de l'établissement d'inscription en L1, la seconde celles de l'établissement d'inscription en L3 et la troisième celles des établissements fréquentés sur les trois années du cycle. La valeur ajoutée est exprimée, dans les trois méthodes comme l'écart entre la réussite observée et une réussite simulée en tenant compte de l'effet au niveau national, sur la réussite en licence, des séries de baccalauréats, du contexte socioéconomique familial et de la spécialité choisie en L1. Aucune de ces valeurs ajoutées d'établissement pour la licence ne peut être mise en relation statistique avec les taux d'insertion du master, tant en mesure de valeur qu'en mesure de rangs. C'est dire, du moins au niveau de l'analyse toutes spécialités confondues, qu'il n'existe pas d'effet qualité de l'établissement qui soit pérenne dans le cycle licence et le cycle master.

2. Les débats scientifiques autour de la mesure des effets établissements

La mesure des effets établissements renvoie souvent dans les travaux de recherche développés à la question de la qualité de l'éducation. D'un strict point de vue économique, ce type de recherche se réfère fréquemment aux travaux sur la fonction de production de l'éducation. L'idée, assez naturelle pour les économistes est que tout processus de production utilise 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. Largement popularisés par les travaux d'Hanusheck (1979), les travaux sur la fonction de production ont fait l'objet d'une abondante littérature dans l'enseignement primaire ou secondaire, parfois très critique. Peu de consensus existent notamment sur l'effet de certains inputs sur les tests cognitifs réalisés auprès des élèves. Concernant la question de l'insertion, la qualité de l'insertion (généralement appréhendée par les rendements de l'éducation ou les salaires) peut-être considérée comme un des outputs de la fonction de production des établissements d'enseignement supérieur. Mais sur ce point également, de nombreuses estimations économétriques conduisent à des résultats non significatifs. Rumberger et Thomas (1993) qui utilisent des données sur les collèges universitaires aux Etats-Unis, concluent dans la plupart des disciplines à l'absence de lien entre caractéristiques des établissements et rendements des diplômes. En revanche, ils montrent que d'autres variables comme la composition sociale de l'école et son niveau de sélection à l'entrée sont susceptibles d'influencer les rendements de leurs diplômés. Pour les universités britanniques, Belfield et Fielding (2001) concluent également à des liens très faibles entre d'une part, les ressources et les ratios enseignants-étudiants pour chaque discipline, et d'autre part, les rendements des diplômes. Plus récemment, Di Pietro and Cutillo (2006) utilisant des données similaires pour les universités italiennes confirment les résultats précédents, notamment en ce qui concerne la qualité de l'enseignement. L'absence ou la faiblesse des effets significatifs au niveau des établissements peuvent être liées à des problèmes de mesure sur les inputs souvent calculés sur des données administratives. Cependant, dans toutes ces études, l'hétérogénéité du rendement des outputs est fortement liée aux caractéristiques individuelles des diplômés.

[5] Danielle Prouteau, « Parcours et réussite en licence des inscrits en L1 en 2004 », note d'information 9.23, novembre 2009, MESR-DGESIP-DGRI,

Dans une optique un peu différente, d'autres études testent plutôt l'effet établissement à partir de la sélectivité ou du prestige associé à l'établissement. Les rendements sont d'autant plus élevés que l'établissement est sélectif et considéré par les étudiants comme prestigieux. Brewer, Eide & Ehrenberg (1996) montrent ainsi qu'après avoir contrôlé les caractéristiques individuelles et les résultats scolaires des étudiants, être inscrit dans un établissement d'élite aux Etats-Unis augmente les rendements de l'éducation. Au Royaume-Uni, Chevalier et Conlon (2003) ont des résultats comparables, toujours en contrôlant les caractéristiques scolaires et universitaires des étudiants : être diplômé d'une des universités les plus prestigieuses apporte une prime salariale d'environ 6%. Plus récemment, une recherche de Hartog et alii (2010) teste l'effet d'un classement d'universités chinoises sur la rémunération au niveau bachelor[6]. Ils montrent notamment qu'un diplômé d'une université classée entre la 400ème et la 500ème position a une baisse de salaire de 23% par rapport à un diplômé d'une université classée dans le top 100. Lorsqu'ils tiennent comptent des effets de structure liés à certaines caractéristiques des étudiants et du marché local du travail, la baisse de salaire n'est que de 21%. Elle passe cependant à 28% lorsque l'on intègre des variables correspondant aux notes des étudiants au sein de leurs classes, mais également au lycée. Au total, l'impact du classement sur les salaires va fortement varier en fonction des caractéristiques individuelles des diplômés, même s'il n'est pas remis en cause lorsque l'on s'intéresse aux extrêmes du classement.

En France, à partir des données du Céreq, plusieurs recherches ont également essayé de mesurer l'effet propre que pouvait avoir l'université sur l'insertion de leurs étudiants. Giret et Goudard (2007) à partir de l'enquête Génération 1998, ont proposé une mesure des effets établissement à partir des modélisations multi-niveaux pour prendre en compte le fait que les caractéristiques des diplômés peuvent étroitement dépendre des établissements. Ils montrent que globalement les effets établissements sont faibles par rapport aux effets des caractéristiques individuelles et du marché du travail. Ils sont même très souvent non significatifs lorsque l'on intègre quelques variables caractéristiques des universités comme la part d'étudiants boursiers sur critères sociaux et la part des formations professionnelles dans l'établissement. D'autres méthodes, comme le montrent Hallier et Lopez (2009) qui ont compilé les enquêtés "Générations 1998 et 2004", conduisent également au même type de résultat : une très faible significativité des effets établissements. Leur objectif était d'essayer de neutraliser les effets de contexte afin 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. En fonction de la méthode utilisée et des différentes variables individuelles introduites, leurs différentes estimations conduisent à un classement assez différent des universités en matière d'insertion. De plus, lorsque les variables sur l'environnement économique du marché du travail sont introduites, les différences d'insertion entre les universités sont majoritairement non significatives. 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. 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

[6] "China University Alumni Association Net" : classement basé sur le niveau de recherche de l'université, le développent des talents (enseignants ou anciens élèves occupant des postes prestigieux...) et la réputation de l'université.

satisfaction sur la vie étudiante aussi bien que de salaire, se situerait entre +10% et +15%. Par rapport aux travaux précédents, 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.

3. Une mesure des effets établissements à partir de l'enquête Génération 2004.

Nous proposons dans cette partie d'essayer de mesurer l'effet établissement à partir des données de l'enquête *Génération 2004* du Céreq. Un des intérêts de cette enquête est de recueillir une information détaillée sur le parcours scolaire des diplômés, sur leur environnement sociodémographique ou sur leurs expériences et situations professionnelles successives depuis leur entrée sur le marché du travail en 2004 jusqu'en 2007. Nous proposons de nous focaliser sur trois types d'établissements :

- les universités, même si les données sont antérieures à l'enquête Ministère et à la mise en place de la LRU
- les IUT, qui sont une des composantes autonomes de l'université avec l'article 33 et qui disposent d'une marge d'adaptation de leur programme pédagogique à travers notamment des adaptations locales.
- les écoles d'ingénieurs, universitaires et non universitaires, même si les données du Céreq ne sont pas représentatives de l'ensemble des écoles.

Pour chacun d'entre eux, il s'agit d'estimer l'effet de ces établissements sur l'insertion professionnelle, trois ans après leur sortie de l'enseignement supérieur. Nous nous focaliserons dans ce travail sur le salaire, qui n'est qu'un indicateur parmi d'autres de la qualité de l'insertion professionnelle (Giret, 2000). Il présente l'intérêt de restituer un peu plus de variances que d'autres indicateurs. Il nous permet également de nous situer dans le cadre d'une estimation des rendements de l'éducation proposée par la fonction de gains de Mincer. Afin de tenir compte de la hiérarchie présente dans nos données (les étudiants sont inscrits dans des universités), nous utiliserons une modélisation multi niveaux, telle que présentée par Goldstein (2003), pour inclure les variables individuelles et établissements. Même si la littérature diverge sur le seuil minimal d'individus nécessaire au second niveau (les établissements pour nous), nous avons exclu ceux qui ont moins de 5 diplômés dans l'échantillon.

Les variables individuelles

D'un point de vue méthodologique, l'avantage de l'enquête est de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle liée notamment à l'information collectée sur les caractéristiques scolaires et sociodémographiques des jeunes sortants de l'enseignement supérieur ainsi qu'à leur expérience professionnelle et à l'ancienneté en emploi. Sont donc introduites au niveau individuel, à l'instar de ce qui se fait dans la littérature économique sur les fonctions de gains, le nombre d'années d'études, dont le coefficient estimé permettra d'obtenir le rendement de l'éducation, le genre, l'ancienneté en emploi ainsi que l'expérience sur le marché du travail. Sont également intégrées des informations sur la formation de l'étudiant (la discipline du plus haut diplôme, le caractère professionnel de la formation pour l'échantillon universités) et son cursus scolaire (la série du baccalauréat et la primo-inscription dans l'enseignement supérieur) pour tenir compte, au moins

partiellement, de possibles variations dans la sélection des étudiants. Nous tenons également compte du contexte socio-économique familial en recourant à la catégorie socioprofessionnelle du père. Afin d'intégrer les conséquences des disparités spatiales sur le marché du travail, deux variables ont été introduites : le taux de chômage de la région et 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, ne disposant pas du salaire horaire ni du nombre d'heures travaillées par semaine, nous avons inclus quatre variables indiquant le degré de temps partiel.

Les variables "établissements"

Au niveau des différents établissements, certaines caractéristiques sont susceptibles d'influencer la rémunération des diplômés sur le marché du travail. Les deux premiers groupes de variables, relatifs aux moyens humains ou financiers des établissements, peuvent être considérés comme des inputs dans la fonction de production de l'établissement.

Le premier groupe concerne les moyens humains et, en particulier, la composition du personnel enseignant. Il s'agit du nombre d'enseignants, la part d'enseignant-chercheurs dans le personnel enseignant ainsi que le taux d'encadrement (nombre d'étudiants par personnel enseignant). Un second groupe traite des moyens financiers des établissements. Nous avons retenu 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. Un troisième groupe relève plus de variables sociodémographiques des établissements. Nous disposons notamment du taux de boursiers sur critères sociaux au sein d'un établissement, qui est disponible pour tous les établissements relevant du ministère de l'éducation nationale. Un taux de boursiers élevé traduit une origine sociale moyenne plutôt faible pour l'établissement. Comme l'ont expliqué 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).

Enfin, nous disposons d'autres indicateurs qui sont spécifiques à un certain type d'établissement comme le nombre de thèses soutenues (pour 1000 étudiants) et le taux de réussite cumulé en Licence ou DUT. Elles peuvent être considérées comme des signaux de la qualité des enseignements pour les établissements en matière de recherche ou d'enseignement ou éventuellement indiquer sa sélectivité. Pour les écoles d'ingénieurs, une variable attractivité/sélectivité a principalement été construite à partir des rapports statistiques sur les concours d'entrée aux grandes écoles à l'issue des classes préparatoires[7].

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

[7] Nous renvoyons à l'annexe 2 pour des explications sur la construction de cette variable. Par ailleurs, pour une présentation détaillée de la méthodologie utilisée dans cette partie et des données, nous renvoyons à Giret et Goudard (2010)

***Tableau** 3 : 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	*Attractivité /sélectivité*
	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),	oui	oui	oui, (3)	Réussite DUT (3)
	DUT seuls	635	52 ou 38 (3)	oui	oui	oui, (3)	Réussite DUT (3)

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 placés sur le même plan que les universités

Composantes regroupées : Les IUT et écoles internes sont intégrés 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

Les résultats

Les universités

Les estimations ont été menées sur deux échantillons : un premier contient tous les sortants d'une université en dehors des composantes autonomes (donc hors IUT) alors que le second intègre certaines composantes autonomes des universités mais leur affecte les caractéristiques de leur université de rattachement.

Le premier volet du tableau 4 reprend les éléments de variance d'un modèle généralement appelé « modèle vide » : aucune variable explicative exceptée la constante n'est introduite dans l'estimation. Cette estimation donne une idée de la variabilité totale décomposée entre un niveau individuel et un niveau établissement. Il s'agit donc de la variance des salaires respectivement aux premiers et aux seconds niveaux si l'on ne tient compte ni des caractéristiques des étudiants, ni des établissements. Le modèle vide montre que la part de variance que l'on peut attribuer aux établissements représente environ 6% dans les deux échantillons, ce qui reste faible par rapport à l'impact des caractéristiques individuelles (94% de la variance). Ensuite, lorsque les variables individuelles disponibles dans l'enquête sont introduites pour expliquer le salaire (second volet du tableau 2), la part de

variance expliquée qui est d'environ 1,2%, a donc diminué de plus de 75%, ce qui signifie que ce qui est lié à l'effet établissement dans le modèle vide dépend pour les trois quarts des caractéristiques individuelles des étudiants issus de ces établissements et du marché du travail dans lequel ils s'insèrent. Enfin, lorsque les variables de niveau établissements sont introduites, la part de variance restante attribuable à d'autres caractéristiques de l'établissement est comprise entre 0.70% et 0.80%. 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 4 montre les conséquences de l'introduction d'un effet aléatoire sur le nombre d'années d'études. On peut penser qu'une université peut être, par exemple, performante pour ses masters et beaucoup moins pour ses licences : la poursuite en master y serait donc plus rentable. L'introduction d'un effet aléatoire permet de faire varier le rendement du nombre d'années d'études entre les établissements. Cette variance de l'effet niveau d'études par établissement n'est pas significative même si l'on observe une covariance significative et positive entre nombre d'années d'études et l'effet établissement[8]. Contrairement à ce qu'avaient observé Giret et Goudard (op.cit.), nous n'observons pas ici un effet spécifique des établissements sur la rentabilité du nombre d'années d'études sur notre échantillon, alors que celui-ci est plus important et comprend plus d'universités. Globalement, on observe une forte homogénéité de la rémunération des jeunes au niveau des établissements.

En revanche, au niveau individuel, l'effet des caractéristiques des étudiants et du marché du travail est fortement significatif et presque identique dans les deux estimations[9]. Comme nous l'avons vu dans la première section, les effets de territoire, mesurés ici par la part de cadre et professions intermédiaires dans la zone d'emploi de résidence du jeune sont très significatifs. Au niveau de la formation, le rendement d'une année d'études est d'environ 6.5%. Passer par une filière professionnelle apporte également un rendement proche de 5%. Les différences de disciplines impactent 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 des étudiants 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%. Enfin, les variables liées à l'origine sociale sont très discriminantes souvent au détriment des enfants des milieux les plus modestes.

Concernant les effets des variables « établissement », seulement deux ont un effet significatif sur le salaire. Comme dans les 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. Cette absence de capital social au niveau de l'établissement s'ajoute à l'effet individuel lorsque l'origine sociale ne permet pas aux jeunes d'avoir des informations privilégiées sur le marché du travail. La part d'autofinancement a également un effet positif sur le salaire dans les deux échantillons. Cet autofinancement peut par exemple permettre à l'université d'avoir plus de marges de

[8] Une alternative aurait été de tester des effets établissements par diplôme. Cependant, la taille de l'échantillon ne nous le permet pas.
[9] Le résultat des estimations détaillées au niveau des effets individuels est présenté en annexe 3.

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 (la formation continue par exemple…). A partir de l'enquête Génération 98, Giret et Goudard (op.cit.) avaient montré un effet très significatif sur le salaire d'une variable indiquant la part des filières professionnelles dans l'ensemble de l'université, mais cette information, non actualisée de manière précise, n'a pas été introduite.

Tableau 4 *: Récapitulatif des composantes de la variance, Echantillons Universités*

	Universités		Composantes regroupées	
	Estimation (10^{-2})	Ecart-type (10^{-2})	Estimation (10^{-2})	Ecart-type (10^{-2})
Modèle vide : σ^2_e	18,34***	0,2161	17***	0,1846
Modèle vide : σ^2_u	1,362***	0,2426	1,159***	0,2041
Modèle Vide : Part de la variance résiduelle que l'on peut attribuer au niveau établissement	6,91%		6,38%	
Introduction des variables individuelles				
σ^2_e	8,751***	0, 032	8,471***	0,092
σ^2_u	0,108***	0,0275	0,1021***	0,0247
Modèle avec variables individuelles : Part de la variance résiduelle que l'on peut attribuer au niveau établissement	1,22%		1,19%	
Introduction des variables établissement.				
σ^2_e	8,751***	0,1 32	8,469	0,092
σ^2_u	0,0683***	0,0218	0,0605***	0,017
Modèle complet : Part de la variance résiduelle que l'on peut attribuer au niveau établissement	0,77%		0,71%	
Nombre d'individus	14473		17040	
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

Tableau 5 *: Estimation des coefficients associés aux variables établissement 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%

Les écoles d'ingénieurs

Les rémunérations des diplômés des écoles d'ingénieurs sont généralement réputées comme très dispersées et relevant fortement d'effets établissement liés au prestige de l'établissement (Aeberhardt et Henriquez, 2005). A partir de l'enquête Génération 2004, des estimations ont été réalisées sur quatre échantillons de diplômés d'écoles d'ingénieurs pour essayer de mettre en évidence ces effets établissements et les comparer à ceux des universités. Un premier contient tous les diplômés sortants d'une école d'ingénieurs quelle qu'elle soit, les trois suivants correspondent aux échantillons décrits dans le tableau 3. Lorsque l'on estime un modèle vide (cf tableau 6), la part de la variance que l'on peut attribuer aux écoles varie entre 8,48% et 9,93%, ce qui est un peu plus important que pour les pour les universités. Toutefois, dès lors que l'on prend en compte certaines des caractéristiques des écoles, la part de la variance résiduelle attribuable aux écoles diminue. Cette part de variance résiduelle selon les échantillons, varie de 2,98% (tutelle du MENESR) à 5,40% (tutelle publique). Cependant, si l'effet résiduel est plus élevé dans les écoles d'ingénieurs que dans les universités, il n'est plus significativement différent de zéro. L'interprétation est délicate : le résultat peut s'expliquer par le nombre limité d'écoles dans notre échantillon et par l'absence des écoles les plus prestigieuses.

Tableau 6 *: Récapitulatif des composantes de la variance, Echantillons ingénieurs*

Variables	Variable individuelles seules		Ingénieurs Sur Concours		Ingénieurs Tutelle Publique		Ingénieurs Tutelle MENESR	
Variables	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^2_e	7,44***	0,557	7,62***	0,588	8,04***	0,64	8,19***	0,65
Modèle vide : σ^2_u	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^2_e	6,28***	0,478	6,39***	0,478	6,81***	0,552	6,86***	0,56
Modèle complet : σ^2_u	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	

Au niveau individuel, 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 de 7,2% à 7,9% pour les ingénieurs de la spécialité mécanique-électricité-électronique. En revanche, on ne note aucun effet significatif du type de bac obtenu, de la première inscription dans l'enseignement supérieur ou de l'origine sociale. Ce résultat peut s'expliquer par une forte homogénéité de notre échantillon. Ainsi, l'origine sociale conditionne l'accès aux formations d'ingénieurs et aux études longues de manière générale, mais, a moins d'effet, une fois l'étudiant diplômé. L'avantage salarial des hommes varie de 7,9% à 8,38%. Nous retrouvons enfin une forte significativité de la part des cadres et professions intermédiaires dans la population active, ce qui souligne la nécessité de contrôler des effets de territoire.

L'introduction des variables « établissement » conduit à des résultats relativement modestes quant à l'impact de ces variables sur l'insertion, peut-être du fait de la faiblesse d'un nombre d'écoles retenus finalement dans l'échantillon[10]. La variable indiquant la sélectivité de l'école a un effet légèrement positif : les étudiants diplômés d'une école plus sélective se verront mieux rémunérés ultérieurement. 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 : 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, relativement élevés dans certaines écoles (6000 euros et plus). 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.

[10] La règle d'au moins 5 diplômés par écoles fait baisser le nombre d'écoles présentes dans l'échantillon.

***Tableau 7** : Estimation des coefficients associés aux variables établissement, Echantillons ingénieurs*

Variables établissement		
Variables introduites	Estimation (10^{-2})	Ecart-type (10^{-2})
Séléctivité /Attractivité	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%

Les IUT

L'analyse des effets établissements pour les IUT a été effectuée sur deux échantillons : les DUT seuls, les DUT et licences professionnelles. L'estimation du modèle vide montre que la part de variance que l'on peut attribuer aux établissements est relativement faible et représente seulement 2%. L'estimation sur l'échantillon restreint aux seuls sortants de DUT ne peut donner lieu à l'analyse d'effet établissement : dès le modèle vide, la variance attribuable aux établissements n'est pas significative. Autrement dit, la valeur du DUT est très homogène entre les établissements : aucune spécificité salariale par IUT n'existe lorsque l'on tient compte des caractéristiques des diplômés et du marché local du travail. Ce résultat n'est guère étonnant dans la mesure, ou 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. Seul, le fait d'inclure les sortants d'un IUT avec une licence professionnelle rend l'effet établissement significatif : ce qui est cohérent avec le fait que les licences professionnelles développées notamment dans les IUT peuvent être beaucoup plus spécifiques aux établissements et à leur ancrage territorial (Gayraud et alii, 2008). La part de variance relative aux établissements n'est cependant que de 1,5%[11]. De plus, seule une variable concernant les établissements a un effet légèrement significatif sur la rémunération, la « part des enseignants chercheurs dans le personnel enseignant », ce qui peut suggérer 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, ce qui est cohérent avec la faiblesse globale de l'effet établissement.

[11] Un modèle a également été estimé en faisant varier l'effet de la licence professionnelle entre les établissements. L'effet n'a pas été significatif.

5. Conclusion

Ce travail avait pour objectif de proposer quelques éléments de réflexion concernant la mesure de l'effet propre que pouvaient avoir les établissements d'enseignement supérieur sur l'insertion de leurs diplômés. Le classement proposé dans l'enquête Master 2007 du Ministère a conduit à classer les établissements selon leur performance d'insertion supposée. La prise en compte des effets de structure liés à la composition des établissements et à la territorialisation des établissements conduit à remettre en question la pertinence du critère d'insertion retenu et surtout le classement qui a été publié.

Une autre manière de travailler sur des effets établissement est de proposer des analyses multi-niveaux en tenant compte des caractéristiques des individus et des établissements. Nos résultats issus de l'enquête Génération 2004 montrent 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'enseignement chercheur pour les IUT ou la part d'autofinancement pour les universités. De plus, pour les universités, la part des boursiers sur critères sociaux à 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. Au total, notre travail confirme l'extrême difficulté à évaluer les établissements en fonction de leur performance d'insertion professionnelle : les effets spécifiques aux universités sont extrêmement faibles même si l'analyse que nous avons proposée n'est pas exempte de critiques. Il serait surtout souhaitable de refaire ce travail à partir des données individuelles de l'enquête Master 2007 du MESR, qui permettrait de travailler sur un échantillon beaucoup plus représentatif et homogène au niveau des établissements. On pourrait ainsi tester la pertinence des effets établissements tels qu'ils ont été publiés.

Ces enjeux de la mesure comparée des universités face à l'insertion restent largement liés à l'incertitude entre moyens et résultats dans toute évaluation d'un système éducatif. On souhaiterait des réponses sans ambigüité, du type : tels moyens engagés, donc tels résultats obtenus. Rien n'est pourtant simple, il faut relativiser ; on retrouve sous d'autres formes l'expérience des indicateurs de résultats des lycées en France. Ces indicateurs de résultats des lycées, au baccalauréat, possèdent à l'usage une double fonction : rendre compte des résultats du service d'éducation et fournir des éléments pour aider à en accroître l'efficacité. Ce constat pose la question de l'équilibre entre le critère d'efficacité et celui de justice tel qu'il a été défini par Crahay (2000). Comme pour les lycées, on peut penser que l'établissement supérieur qui doit être mis en avant n'est pas celui où le taux d'insertion est favorable dans l'absolu pour une spécialité, mais celui où un étudiant de cette spécialité se verra mieux inséré sur le marché du travail compte tenu de ce à quoi il aurait dû s'attendre en fonction des ses origines socio familiales, de ses performances antérieures et de son auto estime.

Références

Aeberhardt R. et H. Henriquez (2005), « Ingénieurs diplômés : leurs salaires en 2004 », *INSEE Première*, n° 1054.

Aghion P. (2010). L'excellence universitaire et l'insertion professionnelle : leçons des expériences internationales, *2eme Rapport de la Mission Aghion à Mme la Ministre de l'Enseignement Supérieur et la Recherch*e, juillet 2010.

Annuaire des établissements d'enseignement supérieur 2004-2005 (ANETES), Direction de l'Enseignement Supérieur, MESR, Paris

Belfield C., Fielding A. (2001), « Measuring the relationship between resources and outcomes in higher education in the UK », *Economics of Education Review*, 20, 589-602.

Brewer D., E. Eide and R. Ehrenberg (1999), «Does it pay to attend an elite private college?», *Journal of Human Resources*, 33, 104-123

Chevalier A and G. Conlon (2003), «Does it pay to attend a prestigious university ? », *Centre for the Economics of Education, London School of Economics, DP 33*.

Brodaty T., G. Jacotin (2009). « Peut-on mesurer la valeur ajoutée d'une université? Les enseignements méthodologiques de la sectorisation francilienne », *Document de Travail, THEMA, Université de Cergy.*

Crahay M. (2000), L'École peut-elle être juste et efficace ?. De Boeck université, Bruxelles.

Di Pietro, G. D., Cutillo, A. (2006), «University Quality and Labour Market outcomes», Labour, 20(1), pp.37-62.

Gayraud L ed., Agulhon C, Bel M., Giret J.F., Simon G., Soldano C. (2008).- "Professionnalisation dans l'enseignement supérieur : quelles logiques territoriales ?". *Rapport* de recherche financé par l'UNSA et l'IRES.

Giret, J. F., Goudard M. (2007). «Effets établissement et salaires des diplômés des universités françaises», *Economie Publique*, 21, 2007-02, pp.125-153.

Giret, J. F., Goudard M. (2010). «Mesure des effets établissement sur le salaire des diplômés du supérieur», *Net.Doc n°72 du Céreq,* http://www.cereq.fr/pdf/Net-doc-72.pdf

Giret J.F., (2000), Pour une analyse économique de l'insertion professionnelle, Cnrs Editions. Paris.

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

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 du 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.

Hartog J., Sun Y., Ding X (2010) "University rank and bachelor's labour market positions in China", *Economics of Education Review,* 29(6), pp.971-979.

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

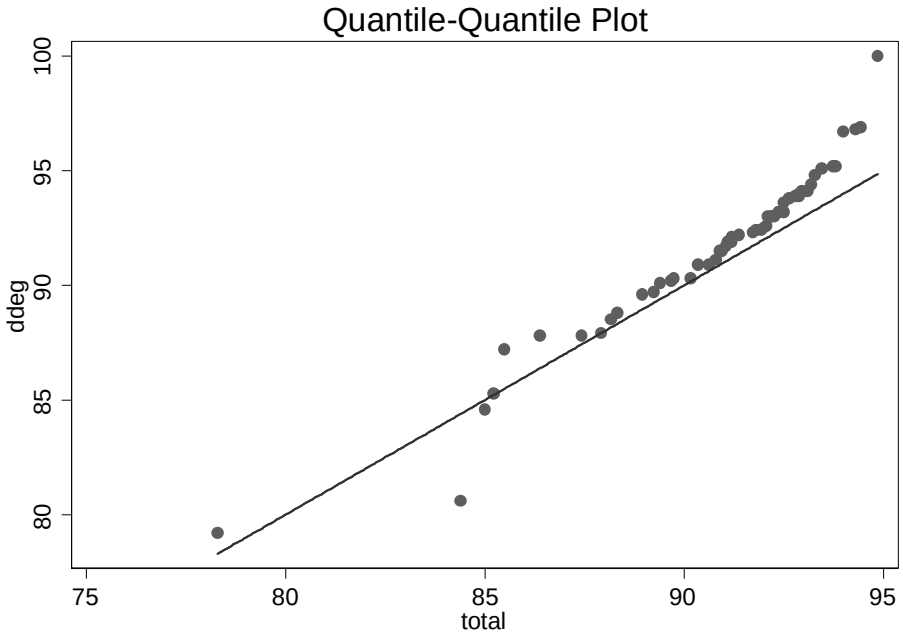
Note d'information 06.07*, Situation des doctorants en 2004*, Mars 2007, Ministère de l'éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche, Paris

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

Papon S. (2010), Effectifs universitaires en cursus master : universités et CUFR ; par discipline, diplôme préparé, année d'études, secteur disciplinaire, public, 2009-2010, *Tableaux Statistiques* n° 7106, pp. 1-516

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

Annexe 1



Graphique 1 : L'importance des extrêmes de distribution

Comparaison, au niveau de l'indicateur d'insertion des diplômés de master, du secteur Droit, économie gestion par rapport au total (ensemble des spécialités) de la répartition entre quantiles de la performance des établissements

Tableau 1 : Accès à l'emploi, distribution des principaux quantiles

	Ensemble	Grands Secteurs					Détail secteur DEG		
		sciences	DEG	SHS	Lettres, langues et arts		Droit	Economie	Gestion
1%	84,1	80,6	82,8	77,8	78,3		83,3	81,8	82,9
5%	85,3	84,2	87,2	84,1	78,3		83,9	81,8	85,7
10%	87,2	86,8	86,5	85,4	82,4		87,1	86,7	85,7
25%	89,7	89,9	87,8	86,7	83,8		87,1	90,1	90
50%	91,3	92,4	92,1	89,9	***86,8***		91,9	91,4	92,8
75%	92,9	93,9	94,1	94,5	87,1		92,3	92,3	96,9
90%	93,8	95,3	96,7	95,1	90		94,2	96,7	97,2
95%	94,3	97,8	96,9	96	91,5		96,9	96,7	97,4
99%	94,9	97,8	99,4	97,1	91,5		97,8	100	100
Etendue	6,7	8,5	**10,2**	9,7	7,6		7,1	10	11,5

	Sciences humaines et sociales			Sciences et techniques			
	Histoire et géographie	Psycho/socio	Communication	Sciences de la vie	Sciences fondamentales	Sciences ingénieur	informatique
1%	72,7	85,7	75	80,6	81,8	87,8	91,5
5%	73,3	85,7	75	80,6	86,4	87,8	94,3
10%	75,9	91,9	75	82,1	86,4	88,2	94,3
25%	83,3	93,3	86,7	86,7	89,4	91,2	96,8
50%	86,8	94,2	87,5	89,5	91,4	93,7	**96,8**
75%	87,8	96,3	88,3	91,9	95,3	96,2	98,1
90%	***88,5***	96,4	93,5	91,9	97,6	97,1	**98,8**
95%	92,3	96,7	96	93,6	98,1	97,1	98,8
99%	92,3	96,7	96	93,9	98,1	97,8	98,8
Etendue	12,6	4,5	**18,5**	9,8	11,2	8,9	4,5

Tableau : 2 Liaison et effets marginaux de variables territorialisées en rapport au taux d'insertion des diplômés.

Spécialité	**Chômage régional 19-24 ans**	**Chômage régional 19-24 ans féminin**	**Chômage départemental**	**Taux de création d'emploi 2005-8**	**Taux de croissance du PIB régional 2005-2008**	**Taux départemental diplômés de l'enseignement sup. 2007**	**Part des cadres en 2007 dans l'emploi régional**	**Mobilité vers Paris entre Licence et Maîtrise**
	moyenne 2005-2008							
Droit, éco et gestion	**-0,324 (52) 0,29 *****		**-0,563 (53) 0,23 *****			**0,153 (53) 0,11 ***		
Lettres, langues et arts								**-0,664 (18) 0,12 ***
Sciences et techniques	**-0,248 (46) 0,11 *****	**-0,179 (46) 0,10 ****						**-0,278 (46) 0,09 ***
Sciences de l'ingénieur				**0,789 (20) 0,24 *****	**1,212 (20) 0,22 *****	**0,385 (20) 0,36 *****		
Sciences fondamentales			**-1,701 (18) 0,59 *****				**0,165 (18) 0,23 ****	
Sciences de la vie						**0,250 (22) 0,11 ***		

note *: Les résultats sont présentés de manière synthétique sous un croisement entre les spécialités de Master concernées, en ligne, et la variable d'impact prise en compte en colonnes. Chaque case donne les renseignements suivants : le coefficient d'impact marginal estimé, haut gauche ; le nombre de d'universités prises en compte dans le test, haut droite ; la part de la variété expliquée par cette liaison, bas gauche et enfin le seuil de risque lié au rejet de ce lien, *** 1%, ** 5% ou * 10%.*

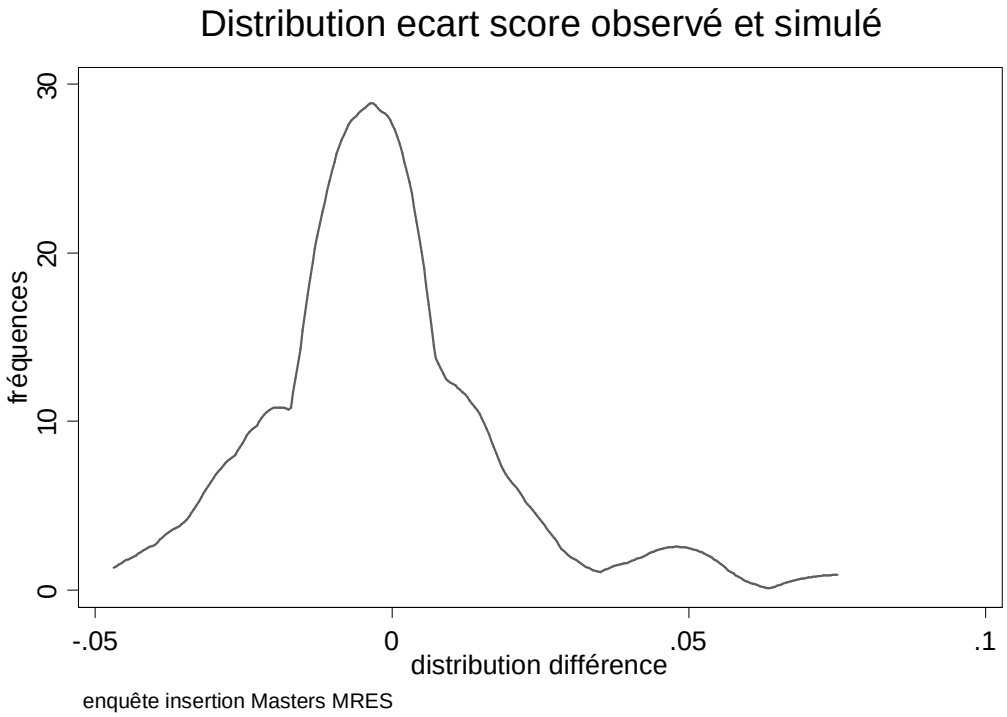
Tableau 2 bis : répartition des départements de formation suivant leur prise ou non en compte dans l'enquête MRES

	secteur DEG			Lettres et sciences humaines				Sciences et techniques			
	Droit	Economie	Gestion	Lettres, Langues et arts	Histoire et géographie	Psycho/socio	Communication	Sciences de la Vie	Sciences fondamentales	Sciences ingénieur	informatique
Départements Non présent	20	32	17	19	29	41	32	17	18	25	22
Non significatifs[1]	23	20	9	31	27	8	20	20	29	20	29
Non disponibles	0	1	0	0	0	0	0	0	1	3	0
Présents dans l'enquête	25	15	32	18	12	19	16	31	20	20	19
Présents dans Universités hors enquête	8	9		10	6	8	5	3	5	4	5
Nombre départements	56	44		59	45	35	41	54	55	47	53

Note : Près de 390 départements, dans les diverses universités françaises délivrent un ou plusieurs diplômes de Master, actuellement l'obtention d'un tel diplôme concerne presque 32% d'une génération. L'enquête sur l'insertion du MESP permet de suivre les masters de 227 départements. Si ceci correspond à 58% des départements universitaires, la pondération des résultats de l'enquête par les effectifs totaux nationaux de masters conduit à un taux de couverture de 63% des diplômés.

[1] En particulier les cas correspondants à des croisements où il y a au moins 30 répondants dans la case.

Graphique 2. Distribution entre écart observé et simulé.



Note : ce graphique présente la densité de distribution de la fonction de différence entre le score d'insertion observé pour chaque université à l'enquête MESR et celui simulé en appliquant à chaque spécialité de master délivré dans cette université le taux de réussite moyen sur l'ensemble des universités française.

Annexe 2 : 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 qui sont les suivants, 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 les 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 130ème. 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 préfèreront 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 prévu 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, quel que 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 3 : Effets des variables individuelles

Tableau 8 *: 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	*Réf*	
Série du Bac : Bac ES	*Réf*	
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	*Réf*	
Discipline : Sciences exactes	4,427*	2,548
Discipline : Economie/Gestion	5,150**	2,52
PCS père : Artisan,Commerçant, Chef d'entreprise	*Réf*	
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 9 *: Estimation des coefficients associés aux variables individuelles, Echantillons Ecoles d'Ingénieurs*

Variables individuelles	Variables individuelles seules		Ingénieurs Sur Concours		Ingénieurs Tutelle Publique		Ingénieurs Tutelle MENESR	
Variable	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 10 *: Estimation des coefficients associés aux variables individuelles, Echantillons Universités*

	Universités hors composantes autonomes		*Universités incluant composantes autonomes*	
Effet	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%

Annexe 4 : Quelques pistes de comparaisons internationales

Tableau 11. Comparaison du taux d'insertion des masters entre l'enquête MRES, à 30 mois, et l'enquête NSF, de 12 à 24 mois.

Spécialités	Etats-Unis	France
sciences économiques et gestion	76,9%	91,6%
Sciences fondamentales	87,0%	90,9%
Psychologie	92,7%	94,0%
Sciences humaines	93,8%	90,1%
Sociologie	85,2%	Non comparable
Sciences de l'ingénieur	88,6%	93,6%
informatique	88,1%	96,6%
sciences de la vie	84,5%	85,5%

Sources pour les Etats- Unis : National Science Foundation/Division of Science Resources Statistics, National Survey of Recent College Graduates, 2006, se reporter, pour plus de détail, aussi à : https://webcaspar.nsf.gov/nsf/srs/webcasp/data/gradstud.htm