



**HAL**  
open science

# PRODUCTION SCIENTIFIQUE, EXTERNALITÉS ET COMPÉTITION ACADÉMIQUE: APPLICATIONS MICROÉCONOMÉTRIQUES

Yann Kossi

► **To cite this version:**

Yann Kossi. PRODUCTION SCIENTIFIQUE, EXTERNALITÉS ET COMPÉTITION ACADÉMIQUE: APPLICATIONS MICROÉCONOMÉTRIQUES. Economies et finances. Université Lyon 2, 2015. Français. NNT: . tel-01333442

**HAL Id: tel-01333442**

**<https://shs.hal.science/tel-01333442>**

Submitted on 17 Jun 2016

**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.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NoDerivatives 4.0 International License

UNIVERSITÉ DE LYON - ECOLE DOCTORALE SCIENCES ECONOMIQUES ET GESTION

UNIVERSITÉ LUMIÈRE LYON 2

Groupe d'Analyse et de Théorie Economique

---

Thèse de Doctorat (NR) de Sciences Economiques

*Présentée et soutenue publiquement par*

**Yann KOSSI**

*le 3 décembre 2015*

en vue de l'obtention du grade de docteur de l'Université de Lyon

délivré par l'Université Lumière Lyon 2

---

PRODUCTION SCIENTIFIQUE, EXTERNALITÉS ET  
COMPÉTITION ACADÉMIQUE : APPLICATIONS  
MICROÉCONOMÉTRIQUES

---

*Directeurs de Thèse :*

**Jean-Yves Lesueur** - Professeur, Université Lyon 2

**Mareva Sabatier** - Professeur, Université Savoie Mont Blanc

*Jury :*

**Guy Lacroix** - Professeur, Université Laval, *Rapporteur*

**François-Charles Wolff** - Professeur, Université de Nantes, *Rapporteur*

**Jean-Louis Rullière** - Professeur, Université Lyon 1, *Examineur*

**Véronique Simmonet** - Professeur, Université de Grenoble II, *Examinatrice*

**Jean-Yves Lesueur** - Professeur, Université Lyon 2, *Directeur de thèse*

**Mareva Sabatier** - Professeur, Université Savoie Mont Blanc, *Directrice de thèse*



*La faculté n'entend donner aucune approbation aux opinions émises dans les thèses : ces opinions  
doivent être considérées comme propres aux auteurs*



# Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer mes remerciements les plus profonds à Jean-Yves Lesueur et Mareva Sabatier, qui ont encadré cette thèse. J'aimerais leur dire à quel point j'ai apprécié leur grande disponibilité, leur rigueur scientifique, des délais record de relectures de documents que je leur ai adressés. Au-delà des conseils scientifiques, j'ai été extrêmement touché par leurs qualités humaines d'écoute et de compréhension tout au long de ce travail de recherche. Je n'oublierai jamais leur soutien indéfectible et leurs encouragements.

Mes remerciements vont également à Nathalie Havet et Jean-Louis Rullière qui m'ont accompagné tout au long de cette thèse. Leurs conseils, suggestions, et remarques m'ont été très précieux pour l'amélioration de ce travail de recherche.

Je souhaite aussi remercier Marie-Claire Villeval, directrice du GATE pour m'avoir offert de bonnes conditions de travail pour la réalisation de mon projet de recherche.

Je remercie tout particulièrement Guy Lacroix qui m'a accueilli au sein du CIRPEE-Laval et m'encadré lors de mon séjour de recherche au Canada. Je lui dois beaucoup sur certains articles qui constituent les chapitres de ma thèse. Il a accepté de participer à mon jury de thèse. Qu'il trouve ici l'expression de ma profonde reconnaissance.

Je suis également très reconnaissant envers Bernard Fortin, Carlos Ordas Criado, Vincent Boucher, Sylvain Dessy, Nicholas-James Clavet, Steeve Marchand, Gaétane Marcoux et les autres membres du CIRPEE-Laval pour leur soutien et leurs encouragements lors

de mon stage au CIRPEE-Laval à Québec. Je remercie la région Rhône-Alpes qui m'a apporté un soutien financier pour ce stage de recherche au Canada.

Je souhaite également remercier François-Charles Wolff et Véronique Simmonet d'avoir accepté de participer à mon jury de thèse.

Mes remerciements s'adressent aussi à Sandrine Brunet pour sa disponibilité et sa gentillesse constante.

Je remercie très chaleureusement tous les membres du GATE, Stéphane Nou (pour l'aide en informatique et sa disponibilité jusqu'aux derniers instants), Nelly Wirth (pour la relecture de mes chapitres), Bruno Crevat, Aude Chapelon, Béatrice Montbroussous, Taï Dao, et Yamina Mansouri que j'ai eu beaucoup de plaisir à côtoyer durant ces quatre années de thèse.

J'adresse mes remerciements à mes collègues et amis Damien Cubizol (pour la relecture), Benjamin Monnery (pour des coups de main sur Stata), Andréa Bonilla, Pauline Gandré, Laurine Martinoty, Anca Mihut, Julien Azzaz, Zhixin Dai, Zhejin Zhao, Thibaud Mazerm, Thierry Kalisa, M'hamed Helitim, Giancarlo Musto et tous les autres doctorants dont le soutien m'a été si précieux.

Je remercie également mes amis de fac de Lomé qui sont à Lyon, Koffi Koutremon, Folly Kpodar et Yves Lakoussan pour leur encouragement et soutien.

Mes pensées vont également à ma famille et à mes proches qui ont souffert de mes absences longues et répétées. Je les remercie pour leur patience et leur soutien. Mille mercis à mes beaux parents et à ma cousine pour la garde de mes enfants.

Je ne remercierai jamais assez mes parents et mes sœurs qui m'ont toujours soutenu et encouragé tout au long de ce parcours universitaire. Je pense beaucoup à eux.

# Table des matières

<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
0.1 De l'économie de la connaissance à l'économie de la science : Faits stylisés et enjeux macroéconomiques . . . . .	1
0.2 Economie de la Science : Fondements théoriques et résultats empiriques	7
0.3 L'économie des ressources humaines : Mécanismes incitatifs et compétition académique . . . . .	11
0.4 La Prime d'Excellence Scientifique . . . . .	16
0.4.1 Modalité de sélection et quelques résultats . . . . .	16
0.4.2 Présentation de la base de données . . . . .	18
0.5 Objectif et enjeux de la thèse . . . . .	20
<b>1 Compétition académique et tournois séquentiels : une analyse économétrique du dispositif PES</b>	<b>29</b>
1.1 Introduction . . . . .	29
1.2 Fondements théoriques des mécanismes incitatifs . . . . .	33
1.3 Données . . . . .	36
1.3.1 La Prime d'Excellence Scientifique . . . . .	36
1.3.2 Analyses statistiques . . . . .	40
1.4 Modélisations économétriques . . . . .	43
1.4.1 Probit séquentiel sans sélection : modèle de base . . . . .	46
1.4.2 Probit simple avec équation de sélection . . . . .	47



1.5	Résultats . . . . .	50
1.6	Conclusion . . . . .	55
1.7	Annexe 1 : Effets marginaux moyens . . . . .	58
<b>2</b>	<b>Compétition académique et modes de production scientifique des économistes français</b>	<b>59</b>
2.1	Introduction . . . . .	59
2.2	Les déterminants de la production scientifique . . . . .	62
2.2.1	Cycle de vie de la production scientifique et contrôle du multitâche	62
2.2.2	Effets de voisinage, externalités de coopération scientifique et pression par les pairs . . . . .	64
2.3	Une base de données inédite : les candidatures à la PES 2009 et 2010 en économie . . . . .	68
2.3.1	Le contrôle des activités multitâches . . . . .	71
2.3.1.1	La production scientifique . . . . .	71
2.3.1.2	Les activités pédagogiques et administratives . . . . .	72
2.3.2	Le contrôle de l'environnement de la recherche . . . . .	73
2.4	Les résultats des estimations économétriques par quantiles . . . . .	75
2.5	Conclusion . . . . .	84
<b>3</b>	<b>Publish or teach ? The role of the scientific environment on academics' multi-tasking</b>	<b>87</b>
3.1	Introduction . . . . .	87
3.2	Model . . . . .	91
3.3	Data . . . . .	100
3.4	Estimations and discussion . . . . .	111
3.5	Conclusion . . . . .	116
3.6	Appendix 1 : Utility and profit functions . . . . .	118
3.7	Appendix 2 : Definition of the optimal research time . . . . .	119

3.8	Appendix 3 : General comparative static properties on technological parameters . . . . .	122
3.9	Appendix 4 : The moral hazard equilibrium properties . . . . .	123
<b>4</b>	<b>Do peer-effects abilities affect portfolio choice ? The case of French Economics Professors</b>	<b>125</b>
4.1	Introduction . . . . .	125
4.2	The data . . . . .	130
4.2.1	The publications portfolio . . . . .	132
4.2.2	Determinants of portfolio choice . . . . .	136
4.3	Econometric methods . . . . .	143
4.3.1	Modelling publication counts . . . . .	143
4.3.2	Modelling fractional responses . . . . .	145
4.4	Results . . . . .	146
4.4.1	Analysis of high quality and low quality publications . . . . .	146
4.4.2	Analysis of portfolio allocation . . . . .	151
4.5	Conclusion . . . . .	155
4.6	Appendix : Parameter estimates for two-stage instrumental variables approach . . . . .	157
	<b>Conclusion générale</b>	<b>159</b>



# Liste des tableaux

1.1	Représentativité de l'échantillon par corps et par sexe . . . . .	38
1.2	Statistiques descriptives des variables . . . . .	39
1.3	Différences de moyennes entre les promus et les non promus de la première étape de la compétition . . . . .	41
1.4	Différences de moyennes entre les candidats et les non candidats à une nouvelle compagnie après un premier échec . . . . .	42
1.5	Différences de moyennes entre les promus et les non promus de la seconde étape de la compétition . . . . .	43
1.6	Déterminants des décisions de promotion et de participation aux campagnes PES . . . . .	51
1.7	Effets marginaux moyens des déterminants des décisions de promotion et de participation aux campagnes PES . . . . .	58
2.1	Représentativité de l'échantillon . . . . .	69
2.2	Statistiques descriptives des variables . . . . .	70
2.3	Résultat des estimations économétriques par quantiles . . . . .	77
3.1	The principal-agent problem : a synthesis . . . . .	94
3.2	Comparative static properties : impact of theoretical parameters on $t^*$ and $1 - t^*$ . . . . .	99
3.3	Sample and population of French economics professors . . . . .	101
3.4	Variables and descriptive statistics . . . . .	103

3.5	Effects of the institutional context on professors' tasks . . . . .	113
4.1	Population and sample of French full professors in economics (CNU 05)	131
4.2	Descriptive statistics of the professors' publications (2009-2011) . . . . .	133
4.3	Simple correlations between the different quality classes of journals . . .	133
4.4	Variables and descriptive statistics . . . . .	137
4.5	Parameter estimates for univariate and bivariate negative binomial models	147
4.6	Parameter estimates for the proportions of high quality journals by OLS, QML and Beta-ML . . . . .	153
4.7	Parameter estimates for two-stage instrumental variables approach . . .	157

# Listes des figures

1.1	Le processus séquentiel . . . . .	37
1.2	Le modèle séquentiel . . . . .	44
2.1	Distribution par classe de l'IPS et loi de Lotka . . . . .	72
3.1	Stock of knowledge capital and time allocation in research activities of generalists . . . . .	98
3.2	Distribution of the scientific production index . . . . .	105
3.3	Distribution of the teaching and administrative hours . . . . .	107
3.4	Distribution of tasks scores according to scientific and pedagogical contexts	110
4.1	Distribution of publication records in each quality tier of journals . . . . .	134
4.2	Distribution of the proportions of high quality publications . . . . .	135
4.3	Statistical relationship between teaching including service loads and refereed journals . . . . .	138
4.4	Statistical relationship between teaching including service loads and proportions of high publications . . . . .	139
4.5	Distribution of the quality tiers of publications among ranked universities	141
4.6	Distribution of the proportions of high publications among ranked universities . . . . .	142



# Introduction générale

## 0.1 De l'économie de la connaissance à l'économie de la science : Faits stylisés et enjeux macroéconomiques

Les travaux précurseurs de Nelson [1959] ont souligné le caractère stratégique de la recherche scientifique. Celle-ci constitue un préalable à toute production de connaissances, qui permet ensuite le développement des inventions et des innovations (Jaffe, [1989], Mansfield [1991]). Développer la recherche scientifique constitue donc une source essentielle de progrès technique, facteur déterminant de la croissance économique (Romer [1990]). Pour autant, stimuler la recherche et donc la production de connaissances se heurte à une difficulté majeure. Cette production de connaissance possède en effet des caractéristiques très spécifiques : il s'agit d'un bien public, non-rival et non appropriable, donc source d'externalités (Arrow [1962]). Ces externalités peuvent alors réduire les incitations à la recherche et à l'innovation provenant des mécanismes de marché (Klette et al. [2000]). Les travaux de Merton [1957] et Zuckerman [1977] montrent également que des mécanismes incitatifs autres que ceux issus des marchés, tels que la reconnaissance scientifique par sa communauté, l'obtention des prix et distinctions scientifiques, peuvent encourager les chercheurs à produire des connaissances nouvelles et à les diffuser.

Si les travaux de Nelson [1959] et Arrow [1962]) ont bien défini les enjeux liés à la recherche scientifique, l'idée du rôle de cette recherche dans la croissance économique



n'est pas nouvelle. Adam Smith [1776] est très probablement le premier à mettre en relation de manière explicite la connaissance scientifique et la croissance économique. Schumpeter [1911] montre d'ailleurs que les grappes d'innovations qui se sont succédées après la Révolution Industrielle ont marqué une véritable rupture technologique. En particulier, en mettant en évidence le rôle de l'innovation dans le système économique sous l'impulsion d'un entrepreneur, il conclut que l'innovation peut générer des effets d'externalités dans l'économie en termes de créations de nouvelles activités. Aussi, on trouve déjà chez Schumpeter l'intuition des externalités de la connaissance puisque sa conception dynamique du processus concurrentiel justifie l'existence de monopole temporaire, voire parfois son maintien dans un processus de concurrence par les innovations.

Ainsi, au lendemain de la seconde Guerre Mondiale, une attention toute particulière a été portée aux enjeux du développement et de la croissance économique (Metcalf [1987]). Les performances à l'innovation deviennent de fait une préoccupation majeure des pays industrialisés. Bon nombre d'entre eux ont massivement investi dans la recherche et développement. La forte croissance économique observée après la seconde guerre s'est formée à partir d'un double processus. Un petit nombre de ces pays industrialisés, au premier rang desquels figuraient les Etats-Unis qui se situaient à la frontière technologique, attendait de la recherche fondamentale et de la recherche appliquée la découverte de nouveaux procédés et processus. Ceux qui étaient plutôt engagés dans un processus de rattrapage des méthodes relatives à la production de masse ne s'orientaient vers une politique active d'innovation que dans le cadre des programmes publics de la défense nationale. Ces observations illustrent concomitamment une succession linéaire entre les avancées scientifiques, les innovations et les performances économiques et un processus de rattrapage en termes de recherche et développement.

Mais à partir des années quatre-vingt, les tendances observées ne confirment pas les prédictions théoriques. L'accroissement des dépenses de recherche et développement et l'augmentation tendancielle du nombre des chercheurs et ingénieurs aux Etats-Unis n'a

pas entraîné une croissance de la productivité globale des facteurs escomptée. De plus, la plupart des pays en voie de développement était loin de converger vers les niveaux de productivité des pays développés. Et, enfin le Japon était parvenu à la frontière technologique sans pour autant disposer du fort potentiel scientifique des États-Unis. Ces observations empiriques qui renforcent les faits stylisés de Kaldor [1956] confirment l'existence d'une convergence « conditionnelle » des régimes de croissance des économies, voire l'existence de « clubs de convergence ». Elles ont suscité un regain d'intérêt pour la construction d'une nouvelle théorie de la croissance susceptible de mieux rendre compte d'une hétérogénéité des états réguliers.

Ainsi, vers le milieu des années quatre-vingt, les travaux de Romer [1986, 1991] et de Lucas [1993] ont marqué le début de la nouvelle théorie de la croissance endogène. Cette littérature met l'innovation et les effets d'interactions source d'externalités au cœur du processus de la croissance économique. L'innovation par le progrès technique n'est plus exogène comme le prédit le modèle néo-classique (Solow [1956]) mais plutôt endogène puisqu'elle contribue à de nouvelles connaissances qui favorisent à leur tour la production de nouvelles connaissances (obtention de nouveaux procédés et produits). L'un des apports marquants de cette littérature est de montrer que la loi de décroissance de la productivité qui anime le régime d'accumulation du capital du modèle de Solow, peut être compensée grâce aux externalités issues de l'accumulation du stock de connaissances (techniques et/ou humaines) de la collectivité. Le régime de croissance régulier qui en résulte est alimenté par les externalités issues des interactions entre ces différents processus d'accumulation et d'innovation. Le niveau du stock de connaissances accumulé à un moment donné du temps génère un effet seuil en ce sens qu'il conditionne la trajectoire de croissance de l'économie soit vers un sentier vertueux, soit vers une trappe à sous-développement (Becker *et al.* [1990]).

La densité des modèles de croissance endogène que la littérature a générée vers la fin des années quatre-vingt dix, se différencie par les canaux à travers lesquels les exter-

nalités de croissance (associées ou pas à des rendements croissants) sont véhiculées. Ces travaux évoquent notamment le capital physique (Romer [1986], De Long et Summer [1992]), les infrastructures publiques (Aschauer [1989], Barro [1991]), le capital humain (Lucas [1988], Mankiw *et al.* [1993]), les effets d'expérience par la production (Lucas [1993]) comme principaux canaux de transmission des externalités. Ces canaux offrent une série de pistes en matière d'orientation des politiques publiques. Par exemple une politique publique qui s'attache plutôt à la production de nouvelles connaissances à partir de connaissances anciennes cherchera à traiter prioritairement les questions relatives à la mobilité des chercheurs, la qualité de l'éducation et de la formation, l'insertion dans les réseaux de recherche internationaux et surtout l'investissement dans le capital humain. Ce dernier est d'ailleurs la variable clé de l'innovation (Lucas [1988], Acemoglu [1996]).

Les efforts coordonnés entrepris dans les pays industrialisés en faveur de la recherche fondamentale et appliquée en fournissent la preuve. En effet, depuis le dernier Conseil européen en juin 2010, l'Union européenne et ses états membres ont adopté la Stratégie Europe 2020 de coordination des politiques européennes visant « *une croissance intelligente, durable et inclusive* ». Plus en amont, le nouvel objectif affiché par la Stratégie de Lisbonne de mars 2000, est de faire de l'Union européenne « *l'économie de la connaissance la plus compétitive et la plus dynamique du monde, capable d'une croissance économique durable accompagnée d'une amélioration quantitative et qualitative de l'emploi et d'une plus grande cohésion sociale* ».

Dans le prolongement de la Stratégie de Lisbonne, l'objectif fixé par les Etats membres de l'Union européenne en 2002 est d'affecter d'ici 2010 3% de leur PIB à la recherche et développement. Ces déclarations d'intentions témoignent de l'intérêt que ces pays accordent aux effets macroéconomiques attendus de la recherche et de la diffusion de la connaissance. Dans les faits, plusieurs études statistiques éclairent sur les moyens consacrés à la recherche aussi bien en France que dans les autres pays industrialisés. En France,

entre 1982 et 2012, la dépense intérieure de recherche et développement a quasiment doublé pour atteindre 2.23% du PIB en 2012, soit environ 46.5 milliards d'euros<sup>1</sup>. Bien qu'elle soit en deçà de l'objectif de 3% du PIB fixé par l'Union Européenne, la France se place à la 5e position parmi les six pays les plus importants en termes de dépense intérieure de recherche et développement (DIRD) de l'OCDE. La France se situe derrière la Corée du Sud (4.4%), le Japon (3.4%), l'Allemagne (3.0%) et les Etats-Unis (2.8%) mais devant le Royaume-Uni (1.7%). Au sein de l'Europe, la Finlande (3.6%) et la Suède (3.4%) sont des pays qui mobilisent la plus importante part de leur PIB à la recherche et développement. Ainsi ces investissements en connaissance, dont l'accumulation de capital humain constitue le moteur, favoriseraient la croissance et le développement économique.

Dans cette optique, la plupart des pays européens se sont engagés dans les réformes de l'enseignement supérieur et de la recherche pour renforcer la compétitivité internationale de leurs institutions académiques. En France, ces réformes visent en tout premier lieu à stimuler la création de grands pôles d'excellence de formation et de recherche par concentration spatiale des compétences. Mais, il s'agit aussi d'instaurer dans le système académique l'évaluation des performances individuelle et collective en matière de production scientifique. La mise en place des instances, comme l'AERES (devenue le HCERES en 2013) pour l'évaluation des établissements et des unités de recherche et de formation, de l'ANR en 2005 pour l'aide au financement de la recherche, et la reconnaissance officielle du statut de l'enseignant-chercheur « produisant », traduisent la volonté des pouvoirs publics de doter la France d'outils d'évaluation de qualité et de moyens efficaces pour favoriser la recherche. Outre ces réformes, la loi n° 2007-1199 du 10 août 2007 relative aux « Liberté et Responsabilité des Universités » inaugure le passage à l'autonomie de toutes les universités françaises. L'un des enjeux de cette loi est d'assurer le transfert de compétences de l'Etat au profit des universités dans la gestion

---

1. La dépense intérieure en recherche et développement est de 2,15% en 2009, 2,18% en 2010 et de 2,19% du PIB en 2011 selon la source de MENESR-DGESIP/DGRI-SIES.

des ressources humaines, la gestion financière et enfin dans les pratiques de bonne gouvernance. Ce transfert de compétences implique la mise en place, au niveau des établissements comme des unités de recherche, des dispositifs incitatifs pour soutenir la production scientifique. Ces dispositifs doivent favoriser des financements à l'activité et à la performance, des appels à projet et renforcer l'évaluation de la production scientifique.

Le rapport d'Aghion [2010] soutient l'orientation des réformes entreprises pour stimuler la production scientifique dans l'enseignement supérieur et de la recherche. Ce rapport indique en substance que l'excellence académique est un facteur important de la croissance potentielle des pays développés. Plus particulièrement, il montre sur les données américaines et européennes, une corrélation positive entre la production scientifique et le degré d'autonomie des universités d'une part, et d'autre part, une relation positive entre la production scientifique et la dépendance vis-à-vis des ressources provenant des appels à projets.<sup>2</sup> Ainsi, pour stimuler la qualité de la recherche et renforcer la compétitivité des universités françaises au niveau mondial, le rapport recommande la coordination de trois leviers : le renforcement de l'autonomie des établissements, l'accroissement significatif des moyens et le recours aux incitations dans l'attribution des fonds de recherche aux établissements.<sup>3</sup> Ce rapport précise entre autre que l'investissement dans l'éducation et la recherche (l'économie de la connaissance) dans le système d'enseignement supérieur des pays développés, est d'autant plus utile que l'économie de ces pays est proche de la frontière technologique<sup>4</sup>.

---

2. Le coefficient de corrélation entre la production scientifique et le degré d'autonomie en Europe est de 78,5 (p-value <0,001), celui entre la production scientifique et le degré d'autonomie aux Etats-Unis est de 50,3 (p-value =0,027). Enfin, le coefficient entre la production scientifique et la dépendance vis-à-vis des ressources provenant des appels à projets pour l'Europe et les Etats-Unis est de 6.5 (p-value<0,001) (Aghion *et al.* [2009]).

3. Le rapport indique que la mise en œuvre de ces trois leviers devrait se traduire par un impact économique à court terme avec un effet très significatif au bout d'une dizaine d'années.

4. Un pays est proche de la « frontière technologique » lorsque la plupart de ses secteurs d'activité bénéficie d'un niveau le plus avancée de la recherche technologique. Cette frontière est essentiellement déterminée par les Etats-Unis depuis la seconde guerre mondiale. En particulier, Aghion et Cohen [2004] montrent que les pays les plus avancés donc proches de la frontière technologique, devraient mettre l'accent sur l'innovation en concentrant leurs efforts en matière d'éducation sur l'enseignement supérieur, la passerelle entre celui-ci et la recherche. En revanche, pour les pays loin de cette frontière ils soulignent qu'ils devraient préférer l'imitation et le rattrapage en concentrant leurs efforts et moyens financiers sur

Si l'impact macroéconomique de la Science sur la croissance économique a été très souvent mis en évidence dans la littérature, l'étude des comportements des scientifiques reste beaucoup plus limitée. Or, l'analyse de ces comportements saisie au niveau microéconomique pourrait expliquer la dynamique de la croissance économique des pays. Un champ spécifique de la littérature s'est ainsi progressivement développé pour analyser les mécanismes de la production scientifique et étudier ses déterminants : l'Economie de la Science (Stephan [1996]).

## **0.2 Economie de la Science : Fondements théoriques et résultats empiriques**

L'Economie de la Science a pour objectif d'évaluer l'impact de la Science sur les avancées technologiques, d'étudier le comportement des chercheurs et d'analyser l'efficacité ou l'inefficacité des institutions scientifiques (Diamond [2008]).

L'Economie de la Science peut trouver l'une de ses origines dans la théorie du capital humain (Becker [1964]). Dans ses travaux, Becker [1964] montre que l'investissement dans le capital humain est un facteur important de la productivité des chercheurs. Mais, les travaux concernant la production scientifique ne modélisent pas de façon explicite les comportements des chercheurs et des institutions. Ils s'intéressent plutôt aux déterminants de la production scientifique des chercheurs. Quelques travaux théoriques (McDowell [1982] et Diamond [1986]) s'appuient sur la théorie du capital humain pour étudier la production scientifique des chercheurs. En effet, l'accumulation des connaissances sous forme de capital humain représente un facteur de production de l'activité de recherche. La théorie conclut d'ailleurs à une décroissance de la productivité des chercheurs au cours de leur cycle d'activité. Deux explications concernant cette tendance à la

---

l'enseignement primaire et secondaire. La France étant proche de la frontière technologique après une phase de rattrapage aurait donc intérêt à concentrer ses efforts financiers en matière d'éducation sur l'enseignement supérieur pour affronter les contraintes de concurrence et de compétitivité.

baisse de la productivité au cours du cycle d'activité des chercheurs sont données par la théorie du capital humain. Une première consiste à supposer un taux de dépréciation du capital humain au cours du temps (McDowell [1982] et Diamond [1984]). Une seconde explication proposée par Levin et Stephan [1991] consiste à inclure dans la fonction objectif des chercheurs, des paramètres de satisfaction autres que les salaires qu'ils tirent de la réussite de leur activité scientifique.

Plusieurs études empiriques confirment ces prédictions théoriques (McDowell [1982], Simonton [1988], Diamond [1986], Stephan et Levin [1988, 1992]). En particulier, McDowell [1982] trouve, en estimant le taux de dépréciation de la connaissance dans divers champs de recherche, que le coût d'opportunité d'être promu comme directeur de département à partir de la mi-carrière est plus faible pour les chercheurs qui sont dans les domaines à forte dépréciation de connaissance. Il montre aussi des différences de productivité associées au genre. Selon McDowell [1982], les femmes, en anticipant les interruptions d'activité de recherche à l'occasion des naissances, auront tendance à choisir les disciplines comme les sciences humaines où le capital humain se déprécie le moins rapidement possible. Diamond [1986] montre dans le cas des mathématiciens américains, que leur volume de publications tend à décroître dans le temps. Cependant, cette baisse continue de la production scientifique ne semble pas affecter toutes les disciplines. Stephan et Levin [1997] observent plutôt un pic de production scientifique entre 35 et 50 ans dans les domaines de la biologie et de la physiologie.

Or, tous ces travaux présentent des limites importantes quand il s'agit d'expliquer les différences de trajectoires de productivité des chercheurs. Or, les travaux empiriques en Economie de la Science ont mis en évidence l'existence d'une distribution fortement inégale de la production scientifique entre les chercheurs, dénommée loi de Lotka [1926]. Ainsi, un petit nombre de chercheurs publie beaucoup alors qu'un grand nombre de chercheurs publie peu. Narin et Breitzman [1995] et Gay *et al.* [2008] retrouvent l'existence de cette loi statistique dans le cas des inventeurs prolifiques et la production

des brevets. Un second fait stylisé mis en évidence concerne l'observation régulière d'un cycle de vie de la production scientifique des chercheurs en lien avec des facteurs plus institutionnels comme les perspectives de recrutement ou de promotion (Rauber et Ursprung [2008], Lissoni *et al.* [2011], Lesueur [2012]). L'effort de production scientifique serait donc plus élevé en début de carrière des chercheurs et diminuerait une fois atteint le niveau de promotion désiré. Or, l'observation conjointe et régulière de la loi de Lotka et du cycle de vie de la production scientifique pourrait être expliquée aussi par l'environnement de la recherche si l'on se réfère à la littérature théorique. Les effets d'externalité de l'environnement de recherche pourraient rendre compte de dynamiques individuelles de production scientifique « typées » comme de l'inégale distribution de production scientifique entre les chercheurs (Hansen et al. [1978]).

Stephan [1996] montre que les facteurs collectifs (effets de concentration des compétences et effets d'externalité associés à l'environnement de recherche des chercheurs) contribuent de manière très significative aux trajectoires individuelles de production scientifique. D'autres travaux confirment l'impact de la qualité de l'environnement de recherche sur la production scientifique (Cole et Cole [1973], Long et McGinnis [1981], Allison et Long [1990]). En particulier, Allison et Long [1990] montrent que l'effet de l'environnement de recherche sur la productivité des chercheurs peut être expliqué par deux mécanismes complémentaires. Premièrement, les départements prestigieux attirent les chercheurs les plus talentueux ; cette première explication suppose une inégale distribution des talents entre les chercheurs (Carayol [2006], Lesueur [2012]). La seconde explication suggère l'existence d'un traitement inégalitaire des chercheurs au cours de leur carrière imputable à leur environnement de recherche. Ainsi les chercheurs les plus réputés parce qu'ils ont été productifs vont pouvoir bénéficier des conditions plus favorables que les autres, ce qui favoriserait une plus grande productivité de l'effort (Carayol 2006)]. Ce processus cumulatif qui serait à l'origine de ces différences de productivité



est connu sous le nom «Effet Matthieu»<sup>5</sup> (Merton [1968]).

Dasgupta et David [1994] soulignent que les effets de réputation des institutions académiques déterminent leur motivation et orientent leur comportement dans le processus de production de connaissances. Garvin [1980] confirme que le prestige est un facteur important de la fonction d'utilité des institutions académiques et des chercheurs car il améliore leur valeur de marché et la réputation de toutes les unités qui leur sont rattachées. Ainsi, la réputation du chercheur est étroitement liée à celle de l'institution de rattachement qui signale ses capacités par la diffusion de sa production scientifique. Cette relation de réciprocité en matière de réputation qui lie les institutions et les chercheurs, pourrait donc expliquer la mobilité de ces derniers. Les résultats de Ault *et al.* [1979, 1982] portant sur la mobilité des chercheurs semblent confirmer cette analyse. En étudiant la trajectoire de carrière de plus de 3800 économistes ayant soutenu leur thèse aux Etats-Unis, ils montrent que la qualité de l'institution académique dans laquelle ils ont réalisé leurs études et la qualité de celle où leur thèse a été préparée déterminent la qualité de l'institution de leur premier poste académique. Ainsi, les chercheurs qui ont manifesté un niveau élevé de production scientifique passée vont bénéficier des postes offrant le plus haut niveau de productivité associée (Carayol [2006]).

Ces effets de réputation constituent la principale raison de diffusion des connaissances des institutions. Mais cette diffusion de connaissances, tout en révélant les capacités de l'institution émettrice, permet d'intégrer des réseaux de production de connaissances. On retrouve d'ailleurs ces formes diverses de réseaux au niveau individuel ou collectif au sein des institutions académiques. Au niveau individuel, l'effet de réseau se manifeste par la coopération (co-publication) entre les chercheurs tandis qu'au niveau collectif, il prend la forme de partenariats qu'entretiennent les différentes institutions dans le but d'échanger les connaissances internes de ce réseau et ainsi accroître la production

---

5. Merton[1968] fait référence à un passage de l'Évangile selon Matthieu où il est énoncé : « *Car celui qui a reçu encore, et il sera dans l'abondance, mais celui qui n'a rien se fera enlever même ce qu'il a* ».

de nouvelles connaissances de chacun des membres du réseau. Dans cette logique d'optimisation de la production et de la diffusion de nouvelles connaissances, Polanyi [2000] trouve que les institutions académiques peuvent être assimilées à un « marché efficace d'idées ». Weisbrod [1989, 2009] et Holtmann [1988]) considèrent pour leur part l'université comme un organisme à but non lucratif. Ils montrent que cette particularité est bien souvent source d'inefficacités dans les allocations des ressources au sein du système académique. L'efficacité des institutions a été particulièrement analysée par Ault *et al.* [1979] et Becker [1979] qui montrent que certaines universités seraient plus enclines à soutenir l'activité de recherche que l'enseignement parce qu'elle est plus facile à évaluer.

Mais, en focalisant l'éclairage sur la seule activité de recherche, l'Economie de la Science a très longtemps ignoré le caractère multidimensionnel de l'activité des enseignants-chercheurs. Elle ignore également la forme très hétérogène de la production scientifique et des effets de la compétition académique sur la productivité des chercheurs et des enseignants-chercheurs. Or, dans le contexte particulier des enseignants-chercheurs, la compréhension de leur choix d'activités, de mobilité et d'affectation vers l'institution académique à laquelle ils appartiennent, requiert la prise en compte des spécificités de leur métier et des mécanismes d'incitation et de promotion de leur environnement de travail. La mobilisation de l'économie des ressources humaines permet à ce niveau de répondre à cette dimension particulière du métier des enseignants-chercheurs.

### **0.3 L'économie des ressources humaines : Mécanismes incitatifs et compétition académique**

L'économie des ressources humaines vient compléter ce champ inexploré par l'économie de la science en apportant des éclairages en matière de gestion des ressources humaines. Cette discipline, dont l'un des fondateurs est Lazear [1998], étudie l'influence des incitations sur les ressources humaines. En particulier, l'économie des ressources

humaines cherche à analyser l'impact des asymétries d'informations dans la relation d'emploi pour définir les modes de management des ressources humaines les plus efficaces. Le fondement théorique de l'économie des ressources humaines repose sur la théorie des incitations. Lazear [1998] la présente d'ailleurs comme une sous-discipline de la théorie des incitations appliquée aux questions de gestion des employés.

Fondamentalement, la théorie des incitations aborde les situations d'interactions stratégiques dans le contrat de travail en tenant compte des problèmes d'asymétrie informationnelle, de contrôle hiérarchique et de délégation d'autorité. Le cadre d'analyse de cette théorie est la relation d'agence. Elle est caractérisée par les risques de captures privées de rentes informationnelles et de diverses interactions stratégiques. Le principal (l'employeur), généralement mal informé sur l'action de l'agent ou de sa qualité, doit alors proposer un menu de contrats suffisamment attractif pour inciter l'agent (bénéficiaire de la rente informationnelle) à agir dans son intérêt et pour le bien-être collectif (Lazear [1986]). Ainsi, l'impossibilité pour le principal d'observer l'effort de l'agent le conduit à considérer sa moralité dans la tâche qui lui est confiée comme aléatoire. L'introduction de contraintes incitatives dans le contrat lui permet, au prix d'une légère distorsion de prix, d'assurer un optimum de second rang en mobilisant de manière plus efficace les ressources humaines.

Les premières modélisations de l'économie des ressources humaines reposent sur des contrats dits explicites ou formels - c'est-à-dire des contrats dont les variables sont observables par un tiers comme par les systèmes de rémunérations à la pièce. Mais, dans les années quatre vingt, la reconnaissance des talents et de l'effort des agents a induit une nouvelle perception du produit de la relation. La performance de l'agent dépend de l'effort inobservable par le principal et d'un aléa totalement exogène.<sup>6</sup> Mais, rétribuer les agents sur la base de leur performance individuelle suppose que leur travail soit bien évalué, c'est-à-dire que l'on dispose des indicateurs de mesure de leur effort et/ou des

---

6. Cet effort est observable par un tiers mais à des coûts prohibitifs.

résultats de leur effort. Le choix des critères de mesure de performance constitue donc un défi majeur puisque l'évaluation reste un enjeu social (Richardson [1999]).

L'application de cette grille de lecture à l'évaluation des performances individuelles des enseignants-chercheurs soulève de nombreuses difficultés tenant à deux caractéristiques de l'activité des chercheurs : 1) leur activité est multitâche ; 2) les chercheurs travaillent en équipe.

- 1) La diversité de l'activité productive des enseignants-chercheurs complique son évaluation et la mise en place des mécanismes incitatifs. Dans ce contexte de multitâche, les enseignants-chercheurs choisissent d'allouer leurs efforts de manière indifférenciée aux différentes tâches selon les bénéfices relatifs associés à l'exercice de ces tâches, les motivations intrinsèques, mais aussi selon le caractère substituable ou complémentaire de ces différentes tâches (Dewatripont *et al.* [1999], Larré [2009]). Dans cette logique, la récompense d'une tâche ou d'un ensemble de tâches peut les inciter à différencier leur effort en s'investissant plus dans les tâches qu'ils estiment rentables (Holmström et Milgrom [1990]). Une des conséquences de ce mode de rémunération est la spécialisation des tâches (Hannaway [1992]). Cette spécialisation se trouve renforcée lorsque les tâches exercées sont substituables - c'est-à-dire que l'exercice d'une tâche se fait aux dépens d'une autre.
- 2) Le travail en équipe complique lui aussi la mesure de la production scientifique et la mise en application des dispositifs incitatifs. La mise en place d'un schéma incitatif dans le cadre d'une production collective peut engendrer des effets pervers inattendus. Deux situations peuvent être envisagées. Dans un premier cas, l'output du groupe est observé, mais il n'est pas possible de déterminer la contribution individuelle dans cette production collective. Ainsi, l'impossibilité d'observer la contribution individuelle est propice au comportement de « passager clandestin ». Dans le deuxième cas, les contributions individuelles sont parfaitement observées mais le résultat individuel dépend de l'action des autres membres de l'équipe. Un mécanisme incitatif individuel dans le cadre du travail en équipe va entraîner

la cessation de collaboration puisqu'il augmente le coût marginal de l'effort de coopération (Milgrom et Roberts [1997]).

Ces éléments soulignent les difficultés inhérentes à l'évaluation des enseignants-chercheurs du fait des spécificités de leur métier. Ils montrent également la difficulté de mise en place des dispositifs incitatifs et de compréhension des comportements des enseignants-chercheurs qui sont aussi souvent guidés par les motivations intrinsèques et des incitations extrinsèques (Frey et Oberholzer-Gee [1997], Frey *et al.* [1999]). Mais, s'il est difficile d'évaluer les performances absolues des individus, il est en revanche relativement plus facile de les comparer entre individus exerçant le même métier. Telle est en substance la logique des modèles de tournois.

En effet, les tournois sont adaptés à la situation dans laquelle les agents sont averses au risque et tout particulièrement lorsque le risque commun est plus important que le risque individuel. La performance relative a l'avantage d'éliminer l'incertitude commune et permet ainsi de mieux révéler la contribution individuelle (Holmström [1982]). Or, l'un des problèmes de la mise en incitation des enseignants-chercheurs est la difficulté d'évaluer leur performance. Ce système de rémunération peut s'avérer utile dans un contexte de choix délicat des indicateurs de mesure de la production scientifique. Les mécanismes fondés sur l'évaluation de la performance relative sont aussi flexibles. En principe, tout changement de l'environnement de production entraîne une modification des systèmes d'incitation du fait de l'incomplétude des contrats de travail. La performance relative s'affranchit de tout choc externe qui viendrait modifier l'environnement productif et donc les termes de contrats préalablement établis.

Toutefois, évaluer les enseignants-chercheurs non pas sur leur propre performance (performance absolue) mais par rapport à celle des autres peut induire des risques de démotivation et des tensions. Le sabotage est l'un des exemples bien connus dans ce type d'évaluation (Lazear [1989] et Maya-Beauvallet [2010]). Dans le cas des enseignants-chercheurs, il se manifeste sous la forme d'absence de coopération voire d'abandon de

coopération.<sup>7</sup>

Le principal peut aussi mettre en place des dispositifs incitatifs utilisant des indicateurs subjectifs de performance. Cette solution alternative consiste à faire dépendre la promotion des enseignants-chercheurs des évaluations de ses supérieurs hiérarchiques par exemple. L'avantage de ce type de rémunération est double. Il permet de résoudre le problème de multitâche auquel sont confrontés les enseignants-chercheurs puisque ce type d'évaluation porte sur l'ensemble des tâches ayant contribué à la performance individuelle des agents (Prendergast [1999]). Le second avantage est que cette évaluation permet de prendre en compte des tâches qualitatives et donc difficilement mesurables. Dans ce dernier cas, l'idée sous-jacente est de laisser à un autre agent pair ou supérieur hiérarchique, le soin de donner une appréciation sur ces tâches.

De par son caractère subjectif, ce système d'évaluation comporte aussi des défauts (Tirole [1992]). Le premier défaut concerne le risque de compression des classements. En effet, cette évaluation se révèle efficace pour identifier seulement les plus productifs ou les moins productifs mais ne permet pas de différencier les individus de performances moyennes entre eux. Ce système d'évaluation subjectif peut donc se révéler discriminatoire. Le second défaut a trait aux distorsions générées par les activités d'influence.<sup>8</sup> Au sein des établissements, ces activités d'influence visent la recherche d'avantages par des jeux de pouvoir ou d'altération d'informations (Milgrom et Roberts [1997]). Le troisième réside dans la difficulté d'une mesure pertinente de l'activité de l'enseignement qui est difficilement observable.

Mais face à ces difficultés de mesure de la production scientifique et la nécessité de mise

---

7. Il peut prendre diverses formes pour entraver la coopération ou la collaboration. Maya-Beauvallet [2010] montre par exemple que ce processus de non coopération se traduit par la multiplication des coauteurs : elle indique par exemple que là où les chercheurs étaient auparavant remerciés en note de bas de page parce qu'ils ont relu ou discuté un article, ils demandent à devenir maintenant « auteur ».

8. Les activités d'influence entraînent une double distorsion : le temps d'exercice de ces activités pourrait être utile pour des tâches plus productives et l'enregistrement d'une bonne performance pourrait être dû au favoritisme ou à une performance effective.

en application des systèmes incitatifs, une solution envisageable serait de considérer une combinaison de systèmes d'évaluation qui permettrait de prendre en compte les spécificités du métier étudié et son environnement institutionnel. A l'évaluation de la performance relative qui est révélatrice de la contribution individuelle on peut associer l'évaluation subjective de la performance qui traite le problème de multitâche. Malgré les limites de ces deux types d'évaluation, cette combinaison pourrait permettre d'évaluer plus efficacement les enseignants-chercheurs en compétition pour un recrutement ou une promotion et aussi d'analyser les inputs qui ont contribué à un output multiproduit. La collégialité (ou cooptation) dont le mécanisme de recrutement se fonde à la fois sur le caractère de production jointe des enseignants-chercheurs et sur l'évaluation par leurs pairs au niveau du Comité National des Universités (CNU) et au niveau local s'inscrit dans cette attente (Gary-Bobo et Trannoy [2015]).

Les données issues des candidatures au dispositif Prime d'Excellence Scientifique mis en œuvre en France de 2009 à 2012 semblent ouvrir une voie de recherche fructueuse à ce niveau, tant la procédure d'évaluation et de sélection s'inscrit dans l'état d'esprit des modèles d'incitation développés par la littérature qui vient d'être évoquée.

## **0.4 La Prime d'Excellence Scientifique**

### **0.4.1 Modalité de sélection et quelques résultats**

Les modalités d'organisation de la Prime d'Excellence Scientifique (PES) sont définies par l'article 1 du décret 2009-851 du 8 juillet 2009. La PES a remplacé la Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche (PEDR) selon les dispositifs prévus par l'article L 954-2 du code de l'éducation, avant que celle-ci soit remise en œuvre en 2013.<sup>9</sup> La PES est accordée à titre individuel par les établissements publics d'enseignement supérieur

---

9. Le décret n° 2014-557 du 28 mai 2014 modifiant le décret n° 2009-851 du 8 juillet 2009 a rétabli l'appellation « Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche » prévue à l'article L954-2 du code de l'éducation. L'évaluation des dossiers de candidature ne relève plus d'une commission nationale spécifique, mais est attribuée depuis 2013 au Comité National des Universités de la section disciplinaire compétente.

et de recherche et peut être attribuée aux personnels dont l'activité scientifique est jugée d'un niveau élevé par les instances d'évaluation. La PES peut également être accordée aux personnels ayant apporté une contribution exceptionnelle à la recherche ainsi qu'aux personnels ayant reçu une distinction scientifique dont la liste des organismes de recherche est fixée par arrêté du ministre chargé de la recherche. En particulier pour les enseignants-chercheurs, cas que nous traitons dans ce travail de recherche, sont éligibles ceux qui ont effectué un service d'enseignement d'au moins 64 heures équivalents TD.

Pour toutes les disciplines, quatre activités principales ont été retenues pour l'évaluation. Il s'agit des publications scientifiques, de l'encadrement doctoral et scientifique, du rayonnement et des responsabilités scientifiques.<sup>10</sup> Sur cette base, une commission nationale d'experts de la discipline délivre trois notes à chacune des activités exercées par les candidats à la PES : A pour très satisfaisant, B pour satisfaisant et C pour insuffisant, puis une note globale comptant pour la décision finale du chef d'établissement. Le processus d'attribution de la PES se déroule de fait en deux étapes. Dans un premier temps, l'instance nationale composée pour chaque section disciplinaire du CNU de jurys spécifiques nommés par le ministère, donne ses trois notes et une note globale. Ces avis sont ensuite transmis aux établissements dont relèvent les différents candidats. La décision finale d'attribution ou non de la PES est prise par le directeur d'établissement après avis du conseil scientifique. Cependant, la PES est attribuée de plein droit aux enseignants-chercheurs placés en délégation auprès de l'Institut Universitaire de France. Elle est attribuée pour une période de quatre ans.<sup>11</sup>

Par rapport à la campagne PEDR 2008, le nombre de candidatures à la PES 2009 a connu une augmentation sensible de 13,4% toutes disciplines confondues.<sup>12</sup> Après ce

---

10. Cf. Lesueur [2012]

11. Contrairement à la PEDR qui établissait le montant de la prime selon le grade des enseignants chercheurs, 6683 euros pour les professeurs de classe exceptionnelle et de première classe, 5111 euros pour les professeurs de deuxième classe et 3583 euros pour les maîtres de conférence, le dispositif PES laisse toute latitude à l'établissement de fixer le montant de la PES qui varie de 3500 euros à 15000 euros par an dans la limite de sa dotation budgétaire et de l'orientation de sa politique scientifique.

12. Source : MESR-DGESIP-DGRI-Mission de l'Emploi Scientifique



succès enregistré à la première campagne avec 6820 candidatures, le nombre de candidats à la PES a fortement diminué en 2010 avec 5303 candidatures (soit une baisse de 22,2%) avant de remonter légèrement en 2011 avec 5079 candidatures. Sur toutes ces campagnes PES, ce sont les Sciences suivies des Lettres et Sciences Humaines qui ont enregistré le plus de candidats.

Globalement le taux de satisfaction (nombre de lauréats rapporté au nombre de candidats) varie peu dans le temps. Il est de 41,1% en 2009, 43,7% en 2010, et 43% en 2011. Sur toutes les périodes, c'est en Sciences et Techniques des Activités Physiques et Sportives (STAPS) qu'on enregistre le taux de satisfaction le plus élevé.

**Tab. 1 :** Candidats à la PES : évolution des taux de satisfaction par discipline

		Droit et Sciences Economiques	Lettres et Sciences Humaines	Santé	Sciences	STAPS	Total
2009	Candidats	552	1430	452	4296	90	6820
	Lauréats	206	526	171	1856	41	2800
	Taux de satisfaction	37,3%	36,8%	37,8%	43,2%	45,6%	41,1%
2010	Candidats	438	1089	439	3272	65	5303
	Lauréats	164	422	205	1492	32	2315
	Taux de satisfaction	37,4%	38,8%	46,7%	45,6%	49,2%	43,7%
2011	Candidats	415	1044	374	3467	79	5379
	Lauréats	179	404	166	1528	38	2315
	Taux de satisfaction	43,1%	38,7%	44,4%	43,9%	48,1%	43,0%

Source : MESR-DGESIP-DGRI-Mission de l'emploi scientifique

#### 0.4.2 Présentation de la base de données

La dimension économétrique de la thèse exploite une base de données construite à partir des informations individuelles extraites des fichiers de candidatures à la Prime d'Excellence Scientifique mise en place par la Direction Générale de l'Enseignement Supérieur de l'Insertion Professionnelle (DGESIP) depuis 2009 et des CV des candidats.<sup>13</sup> Trois strates de candidatures évaluées par les commissions nationales de la PES pour la section CNU 05 ont pu être mobilisées. Pour ces strates, nous avons pu disposer des

13. L'exploitation de cette base de données a fait l'objet d'un accord entre la DGESIP et J.Y. Lesueur au titre de son exploitation statistique et économétrique.

retours des établissements quant aux décisions d'affectation individuelle des primes. Un échantillon représentatif de 478 enseignants-chercheurs candidats, soit à peu près 24,4% de la population des enseignants-chercheurs de cette section a été constitué. Le tableau 2 présente la représentativité de notre échantillon par grade en comparaison à l'effectif par grade des enseignants-chercheurs de la section CNU 05 au 31 décembre 2008.

**Tab. 2** : Représentativité de l'échantillon par grade

	PRCE	PR1C	PR2C	MCHC	MCCN	Total
<b>Effectif section CNU 05</b>						
<b>au 31 décembre 2008</b>	125	264	196	231	1140	1956
<b>Répartition</b>	6,4%	13,5%	10,0%	11,8%	58,3%	100%
<b>Effectif échantillon</b>						
<b>cumulé PES 2009-2011</b>	45	89	106	40	198	478
<b>Répartition</b>	9,4%	18,3%	22,2%	8,4%	41,4%	100%

Source : Calcul de l'auteur à partir des données DGES IP

Le tableau 2 montre une sur-représentativité des professeurs des universités dans chaque grade dans notre échantillon. Les professeurs représentent près de 50,21% de notre échantillon contre une représentativité de 29,9% au niveau de l'effectif de la section CNU 05. Les écarts enregistrés sont particulièrement importants pour les professeurs de deuxième classe. Ils sont ensuite suivis par les professeurs de première classe et par des professeurs de classe exceptionnelle. En revanche, les maîtres de conférence sont sous représentés dans notre échantillon et en particulier les maîtres de conférence de classe normale.

Par ailleurs, la production scientifique des candidats à ces trois campagnes PES est observée dans une même dimension temporelle de 4 ans. Ainsi, les activités évaluées des enseignants-chercheurs candidats couvrent une période qui va du 1.01.2005 au 1.01.2009 pour la campagne 2009, du 1.01.2006 au 1.01.2010 pour la campagne 2010, et du 1.01.2007 au 1.01.2011 pour la campagne 2011. Le tableau 3 présente les notes attribuées à chaque candidature pour chacun des critères évalués et l'avis global de l'instance nationale.

**Tab. 3** : Avis de l'instance nationale d'évaluation : cumul 2009-2011

Notes attribuées par l'instance nationale	A	B	C
Avis global	20,7%	32,2%	47,1%
Publications scientifiques	35,8%	34,3%	29,9%
Encadrement doctoral	29,5%	31,4%	39,1%
Rayonnement	20,7%	40,6%	38,7%
Responsabilités scientifiques	20,9%	41,6%	37,5%
<b>Répartition des 190 PES attribuées par les établissements</b>			
Selon l'avis global de l'instance nationale	95	82	13

Les quatre activités évaluées ont donné lieu à un avis global qui se répartit entre 20,71% d'avis très favorables, 32,2% d'avis favorables et 47,1% d'avis défavorables. Ainsi sur les 99 candidats ayant reçu un avis très favorable, on note 80 professeurs des universités et assimilés contre seulement 19 maîtres de conférence. 49 de ces 99 candidats étaient titulaires d'une PEDR qui arrivait à son terme. Globalement sur les 122 des 478 candidats qui étaient bénéficiaires de la PEDR, 36 d'entre eux ont reçu un avis favorable et 37, un avis défavorable. Ces quelques statistiques rendent compte des changements de pondération dans les critères d'attribution de la PES par rapport à ceux du dispositif PEDR qui existait jusqu'en 2008.

Globalement, les avis de l'instance nationale ont été très suivis par les établissements concernant les décisions finales d'attribution de la PES puisque près de 96% des avis très favorables (A) et 53,3% des avis favorables (B) ont reçu la prime de leurs établissements. Seuls 13 candidats qui avaient reçu un avis défavorable de la commission nationale ont pu obtenir la prime de leurs établissements, soit 5,8% des candidatures ayant eu la note C de l'instance nationale.

## 0.5 Objectif et enjeux de la thèse

L'incitation des enseignants-chercheurs à la production scientifique représente un enjeu sociétal : elle s'inscrit dans une dynamique d'excellence académique à travers l'investissement dans l'éducation et la recherche (Aghion [2010]). La littérature en Économie de la Science montre que les effets macroéconomiques attendus du développement

de la connaissance passent par une décision d'allocation optimale des tâches au niveau des chercheurs et des enseignants-chercheurs. Or, si les travaux en économie de la science mettent clairement en évidence les effets d'externalités collectives dans la production scientifique individuelle, en focalisant son attention sur la seule activité de recherche, cette littérature tend à ignorer la spécificité de la fonction de production des enseignants-chercheurs : leur caractère multitâche. Les travaux développés par l'économie des ressources humaines abordent en revanche ce problème multitâche dans la modélisation des mécanismes incitatifs, mais la plupart du temps en ne tenant pas compte d'effets externalités collectives.

La problématique générale de la thèse est donc précisément de mettre en évidence les effets des externalités collectives sur le choix de portefeuille d'activités des enseignants-chercheurs, et par conséquent sur leur production scientifique. Nous privilégions une démarche microéconométrique exploitant une base de données issues des candidatures à la Prime d'Excellence Scientifique. Cette base de données est originale en ce sens qu'elle permet de disposer d'informations quantitatives et qualitatives sur les différentes activités des enseignants-chercheurs évaluées dans un contexte de tournoi. La production scientifique, le volume horaire d'enseignement par niveau de formation mais également les implications dans les responsabilités collectives (évaluées en équivalent horaire) ont pu être mesurés pour chaque individu de l'échantillon.

L'enjeu de la thèse est d'analyser les principaux déterminants de la production scientifique dans un contexte de compétition académique. En croisant une approche théorique et économétrique, nous analysons l'impact des externalités associées à l'environnement de recherche sur la technologie de production scientifique et sur le choix de portefeuille d'activités des enseignants-chercheurs.

**Le premier chapitre** s'intéresse au contexte de tournoi de la Prime d'Excellence Scientifique en s'appuyant sur les fondements microéconomiques modernes des tournois

dynamiques. Nous nous intéressons tout particulièrement au caractère multitâche (Holmström et Milgrom [1991], Franckx *et al.* [2004], Clark et Konrad [2007], Czerny *et al.* [2013]) de la production individuelle et à la dimension dynamique du tournoi (Carayol [2006], Ederer [2010]). Les propriétés de ces modèles de tournois dynamiques montrent d'une part, une allocation de l'effort individuel vers les tâches les plus rentables (Holstrom et Milgrom [1990]) et, d'autre part, un biais dynamique (Effet Matthieu) qui favoriserait les promotions futures par un mécanisme de «*fast-track*». Ce cadre théorique nous conduit à l'étude des déterminants de l'obtention de la Prime d'Excellence Scientifique des enseignants-chercheurs candidats aux campagnes nationales 2009, 2010 et 2011. La dimension dynamique du tournoi PES concerne les enseignants-chercheurs qui n'ont pas été promus lors d'une première participation et ceux dont le dispositif précédent PEDR arrive à échéance et qui candidatent à la PES. Nous observons pour tous ces candidats leurs performances individuelles en matière de production scientifique comme les publications scientifiques, l'encadrement doctoral, le rayonnement et les responsabilités scientifiques et étudions la variété de leurs trajectoires individuelles au cours de ces campagnes successives.

Nous cherchons en particulier dans ce chapitre à identifier l'évolution des pondérations accordées à chacun des critères de sélection évalués au cours de ce tournoi dynamique ainsi qu'une typologie des trajectoires dynamiques et des issues de cette compétition académique. Compte tenu de la séquentialité des tournois, nous estimons un probit séquentiel et un probit avec contrôle de biais de sélection caractérisant la participation des enseignants-chercheurs non promus en première étape à la deuxième étape de la compétition académique. Nos résultats établissent que les publications scientifiques sont le critère le plus déterminant dans l'obtention de la PES. Pour autant, d'autres critères jouent également sur la promotion comme la reconnaissance au mérite au sens de Merton [1968]. Ainsi, nos résultats montrent que la promotion passée au titre de la PEDR qui a précédé la PES, augmente les chances de promotion, résultat qu'il est possible de mettre en relation avec l'existence d'un biais dynamique (Effet Matthieu)

souvent observé dans les tournois séquentiels.

Sachant le rôle clé de la production scientifique sur les chances de gagner le tournoi et de se voir attribuer la PES, le chapitre suivant propose une analyse des déterminants de cette production scientifique des enseignants-chercheurs.

**Le deuxième chapitre** centre l'éclairage sur le facteur déterminant de l'attribution de la PES et de la promotion des enseignants-chercheurs en économie : la production scientifique. On s'intéresse en particulier, aux facteurs susceptibles d'influencer à la fois le niveau mais aussi le type de fonction de production scientifique des enseignants-chercheurs. Pour cela, on étudie les déterminants de la technologie de production scientifique des enseignants-chercheurs français en économie en contrôlant les facteurs usuellement retenus dans la littérature mais aussi le caractère multitâche de leur métier. Comme nous l'avons précisé, les travaux empiriques mettent en évidence deux faits stylisés concernant la production scientifique des enseignants-chercheurs : l'observation régulière de la loi de Lotka (1926) et l'existence d'un cycle de vie de la production scientifique en lien avec les caractéristiques individuelles (Taylor *et al.* [2006], Rauber et Ursprung [2006], Morrisey et Cawley [2008]) et les facteurs institutionnels (Lissoni *et al.* [2011]). Dans la lignée de ces travaux, ce chapitre se focalise sur les facteurs explicatifs de la dynamique individuelle de production scientifique tout comme la concentration de celle-ci entre un petit nombre d'enseignants-chercheurs.

Nous construisons un indice de production scientifique à partir du classement des revues CNRS et observons comme dans de nombreux travaux en économie de la science, une distribution statistique très inégale sur la population des enseignants-chercheurs de notre échantillon. De cette observation, nous estimons que l'effet attendu des facteurs explicatifs sur la production scientifique des enseignants-chercheurs ne soit pas le même pour les différents niveaux de cet indice. Nous retenons la méthode des régressions quantiles (Koenker et Brasset [1978], Koenker et Hallock [2001]) qui donnent une descrip-

tion plus précise de la distribution de cet indice conditionnel à ses variables explicatives. Nous testons ensuite l'hypothèse d'homogénéité de l'effet des variables explicatives selon les quantiles du score de production scientifique. Les résultats économétriques obtenus montrent une hétérogénéité des techniques de production scientifique selon les quartiles considérés. Deux régimes de production scientifique extrêmes se distinguent : un régime de production scientifique des moins publiant, qui semble s'inscrire dans une logique de polyvalence, et un régime des plus publiant, suivant plutôt une logique de quasi-spécialisation des tâches. Nos résultats économétriques confirment l'existence d'un cycle de production scientifique associés aux effets d'externalités.

L'observation de deux régimes de production scientifique conduit à des implications différentes quant à l'évaluation des tâches et à la gestion stratégique des ressources humaines à l'université. La coexistence de ces deux régimes dans un même métier ou dans un même département pose notamment le problème des politiques d'incitations différenciées à mettre en place dans un contexte du multitâche.

Les résultats montrent que les polyvalents sont fortement pénalisés dans leurs performances en matière de publication et sont moins sensibles aux effets d'externalités associés à leur environnement de recherche. En revanche, les spécialistes centrent leurs activités de production scientifique sur la recherche et ne manifestent aucune sensibilité aux activités d'enseignement ou responsabilité pédagogiques et administrative. Ils sont toutefois sensibles aux effets d'externalités associés à leurs universités de rattachement. Or, dans ce contexte d'interactions productives, l'allocation de l'effort entre l'enseignement et la recherche pourrait être influencée par l'environnement immédiat des enseignants-chercheurs. Le chapitre suivant se propose d'étudier le rôle que joue l'environnement de recherche sur le choix d'activités des enseignants-chercheurs tout en contrôlant l'endogénéité de la recherche et de l'enseignement.

**Le troisième chapitre** analyse d'un point de vue théorique et empirique le choix de portefeuille d'activités (recherche et enseignement) en focalisant l'attention sur les effets de l'environnement de recherche. Nous insistons en particulier sur la dimension multitâche

des enseignants-chercheurs. Cette dimension multitâche a d'ailleurs orienté les travaux de Homstrom et Milgrom [1991] et de Lazear [1995], qui précisent la structure de contrat optimal dans un modèle principal-agent. Dans cette logique, ce chapitre propose dans un premier temps un modèle principal-agent multitâches qui tient compte de l'interaction des tâches. En particulier, dans le modèle que nous proposons, l'enseignement et la recherche sont complémentaires pour le principal (université) et substituables pour les agents (enseignants-chercheurs) (MacDonald et Marx [2001]). Le niveau d'effort des enseignants-chercheurs dans chacune des tâches dépend des coûts et des bénéfices relatifs associés à ces tâches. Une typologie des fonctions de coûts permet d'identifier les spécialistes, les polyvalents mais aussi les comportements de passagers clandestins.<sup>14</sup> Par rapport aux travaux délivrés dans la littérature, l'originalité de notre modèle principal-agent multitâche est l'introduction des effets d'externalités issus des interactions entre chercheurs. Nous mettons en évidence que les externalités renforcent la spécialisation des tâches au profit de l'activité de publication. Les propriétés d'équilibre de ce modèle montrent que le choix de portefeuille d'activités des enseignants-chercheurs dépend certes des aptitudes individuelles mais surtout de l'environnement propice à une concentration spatiale des compétences.

Ces propriétés sont ensuite soumises à estimation économétrique à partir des données issues des candidatures des professeurs d'universités aux campagnes 2009, 2010 et 2011 de la Prime d'Excellence Scientifique. Pour tenir compte de la simultanéité et de l'endogénéité du choix des tâches, nous estimons un modèle d'équations simultanées avec contrôle de biais d'endogénéité de l'enseignement et de la recherche par la méthode des triples moindres carrés. Les résultats des estimations économétriques obtenus renforcent les premières conclusions obtenues dans le chapitre 2, en confirmant en particulier que la recherche et l'enseignement sont des tâches substituables. Nous montrons également

---

14. Nous désignons comme « passagers clandestins » les enseignants-chercheurs » qui manifestent une faible production dans la recherche et dans les tâches d'enseignement et de responsabilités pédagogiques, scientifiques et administratives comparés aux autres catégories d'enseignants-chercheurs que nous avons définies.



que les interactions entre tâches d'enseignement et activités de recherche ne sont pas symétriques. L'enseignement impacte plus négativement les résultats de la recherche que la recherche n'affecte les activités d'enseignement. Dans les deux régimes de production scientifique identifiés dans le chapitre 2, nos résultats montrent que l'arbitrage entre polyvalence ou spécialisation des tâches peut engendrer des effets asymétriques avec des risques non négligeables d'hystérésis pour ceux qui ont fortement investi à un moment de leur carrière dans l'enseignement et les responsabilités collectives. Ainsi, ce risque d'irréversibilité peut à terme réduire la proportion de polyvalents et poser le problème d'un dualisme de la profession opposant les spécialistes de la recherche et ceux de l'enseignement et des tâches collectives.

Il ressort de cette analyse que la composition du portefeuille d'activités des enseignants-chercheurs est directement affectée par les mesures incitatives mises en place en matière de publication. Or, face à la diversité des supports de publications, la profession des économistes a progressivement établi un classement des revues faisant désormais autorité au niveau national et international. Ce classement qui fait aussi autorité dans l'évaluation des candidatures à la PES n'est pas sans influence sur le classement des universités et des écoles. Ainsi, le choix « qualitatif » de portefeuille de publications des enseignants-chercheurs peut lui-même être aussi stratégique dans ce contexte de compétition académique.

Prenant en compte l'hétérogénéité des supports de publications, le chapitre 4 se propose d'étudier les facteurs explicatifs du choix de portefeuille de publications des professeurs.

**Le quatrième chapitre** analyse les déterminants de l'arbitrage « quantité-qualité » des publications scientifiques. Nous nous intéressons tout d'abord à l'hétérogénéité des supports de publications scientifiques mise en évidence dans la littérature empirique (Goodwin et Sauer [1995], Kenny et Studley [1996], Coupé *et al.* [2006], Grimes et Register [1997] et Moore *et al.* [2001]) et plus récemment dans les études théoriques (Ellison

[2002a, 2002b] et Manes et Shapira [2011]). Ce chapitre s'inscrit dans ces deux dernières contributions de la littérature. En particulier, en nous appuyant sur le différentiel de coût de production entre les publications mis en évidence par Ellison [2002b]), nous distinguons les publications dans les revues très bien classées et celles dans les revues moins bien classées. Nous cherchons ensuite à déterminer les facteurs explicatifs des interactions potentielles entre ces classes de publications scientifiques (Manes et Shapira [2011]). A partir de cette littérature théorique et de quelques observations empiriques, nous avons pu identifier deux principaux facteurs explicatifs du choix de portefeuille de publications. La coopération scientifique et les externalités associées à l'environnement de travail jouent un rôle clé dans la production scientifique individuelle, que ce soit au niveau quantitatif comme au niveau qualitatif.

Pour tous ces candidats aux campagnes nationales 2009, 2010 et 2011 de la PES, deux catégories de publications, suivant le classement des revues d'économie du Comité National de la Recherche Scientifique (CNRS), ont été retenues : les publications de premier rang et les publications de second rang. Or, ces deux types de publications peuvent être observés pour un même candidat de notre échantillon. Il est donc possible que des caractéristiques inobservables influencent à la fois les publications bien classées et les publications moins bien classées : d'où une potentielle corrélation entre les types de publications. C'est pour cette raison que nous avons recours dans un premier temps à l'estimation économétrique d'un modèle bivarié de comptage pour identifier les facteurs déterminants de l'arbitrage entre les deux catégories de publications. Nous proposons ensuite l'estimation économétrique (« *beta regression model* ») de la proportion des publications bien classées dans le portefeuille de publications des professeurs. Nos estimations économétriques concluent à un arbitrage entre les publications des deux catégories, arbitrage très sensible à la qualité de l'environnement de travail des candidats. Ainsi, les professeurs affiliés aux meilleures universités ont tendance à substituer les publications de bonne qualité aux publications dans les revues les moins bien classées.

Les résultats montrent en particulier qu'en moyenne, les enseignants-chercheurs polyvalents qui témoignent de l'intérêt pour les tâches d'enseignement et de responsabilités pédagogiques, scientifiques et administratives ont moins de chance de pouvoir publier dans les revues.

# Chapitre 1

## Compétition académique et tournois séquentiels : une analyse économétrique du dispositif PES <sup>1</sup>

### 1.1 Introduction

La mise en concurrence des universités et le développement de la compétition académique ont stimulé les réflexions sur les critères de mesure de l'activité scientifique et l'évaluation relative des performances au niveau individuel comme collectif. Toutefois, la littérature montre une certaine controverse sur le choix des indicateurs de la production scientifique (Combes et Linnemer [2001, 2003], Tombazos [2005], Courtault *et al.* [2010]) et les limites de ces méthodes d'évaluation (Gingras [2008], Frey [2009]). Après de nombreuses réformes institutionnelles visant à mettre en place un mécanisme de concurrence par comparaison entre les établissements, la mise en place entre 2009 et 2012 en France de la Prime d'Excellence Scientifique<sup>2</sup> se définit comme un mécanisme incitatif

---

1. Ce chapitre de la thèse est en première révision pour publication dans la *Revue Economique*.

2. Le dispositif de la PES qui avait succédé en 2009 à la Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche, a depuis 2013 retrouvé son intitulé initial de PEDR. L'évaluation qui est désormais confié au Conseil National des Universités de la section disciplinaire compétente, reste ancrée sur 4 critères : publications, encadrement doctoral, rayonnement scientifique et responsabilités scientifiques.

visant à stimuler les performances individuelles en matière de production scientifique. Dans son principe, la Prime d'Excellence Scientifique est destinée à récompenser les enseignants-chercheurs dont l'activité scientifique est jugée d'un niveau satisfaisant par les instances d'évaluation. Ce dispositif incitatif peut avoir des répercussions sur l'allocation optimale de l'effort des enseignants-chercheurs entre les différentes activités qui caractérisent leur métier.

En effet, l'activité de l'enseignant-chercheur est multidimensionnelle (Combes et Linnemer [2003], Frey [2009]) associant les différentes formes de la recherche (publications, communications dans les colloques, réponses aux appels d'offre de contrats de recherche), l'enseignement, l'encadrement des étudiants (mémoires, stages, thèses) et les implications dans les responsabilités collectives, administratives ou scientifiques. Elle présente donc les traits caractéristiques d'une relation d'agence « multitâche » (Holmström et Milgrom [1991]) avec des tâches substituables pour l'agent mais complémentaires pour le principal (MacDonald et Max [2001], Kossi *et al.* [2013]). Dans un contexte de compétition académique, le poids accordé à chaque activité dépasse le cadre institutionnel pour devenir un enjeu stratégique pour la dynamique de promotion d'un enseignant-chercheur. Un contrat incitatif privilégiant une des activités peut le conduire à ajuster ses activités en fonction du schéma de rémunération proposé. Ainsi ce contrat peut se révéler imparfaitement incitatif si la procédure d'attribution de la récompense est peu adaptée.

Le contexte particulier dans lequel s'inscrit la sélection des candidatures à la PES n'est pas sans rappeler l'état d'esprit des modèles de tournois. Une littérature particulièrement dense a animé ces dernières décennies cette orientation particulière de l'économie du personnel (Lazear et Rosen [1981], Green et Stokey [1983]), notamment avec l'émergence tout récemment des modèles de tournois multitâches (Holmström et Milgrom [1991], Franckx *et al.* [2004], Clark et Konrad [2007], Czerny *et al.* [2013]). La littérature dans ce domaine s'est d'ailleurs penchée sur les déterminants de la promotion comme l'âge

(Long *et al.* [1993], Lissoniet *al.* [2011]), le genre en économie expérimentale (Gneezy *et al.* [2003], Niederle et Versterland [2007], Gupta *et al.* [2013]) et en économie appliquée (Ginther et Hayes [1999], Ward [2001], Mixon et Trevino [2005], Sabatier [2010], Bosquet *et al.* [2013]) et les publications scientifiques (Merton [1957], Katz [1973], Rauber et Ursprung [2008]). Or, à l'exception de quelques travaux empiriques qui intègrent la dimension dynamique dans leurs modèles (Kahn [1993], McDowell *et al.* [1999], Ginther et Hayes [2003], Sabatier [2010]), la plupart des études sur les tournois dynamiques restent exclusivement théoriques (Rosen [1986], Meyer [1991,1992], Carayol [2006], Ederer [2010]). La contribution majeure de ces modèles tient à l'effet des interactions dynamiques entre la compétition pour le recrutement et la compétition pour les promotions internes sur l'évolution des performances individuelles. Aussi, les modèles de tournois dynamiques permettent-ils d'identifier les comportements individuels, les effets incitatifs des promotions et les effets de sélection.

Dans le système académique, l'attribution des postes (recrutement, les promotions individuelles) et des récompenses (supplément de rémunération) répond tout à fait à la logique des modèles de tournois dynamiques. Dans ce contexte, deux cas de figure de promotion en dynamique peuvent être distingués : l'existence d'un avantage cumulatif encore appelé « effet Matthieu <sup>3</sup>» au sens de Merton [1968], qui favoriserait lors d'une compétition pour la promotion en deuxième étape du tournoi, les promus de la première étape du jeu (Carayol [2006]) et la participation des perdants du tournoi aux nouvelles compétitions (Meyer [1992]). Dans ce dernier cas, la répétition des tournois peut rendre à la fois compte de la logique incitative et de la logique de l'affectation optimale des tâches des chercheurs et enseignants-chercheurs. La base de données des campagnes de la PES est originale à ce niveau. Nous contrôlons à la fois la promotion passée, la Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche (PEDR) qui a été remplacée par la Prime d'Excellence Scientifique (PES) et le multitâche des enseignants-chercheurs dans un pro-

---

3. C'est en référence à l'évangile selon Saint Matthieu où il est écrit : « *Car celui qui a reçu encore, et il sera dans l'abondance, mais celui qui n'a rien se fera enlever même ce qu'il a* ».

cessus séquentiel. L'observation séquentielle des candidatures permet ainsi de dissocier les vainqueurs du premier tour, les vainqueurs après un premier échec mais aussi les abandons définitifs.

L'objectif de ce papier s'inscrit dans cette intuition. Il s'agit d'évaluer l'impact discriminant des différents critères de mesure de l'activité scientifique, sur les probabilités d'obtenir la Prime d'Excellence Scientifique en tenant compte de l'éventuelle répétition des tournois pour un même individu. L'intérêt de cette approche est double : elle permet d'identifier d'une part le poids accordé à chacune des activités dans ce processus de promotion et d'autre part de suivre la variation de ces pondérations à travers les différentes transitions. Nous distinguons à partir de ces candidatures aux trois campagnes 2009, 2010 et 2011, les trajectoires des enseignants-chercheurs qui ont eu la prime dès leur première participation à la campagne, des enseignants-chercheurs qui, par effet de découragement sortent de la compétition après un premier échec et enfin, le succès et l'échec de ceux qui n'ayant pas obtenu la prime du premier coup, déposent leurs candidatures pour une seconde fois à la campagne l'année suivante.

Compte tenu de la séquentialité des tournois, nous utilisons un modèle probit séquentiel pour estimer les différentes probabilités de transition (Amemiya [1975], Maddala [1983]). Les résultats de nos estimations confirment ceux des études sur les mécanismes de promotion des enseignants-chercheurs : les publications scientifiques jouent un rôle important dans l'obtention de la Prime d'Excellence Scientifique. Ces résultats montrent que les pondérations accordées aux principales activités varient d'une transition à une autre avec un intérêt manifeste pour les responsabilités scientifiques. Enfin, ils montrent également que la promotion passée (la PEDR) facilite l'obtention de la PES.

La structure du papier est la suivante. La section 1.2 dresse quelques fondements théoriques des mécanismes d'incitation dans le cadre des modèles de tournois. La section 1.3 présente le processus séquentiel de la Prime d'Excellence Scientifique et propose des

tests statistiques sur la base de données mobilisée. La section 1.4 présente le modèle économétrique et la section 1.5, les résultats. La section 1.6 résume les principaux résultats obtenus et les extensions possibles.

## 1.2 Fondements théoriques des mécanismes incitatifs

Les mécanismes d'incitations s'appuient essentiellement sur les enseignements théoriques du modèle d'agence. Dans ce modèle, le principal (employeur) engage un agent (employé) pour exécuter une tâche contre rémunération. La caractéristique principale de cette relation d'agence est l'asymétrie informationnelle. En effet, l'agent connaît son type et l'effort qu'il fournit mais le principal n'a qu'une observation imparfaite de cet effort. Ainsi, les récompenses ou les rémunérations des agents sont basées non pas sur les efforts fournis puisqu'ils sont inobservables par le principal mais sur les indicateurs fortement corrélées avec le niveau d'effort. Dans ces conditions d'actions cachées, l'agent peut adopter un comportement opportuniste du fait de la pénibilité de l'effort et de la divergence manifeste entre les préférences de l'agent et les objectifs du principal. Le défi majeur pour le principal dans ce contexte d'aléa moral est de trouver les modalités de contrôle (évaluation et mesure de la performance) et des mécanismes incitatifs (récompense liée à la performance observée) permettant de limiter les risques de comportement opportuniste de l'agent. Tel est l'objectif principal de la théorie d'agence.

L'étude des mécanismes incitatifs est au cœur des développements récents de l'économie du personnel (Lazear [1998]). Cette nouvelle économie des ressources humaines dresse une typologie des dispositifs de compensation de l'effort comme la promotion (Lazear et Rosen [1981]), l'évaluation (Baker *et al.* [1984]) et les primes (Lazear [1986]). Elle examine également les conditions d'application des contrats incitatifs optimaux en matière de gestion des ressources humaines. Une littérature empirique a d'ailleurs tenté d'analyser les modes d'incitation au mérite issus des enseignements théoriques du modèle principal-agent. Dans ces travaux, le critère de la performance absolue, par laquelle



le mérite des agents est basé sur la production individuelle ou collective (salaire à la pièce ou partage de profit), se distingue de l'évaluation de la performance relative, où la récompense est attribuée sur la base de la hiérarchie des performances individuelles. L'article fondateur de Lazear et Rosen [1981] sur la théorie de tournois s'inscrit dans cette dernière orientation.

En pratique, en dehors des contrats temporaires, la relation contractuelle qui unit sur le marché du travail le principal et l'agent, relève d'un contrat de long terme. A chaque séquence d'interactions stratégiques, chaque agent ne peut formuler qu'une probabilité d'arrêt du jeu. Dans une perspective de politique d'incitation et de sélection, le principal peut alors organiser des tournois répétés (Meyer [1992]) entre les agents. Ces tournois peuvent lui permettre de différencier des cohortes d'agents les plus productifs (les promus) des agents les moins productifs (les non-promus). Dans le cadre de la mise en place de sa politique d'incitation, le principal peut écarter définitivement dans ce processus de promotion, des agents non promus à la suite de la première étape du tournoi ou leur donner la possibilité de participer à de nouveaux tournois organisés à cet effet. Le tournoi devient alors dynamique avec des phases de succès ou d'échecs caractérisant les trajectoires individuelles de promotion dans cette perspective de contrats de long terme. La littérature a mis en évidence que les promotions des agents à l'issue d'un tournoi peuvent être plus fortement déterminées par leurs succès passés, et en particulier leurs succès « précoces », que par l'effort immédiat (*fast-track*). Mais les échecs et les démotivations des perdants peuvent aussi être à l'origine des phénomènes de « plafond de verre » (*glass ceiling*).

Le cas particulier des enseignants-chercheurs est très intéressant à analyser parce qu'il permet de mettre en évidence l'effet du multitâche qui caractérise leur métier sur le succès ou l'échec des tournois dynamiques qui accompagne leur trajectoire professionnelle. Dans leurs travaux, Holmström et Milgrom [1990] précisent les formes contractuelles incitatives lorsque les agents exercent simultanément plusieurs tâches. Les principaux

résultats de leurs études montrent que les agents vont allouer leur effort non seulement en fonction des coûts et des avantages relatifs des diverses tâches exercées mais aussi selon le caractère complémentaire ou substituable de ces différentes tâches. En particulier, ils montrent que la récompense attribuée à une tâche ou à un sous-ensemble de tâches peut induire une réallocation de l'effort en faveur de la tâche ainsi rétribuée au détriment de celles qui ne le sont pas. Compte tenu des implications que peuvent avoir ces dispositifs sur les caractéristiques et le comportement des agents, la rémunération à la performance peut engendrer des effets pervers particulièrement importants si les tâches non récompensées sont difficiles à mesurer, à valoriser et à définir : ce qui est souvent le cas de certaines tâches de l'enseignant-chercheur.

En effet, les missions de l'enseignant-chercheur sont multiples et variées comptant parfois la production en équipe de certaines tâches qui lui sont assignées, ce qui complique amplement leur évaluation et la mise en œuvre des mécanismes incitatifs. Cependant, le problème multitâche et les dispositifs incitatifs proposés comme solutions à ce type de problème reçoivent plus d'intérêts dans la littérature récente sur les modèles de tournois. Hannaway [1992] propose par exemple la spécialisation des tâches comme solution au problème multitâche. D'autres auteurs comme Holmström et Milgrom [1991] préconisent l'utilisation des systèmes de rémunération basés sur l'évaluation de la performance relative pour y remédier. En particulier, ils montrent que les tournois intégrant ce mode de rémunération sont particulièrement bien adaptés au contexte multitâche (Lazear et Rosen [1981], Malcomson [1984, 1986]). En effet, cette forme d'évaluation de part sa flexibilité contractuelle<sup>4</sup>, a l'avantage de révéler la véritable contribution individuelle. Toutefois, la mise en concurrence des individus présente aussi des inconvénients en cas d'interactions productives importantes : le sabotage<sup>5</sup>. Enfin, Clark et Konrad [2007], Czerny *et al.* [2012] soulignent que les performances individuelles observées par activités

---

4. Les changements liés à l'environnement productif n'influencent pas particulièrement les termes contractuels qui lient le principal et l'agent. A l'opposé, les systèmes d'évaluation fondés sur la performance absolue comme des mécanismes de salaire à la pièce nécessitent des renégociations des termes de contrats en cas de changement de l'environnement.

5. Il peut prendre diverses formes pour entraver la coopération ou la collaboration.

peuvent permettre de déterminer les promus du tournoi. La Prime d'Excellence Scientifique qui fait l'objet de cette étude allie observation des performances individuelles par critères de production scientifique et comparaison des performances individuelles en vue de l'obtention de la prime.

## 1.3 Données

### 1.3.1 La Prime d'Excellence Scientifique

Les réformes institutionnelles (mise en place de l'AERES, de l'ANR, de la loi LRU) se sont succédées depuis 2007 en France. Elles visent à améliorer d'une part, la position des universités dans le classement mondial et d'autre part, à constituer des pôles d'excellence au niveau national. Ces réformes se sont focalisées sur l'évaluation des performances institutionnelles plutôt que sur celle des performances individuelles. La mise en place de la Prime d'Excellence Scientifique a ouvert un changement dans l'évaluation des performances des chercheurs et des enseignants-chercheurs. C'est la performance relative plus que la performance absolue qui conduit à l'obtention de la prime. C'est en cela que son principe s'inscrit dans une logique de tournoi.

Les candidats éligibles<sup>6</sup> à la PES doivent renseigner outre leurs caractéristiques individuelles comme l'âge, le genre, l'expérience ou l'ancienneté, leurs activités sur une période allant du 1.01.2005 au 1.01.2009 pour la campagne 2009, du 1.01.2006 au 1.01.2010 pour la campagne 2010 et du 1.01.2007 au 1.01.2011 pour la campagne 2011. Ces activités portent essentiellement sur le volume d'heures enseignées, le nombre et le niveau d'excellence des publications, les tâches administratives et les responsabilités collectives, l'encadrement et les tâches pédagogiques. À toutes ces informations s'ajoutent l'obtention de prix et distinctions scientifiques, les invitations dans les universités étrangères, les missions d'expertise et d'évaluation et les actes de colloques nationaux et internationaux.

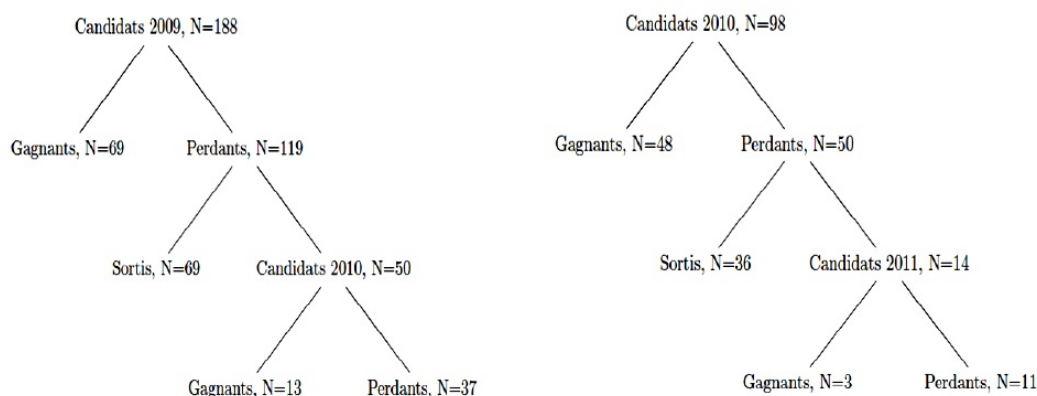
---

6. Sont éligibles les enseignants-chercheurs qui ont accompli un service d'enseignement d'au moins 64 heures équivalents Travaux Dirigés.

Les informations recueillies permettent d'évaluer les candidats à la PES sur quatre activités principales<sup>7</sup> : les publications scientifiques, l'encadrement doctoral, le rayonnement et les responsabilités scientifiques. Pour chaque candidature, le comité d'experts donne son avis sur chacune des activités puis un avis global. C'est sur la base de ces notes envoyées aux établissements auxquels les candidats sont affiliés que la prime est accordée pour une durée de quatre ans sur décision du directeur d'établissement après avis du conseil scientifique. Elle est cependant attribuée de plein droit aux enseignants-chercheurs placés en délégation auprès de l'Institut Universitaire de France.

Nous partons des enseignants-chercheurs de la section 05 du CNU<sup>8</sup> candidats à la PES en 2009, 2010 et suivons leurs trajectoires respectivement en 2010 pour les candidats de la campagne 2009 et 2011 pour ceux de la campagne 2010. Ainsi, 189 candidatures ont été enregistrées pour la campagne 2009 et 148 candidatures pour la campagne 2010. Parmi les candidatures de 2010, on recense 98 nouvelles candidatures en 2010 auxquelles s'ajoutent 50 candidats qui n'ont pas obtenus la prime en 2009. La figure 1.1 illustre les trajectoires des enseignants-chercheurs suivant un processus séquentiel que nous avons construit à partir des campagnes 2009, 2010 et 2011.

**Fig. 1.1** – Le processus séquentiel



7. Cf. Lesueur [2012] pour plus d'informations sur les critères d'évaluation de la Prime d'Excellence Scientifique.

8. Effectif n'incluant pas les enseignants-chercheurs des établissements RCE n'ayant pas eu recours au comité national.

Nous recensons au total un échantillon de 287 enseignants-chercheurs qui participent pour la première fois à la campagne de la PES. Parmi eux, 118 candidats ont obtenu la prime du premier coup et 169 ne l'ont pas eu. Parmi les 169 perdants, 105 candidats quittent la compétition académique tandis que les 64 autres candidats décident de tenter leur seconde chance à la prochaine campagne. Seuls 16 des 64 candidats ont obtenu la PES après un second essai.

L'échantillon que nous avons constitué à partir de ces différentes strates relève cependant d'une auto-sélection des candidats à ces différentes campagnes. Les résultats statistiques et économétriques obtenus à partir de cet échantillon ne peuvent être interprétés que relativement à sa composition<sup>9</sup>. Nous présentons dans le tableau 1.1, la représentativité de notre échantillon par corps et par sexe par rapport à la distribution de la population des enseignants-chercheurs de la section 05 en novembre 2010.

**Tab. 1.1** – Représentativité de l'échantillon par corps et par sexe

	Maîtres de conférences	Professeurs des universités	Total
Effectif section 05 CNU-novembre 2010	1288	539	1827
Répartition	70,50%	29,50%	100%
Homme	61,49%	82,93%	67,82%
Effectif de l'échantillon	140	147	287
Répartition	48,78%	51,22%	100%
Homme	69,29%	80,27%	75,91%

Ce tableau montre une sur-représentativité des professeurs dans notre échantillon (51,22%) en comparaison avec la proportion de ces derniers (29,50%) dans la population des enseignants-chercheurs de la section CNU 05. Nous notons une représentativité relativement correcte par genre des professeurs des universités dans notre échantillon. Les données recueillies<sup>10</sup> à partir des candidatures à la PES 2009, 2010 et dont nous retenons l'essentiel dans le cadre de cette étude sont présentées dans le tableau 1.2.

9. On parle de « *choice based sampling* » (cf. Lerman et Manski [1977]).

10. Pour une liste exhaustive des informations renseignées lors de ces campagnes voir Lesueur [2012] ; Kossi *et al.* [2013].

Tab. 1.2 – Statistiques descriptives des variables

Variable	Définition	Moyenne	Ecart-type
genre	1 si Homme	0,7491	0,4342
age	Age des candidats	45,0976	9,7885
mccn	Maître de conférence de classe normale	0,4111	0,4929
mchc	Maître de conférence hors normale	0,0767	0,2665
pr2c	Professeur de deuxième classe	0,2160	0,4122
pr1c	Professeur de première classe	0,1986	0,3996
prce	Professeur de classe exceptionnelle	0,0976	0,2972
hdr	1 si titulaire d'une HDR	0,6934	0,4619
pedr	1 si titulaire d'une PEDR	0,2230	0,4170
univ	1 si Paris et Îles-de-France	0,3624	0,4815
<b>Publications scientifiques</b>			
publ	A : très satisfaisant	0,4042	0,4916
	B : satisfaisant	0,3345	0,4726
	C : insuffisant	0,2613	0,4401
<b>Encadrement doctoral</b>			
edoc	A : très satisfaisant	0,3171	0,4661
	B : satisfaisant	0,3031	0,4604
	C : insuffisant	0,3798	0,4862
<b>Rayonnement</b>			
ray	A : très satisfaisant	0,2439	0,4302
	B : satisfaisant	0,4251	0,4952
	C : insuffisant	0,3310	0,4714
<b>Responsabilités scientifiques</b>			
rsc	A : très satisfaisant	0,2404	0,4281
	B : satisfaisant	0,4216	0,4946
	C : insuffisant	0,3379	0,4738
avet	Avis établissement : 1 si prime accordée	0,4669	0,4998

Les hommes représentent près de 75% de l'échantillon des enseignants-chercheurs. L'âge moyen de l'échantillon est d'environ 45 ans avec un écart type de presque 10 ans. En ce qui concerne la distribution de l'échantillon par grade, les maîtres de conférences représentent près de la moitié de l'échantillon avec une forte proportion des maîtres de conférences de classe normale (41,11%) et moins de 8% de maître de conférences hors classe. Les professeurs de deuxième classe, de première classe et de classe exceptionnelle constituent respectivement 21,60%, 19,86% et 9,76% de l'effectif de notre échantillon. Parmi les enseignants-chercheurs candidats à ces campagnes de la Prime d'Excellence scientifique, près de 70% étaient titulaires d'une Habilitation à Diriger les Recherches (HDR) et 22,30% étaient titulaires de la Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche (PEDR). Enfin, les enseignants-chercheurs dont les universités de provenance sont : universités de Paris et Ile-de-France représentent plus de 36% de notre échantillon. Les activités renseignées par les candidats sur leurs dossiers de candidatures et leurs curriculum vitæ ont permis à la commission nationale d'établir une évaluation qualitative à

trois niveaux (A, B, C). En ce qui concerne le critère d'encadrement doctoral, 31,71% des enseignants-chercheurs de notre échantillon ont eu la note A, 30,31% ont eu la note B et 37,98% la note C. Le critère de rayonnement regroupe 70 candidats (24,39%) dont la note est A, 122 candidats (42,51%) avec la note B et enfin 95 candidats (33,10%) avec la note C. Du point de vue du critère des responsabilités scientifiques, nous recensons 24,04% de l'échantillon pour la note A, 42,16% pour la note B et environ 34% de note C. Enfin pour les publications, on comptabilise 40,42% de A, 33,45% de B et 26,13% de note C.

C'est donc sur la base de ces différentes évaluations qu'une note globale est attribuée à chaque candidat par la commission nationale. Ainsi, 70 candidatures ont reçu un avis très favorable pour la prime, 96 ont reçu un avis favorable et les 121 restants, un avis défavorable. Globalement, les notes envoyées par la commission nationale aux établissements ont été suivies puisque dans notre échantillon tous les avis très favorables ont obtenu la prime, 64,58% des avis favorables l'ont également reçu et enfin seulement 2 des 121 ayant des avis défavorables ont pu avoir la prime. Au total 134 sur les 287 enseignants-chercheurs (46,69%) de notre échantillon ont obtenu la prime.

### 1.3.2 Analyses statistiques

En prélude aux estimations économétriques, nous avons souhaité comparer les moyennes des notes obtenues par les promus et les non-promus à la première candidature, par ceux qui quittent la compétition et par ceux qui déposent une nouvelle fois leur candidature et enfin par les gagnants et les perdants de la seconde campagne. Nous utilisons le test Welch<sup>11</sup> pour savoir s'il y a une différence significative entre les moyennes des sous-échantillons considérés dans notre modèle séquentiel. Les résultats de ces tests statistiques sont présentés dans les tableaux 1.3, 1.4 et 1.5.

---

11. L'objectif de ce test de Welch est de déterminer s'il y a une égalité des moyennes de deux sous-échantillons sous une hypothèse de normalité et de variances inégales. En ce sens, il constitue une alternative robuste au test de Student quand la condition d'égalité des variances n'est pas respectée.

**Tab. 1.3** – Différences de moyennes entre les promus et les non promus de la première étape de la compétition

Variable	Définition	Promus	Non promus	Ecart-type
genre	1 si Homme	0,7966	0,7160	0,0509*
age	Age des candidats	45,14	45,07	1,1822 <sup>ns</sup>
<b>Publications scientifiques</b>				
publ	A : très satisfaisant	0,7458	0,1657	0,0494***
	B : satisfaisant	0,2373	0,4024	0,0546***
	C : insuffisant	0,0169	0,4320	0,0400***
<b>Encadrement doctoral</b>				
edoc	A : très satisfaisant	0,5085	0,1834	0,0550***
	B : satisfaisant	0,3051	0,3018	0,0554 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,1864	0,5148	0,0528***
<b>Rayonnement</b>				
ray	A : très satisfaisant	0,5085	0,0592	0,0497***
	B : satisfaisant	0,4068	0,4379	0,0594 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,0847	0,5030	0,0464***
<b>Responsabilités scientifiques</b>				
rsc	A : très satisfaisant	0,4237	0,1124	0,0518***
	B : satisfaisant	0,4492	0,4024	0,0595 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,1271	0,4852	0,0493***
Nombre d'observation		118	169	287

(\*\*\*) significatif au seuil de 1%; (\*\*) au seuil de 5%; (\*) au seuil de 10% et (<sup>ns</sup>) : non significatif

Les résultats statistiques de cette première étape de la compétition académique indiquent que la proportion d'hommes dans le groupe des promus est statistiquement plus importante que celle des hommes du groupe des non promus. En revanche l'âge moyen est relativement identique dans les deux groupes. En ce qui concerne les critères d'encadrement doctoral, de rayonnement et de responsabilités scientifiques, le tableau 1.3 montre que la proportion des enseignants-chercheurs ayant obtenu la note A dans le groupe des promus est significativement plus élevée que celle des enseignants-chercheurs du groupe des non promus. Inversement ceux qui ont obtenu la note C restent très majoritaires dans le groupe des non promus. Pour ces trois critères, les proportions des candidats dont la note est B ne sont pas significativement différentes dans les deux groupes. Enfin dans le groupe des promus, près de 75% des candidats ont obtenu une note très satisfaisante contre seulement 16,57% dans le groupe des non promus pour le critère de publications scientifiques. Ce critère reste le plus sélectif, en témoigne le pourcentage des candidats qui ont obtenu la note B dans le groupe des non promus.



**Tab. 1.4** – Différences de moyennes entre les candidats et les non candidats à une nouvelle campagne après un premier échec

Variable	Définition	Candidats	Non candidats	Ecart-type
genre	1 si Homme	0,7188	0,7143	0,0719 <sup>ns</sup>
age	Age des candidats	43,61	45,95	1,4608 <sup>ns</sup>
<b>Publications scientifiques</b>				
publ	A : très satisfaisant	0,2344	0,1238	0,0624*
	B : satisfaisant	0,4375	0,3810	0,0786 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,3281	0,4952	0,0768**
<b>Encadrement doctoral</b>				
edoc	A : très satisfaisant	0,2188	0,1619	0,0634 <sup>ns</sup>
	B : satisfaisant	0,3906	0,2476	0,0746*
	C : insuffisant	0,3906	0,5905	0,0781**
<b>Rayonnement</b>				
ray	A : très satisfaisant	0,1094	0,0286	0,0426*
	B : satisfaisant	0,5313	0,3810	0,0789*
	C : insuffisant	0,3594	0,5904	0,0773***
<b>Responsabilités scientifiques</b>				
rsc	A : très satisfaisant	0,2188	0,0476	0,0561***
	B : satisfaisant	0,4531	0,3714	0,0786 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,3281	0,5810	0,0764***
Nombre d'observation		64	105	169

(\*\*\*) significatif au seuil de 1% ; (\*\*) au seuil de 5% ; (\*) au seuil de 10% et (<sup>ns</sup>) : non significatif

Il n'y a pas de différence significative entre la proportion d'hommes du groupe des enseignants-chercheurs candidats et celle des hommes du groupe des enseignants-chercheurs non candidats à la nouvelle campagne PES après un premier échec. La différence des moyennes d'âge entre les deux groupes n'est pas significative. En revanche, les tests font apparaître une différence très significative de moyennes pour la note A du critère des responsabilités scientifiques entre les enseignants-chercheurs candidats et non candidats. Les candidats sont en moyenne ceux qui ont le plus obtenu la note A pour le critère des responsabilités scientifiques. Il n'y a pas de différence de moyennes significative entre ceux qui ont obtenu la note B dans les deux groupes. Les non candidats sont en majorité constitués des notes C. Ces résultats sont presque identiques pour le critère de publications mais avec une différence de moyennes entre les deux groupes pour la note A significative seulement au seuil de 10%. Les candidats sont pour la plupart ceux qui ont eu les notes A et B pour le rayonnement et seulement ceux qui ont obtenu la note B pour le critère d'encadrement doctoral.

**Tab. 1.5** – Différences de moyennes entre les promus et les non promus de la seconde étape de la compétition

Variable	Définition	Promus	Non Promus	Ecart-type
genre	1 si Homme	0,8125	0,6875	0,1213 <sup>ns</sup>
age	Age des candidats	42,44	44,00	2,5363 <sup>ns</sup>
<b>Publications scientifiques</b>				
publ	A : très satisfaisant	0,6250	0,1042	0,1327***
	B : satisfaisant	0,3125	0,4792	0,1401 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,0625	0,4167	0,0953***
<b>Encadrement doctoral</b>				
edoc	A : très satisfaisant	0,3750	0,1667	0,1363 <sup>ns</sup>
	B : satisfaisant	0,3750	0,3958	0,1439 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,2500	0,4375	0,1332 <sup>ns</sup>
<b>Rayonnement</b>				
ray	A : très satisfaisant	0,3750	0,0208	0,1267**
	B : satisfaisant	0,5625	0,5208	0,1474 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,0625	0,4583	0,0959***
<b>Responsabilités scientifiques</b>				
rsc	A : très satisfaisant	0,4375	0,1458	0,1380**
	B : satisfaisant	0,5000	0,4375	0,1480 <sup>ns</sup>
	C : insuffisant	0,0625	0,4167	0,0953***
Nombre d'observation		16	48	64

(\*\*\*) significatif au seuil de 1%; (\*\*) au seuil de 5%; (\*) au seuil de 10% et (<sup>ns</sup>) : non significatif

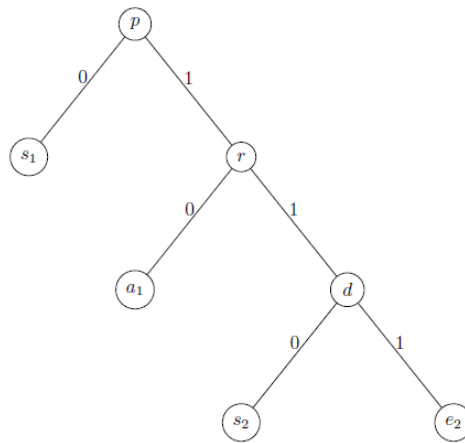
Dans cette dernière transition, nous n'obtenons pas une différence significative de moyennes entre le groupe des promus et le groupe des non promus pour le critère d'encadrement doctoral et ce, quelle que soit la note obtenue. Par rapport aux critères qui ont prévalu en 2009, l'encadrement doctoral semble recevoir une plus faible pondération dans cette transition. En revanche pour les autres critères, le groupe des enseignants-chercheurs promus sont en majorité ceux qui ont obtenu la note A en comparaison avec le groupe des non promus qui regroupe les candidats avec la note C. La proportion de B est identique dans les deux groupes pour chacun de ces critères. Il apparaît donc que les critères de publications, de rayonnement et de responsabilités scientifiques deviennent plus discriminants aux bornes extrêmes dans cette deuxième vague du tournoi PES.

## 1.4 Modélisations économétriques

Pour déterminer les profils des candidats ayant obtenu la PES du premier coup et les profils de ceux l'ayant obtenu au second tour après un premier échec à la première campagne, nous considérons un modèle dans lequel les enseignants-chercheurs participent à une ou deux campagnes de la PES successives selon les résultats de la première

campagne et leurs décisions individuelles de participation à une seconde campagne. Nous utilisons une modélisation économétrique distinguant les différentes étapes de ce processus : une première étape où les enseignants-chercheurs gagnent ou perdent la compétition, une seconde qui correspond à la décision individuelle de quitter la compétition académique ou de continuer la compétition académique conditionnellement au premier échec et enfin la troisième étape qui consiste une fois encore au succès ou à l'échec à l'issue de la seconde participation. La figure 1.2 illustre ce processus séquentiel des décisions d'attribution de la PES aux enseignants-chercheurs d'une part et d'autre part les décisions individuelles de participation à la campagne de la PES.

Fig. 1.2 – Le modèle séquentiel



Ce modèle séquentiel met en évidence quatre résultats possibles :  $s_1$ ,  $a_1$ ,  $s_2$  et  $e_2$ . La probabilité d'observer un enseignant-chercheur avec  $s_1$  correspond à la probabilité de succès du premier coup ( $p = 0$ ), la probabilité d'observer un enseignant-chercheur avec  $a_1$  correspond à la probabilité d'abandonner la compétition conditionnellement au premier échec ( $a_1 = \{p = 1, r = 0\}$ ), la probabilité d'observer un enseignant-chercheur avec  $s_2$  correspond à la probabilité de succès à l'issue de la deuxième compétition ( $s_2 = \{p = 1, r = 1, d = 0\}$ ) et enfin la probabilité d'observer un enseignant-chercheur avec  $a_4$  correspond à la probabilité d'échec à la deuxième compétition académique

( $e_2 = \{p = 1, r = 1, d = 1\}$ ).

En associant à chacune des étapes de ce processus une variable latente, le modèle est le suivant :

$$\begin{aligned}
 p_i &= 0 && \text{si } p_i^* = \beta X_i + \varepsilon_i \leq 0 \text{ (Succès du premier coup à la compétition)} \\
 p_i &= 1 && \text{sinon} \\
 r_i &= 0 && \text{si } r_i^* = \delta W_i + v_i \leq 0 \text{ (Abandon définitif après un premier échec)} \\
 r_i &= 1 && \text{sinon} \\
 d_i &= 0 && \text{si } d_i^* = \theta Z_i + \mu_i \leq 0 \text{ (Succès à la deuxième compétition)} \\
 d_i &= 1 && \text{sinon}
 \end{aligned}$$

$X_i$ ,  $W_i$  et  $Z_i$  sont les vecteurs des variables explicatives de notre modèle.  $\beta$ ,  $\delta$  et  $\theta$  sont des paramètres à estimer. Les termes d'erreurs  $(\varepsilon_i, v_i, \mu_i)$  sont supposés suivre une loi normale trivariée de moyennes nulles et de coefficients de corrélation  $\rho_{\varepsilon v}$ ,  $\rho_{\varepsilon \mu}$ , et  $\rho_{v \mu}$  :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_i \\ v_i \\ \mu_i \end{pmatrix} \sim \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \rho_{\varepsilon\varepsilon} & \rho_{\varepsilon v} & \rho_{\varepsilon\mu} \\ \rho_{v\varepsilon} & \rho_{vv} & \rho_{v\mu} \\ \rho_{\mu\varepsilon} & \rho_{\mu v} & \rho_{\mu\mu} \end{pmatrix} \right]$$

En effet, les paramètres du modèle séquentiel ne peuvent être estimés que sous certaines contraintes d'identification : les variances des termes d'erreurs doivent être normalisées à 1 puisqu'elles sont non identifiables. Les probabilités conditionnelles du modèle séquentiel retenu s'écrivent de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 Pr(s_{1,i}) &= Pr(p_i = 0) = Pr(\varepsilon_i \leq -\beta X_i) \\
 Pr(a_{1,i}) &= Pr(p_i = 1, r_i = 0) = Pr(\varepsilon_i > -\beta X_i, v \leq -\delta W_i) \\
 Pr(s_{2,i}) &= Pr(p_i = 1, r_i = 1, d_i = 0) = Pr(\varepsilon_i > -\beta X_i, v > -\delta W_i, \mu_i \leq -\theta Z_i) \\
 Pr(e_{2,i}) &= Pr(p_i = 1, r_i = 1, d_i = 1) = Pr(\varepsilon_i > -\beta X_i, v > -\delta W_i, \mu_i > -\theta Z_i)
 \end{aligned}$$

Malheureusement, nous ne pouvons pas modéliser simultanément ces probabilités conditionnelles qui décrivent ce processus séquentiel du fait du nombre limité de va-

riables dans notre base de données<sup>12</sup>. C'est pourquoi nous proposons de mener l'analyse des déterminants du dispositif PES en deux modélisations économétriques. Une première modélisation dans laquelle nous estimons un probit séquentiel sous l'hypothèse d'indépendance des événements (modèle de base) et une seconde modélisation où nous menons l'analyse du dispositif PES en deux étapes : un probit simple<sup>13</sup> qui étudie les déterminants de l'obtention de la PES pour les candidats participant pour la première fois à cette campagne et un probit avec équation de sélection<sup>14</sup> qui modélise conjointement la décision individuelle de participation à une nouvelle campagne conditionnellement au premier échec et la décision de promotion.

### 1.4.1 Probit séquentiel sans sélection : modèle de base

Dans cette première modélisation, nous supposons que les étapes successives du dispositif PES, c'est-à-dire l'obtention ou non de la prime du premier coup, la participation ou non à une nouvelle campagne et l'obtention ou non de la prime au second tour, sont complètement indépendantes ( $\rho_{\epsilon\nu} = \rho_{\epsilon\mu} = \rho_{\nu\mu} = 0$ ). Sous cette hypothèse d'indépendance des événements<sup>15</sup>, les probabilités conditionnelles du modèle probit séquentiel s'écrivent :

$$\begin{aligned} Pr(s_{1,i}) &= Pr(p_i = 0) = 1 - \Phi(\beta X_i) \\ Pr(a_{1,i}) &= Pr(p_i = 1, r_i = 0) = \Phi(\beta X_i)[1 - \Phi(\delta W_i)] \\ Pr(s_{2,i}) &= Pr(p_i = 1, r_i = 1, d_i = 0) = \Phi(\beta X_i)\Phi(\delta W_i)[1 - \Phi(\theta Z_i)] \\ Pr(e_{2,i}) &= Pr(p_i = 1, r_i = 1, d_i = 1) = \Phi(\beta X_i)\Phi(\delta W_i)\Phi(\theta Z_i) \end{aligned}$$

$X_i$ ,  $W_i$  et  $Z_i$  sont respectivement les déterminants de promotion en première étape, de participation à la seconde campagne et de promotion à l'issue de la seconde compétition.  $\Phi(\cdot)$  représente la fonction de répartition d'une loi normale univariée.

12. L'identification d'un tel modèle nécessiterait au minimum une restriction d'exclusion par équation de sélection.

13. Les résultats de l'estimation du probit simple correspondent à ceux de la première transition du modèle probit séquentiel avec l'hypothèse d'indépendance des événements.

14. Cela nous permettra d'avoir une approximation des deux dernières probabilités conditionnelles de modèle séquentiel avec prise en compte des corrélations entre les termes d'erreurs.

15. La probabilité de réalisation des événements est le produit de leurs probabilités respectives.

Les paramètres sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance en maximisant la fonction log-vraisemblance suivante :

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i \in S_1} \{1 - \ln[1 - \Phi(\beta X_i)]\} + \sum_{i \in A_1} \{\ln[\Phi(\beta X_i)(1 - \Phi(\delta W_i))]\} \\ & + \sum_{i \in S_2} \{\ln[\Phi(\beta X_i)\Phi(\delta W_i)(1 - \Phi(\theta Z_i))]\} + \sum_{i \in E_2} \{\ln[\Phi(\beta X_i)\Phi(\delta W_i)\Phi(\theta Z_i)]\} \end{aligned}$$

où  $S_1$ ,  $A_1$ ,  $S_2$ , et  $E_2$  correspondent aux différentes observations de notre échantillon dont les résultats sont respectivement  $s_1$ ,  $a_1$ ,  $s_2$ , et  $e_2$ .

En effet, cette modélisation qui analyse les différents événements de façon complètement indépendante pourrait donner des résultats biaisés si on ne tient pas compte des facteurs individuels inobservés qui influenceraient les probabilités de passer ces différentes transitions. On imagine bien à ce niveau qu'il pourrait y avoir un phénomène d'auto-sélection des candidats à la participation à une nouvelle campagne conditionnellement au premier échec.

### 1.4.2 Probit simple avec équation de sélection

Dans cette deuxième spécification, nous estimons un probit avec équation de sélection qui modélise conjointement la décision individuelle de participation ou non à une nouvelle campagne et la décision d'attribution ou non de la prime aux enseignants-chercheurs par le chef d'établissement.

En effet, les décisions rendues par le chef d'établissement ne sont observées que pour les candidats n'ayant pas été promus dès le premier tour et s'étant effectivement présentés à une seconde compétition. Le phénomène d'auto-sélection étant à notre avis très important à cette étape, l'équation de sélection que nous avons retenue modélisera la décision individuelle de participer ou non à une seconde campagne. Ainsi, nous avons restreint l'échantillon aux seuls candidats non promus de la première étape et modélisé les décisions d'attribution de la prime conditionnellement à la participation à la compétition. Toutefois, nos conclusions sur les décisions d'attribution de la prime restent

inchangées si nous gardions l'ensemble de notre échantillon et que nous considérions les candidats promus comme n'ayant pas participé à cette nouvelle campagne.

Le modèle probit avec équation de sélection modélise simultanément ces deux équations afin de limiter le problème éventuel de biais de sélection. Plus précisément, nous utilisons une modélisation de type probit simple pour la promotion ou non à l'issue de cette deuxième compétition et pour la participation ou non à une seconde campagne. Ce modèle introduit de la corrélation entre les termes d'erreurs de ces deux équations ( $\rho_{v\mu} \neq 0$ ).<sup>16</sup> Ceci nous permet de tenir compte de la présence potentielle de facteurs individuels inobservés (tels que la motivation du candidat, son estime de soi, ses capacités intrinsèques) qui influenceraient à la fois la participation à une seconde campagne et la promotion à l'issue de la deuxième compétition. Nous modélisons donc la probabilité d'obtenir la prime conditionnellement à la participation à une campagne  $Pr(d_i = 0 | r_i = 1, W_i)$  comme suit :

$$\begin{aligned} d_i = 0 & \quad \text{si } d_i^* = \theta Z_i + \mu_i \leq 0 | r_i = 1 \\ d_i = 1 & \quad \text{si } d_i^* = \theta Z_i + \mu_i > 0 | r_i = 1 \end{aligned}$$

L'équation de sélection s'écrit :

$$\begin{aligned} r_i = 1 & \quad \text{si } r_i^* = \delta W_i + v_i > 0 \\ r_i = 0 & \quad \text{sinon} \end{aligned}$$

Les termes d'erreurs  $\mu_i$  et  $v_i$  sont supposés être indépendants et identiquement distribués et suivre une loi normale bivariée de moyenne nulle et de coefficient de corrélation  $\rho_{v\mu}$  :

$$\begin{pmatrix} v_i \\ \mu_i \end{pmatrix} \sim \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \rho_{v\mu} \\ \rho_{\mu v} & 1 \end{pmatrix} \right]$$

Cependant, l'estimation des paramètres de ce modèle impose une contrainte d'identification autre que celle consistant à normaliser les variances des résidus à 1. Cette

16. Plus précisément, nous supposons aussi que  $\rho_{\varepsilon v} = \rho_{\varepsilon \mu} = 0$ ; ce qui correspond à un probit simple et à un probit avec sélection.

contrainte est qu'au moins une variable explicative de l'équation de sélection soit exclue de l'équation de promotion. En d'autres termes, cette variable doit avoir un impact sur la probabilité de participation à la compétition (équation de sélection) sans influencer la probabilité de promotion des candidats. En effet, la littérature sur les tournois (Fullerton *et al.* [1999], Morgan *et al.* [2012]) montre que les décisions individuelles de participation à des compétitions sont influencées par le nombre de concurrents, la valeur de la récompense et le coût de l'effort. Plus précisément, Morgan *et al.* [2012] trouvent que la propension à entrer dans une compétition diminue avec le nombre de concurrents. Sur la base de ce dernier résultat mettant en évidence les comportements individuels dans un environnement compétitif, nous avons retenu le nombre de candidatures dans chaque établissement comme variable explicative de l'équation de participation exclue de l'équation de promotion. Nous estimons donc que le nombre de dossiers de candidature annoncés dans chaque établissement a de fortes chances d'influer sur la participation des candidats potentiellement intéressés par cette compétition académique mais pas sur la promotion des candidats.

En somme, nous distinguons trois types d'observations dans notre échantillon avec les probabilités suivantes :

$$\begin{aligned} r_i = 0 & \Rightarrow Pr(r_i = 0) = [1 - \Phi(\delta W_i)] \\ r_i = 1, d_i = 0 & \Rightarrow Pr(r_i = 1, d_i = 0) = \Phi(\delta W_i) - \Phi_2(\delta W_i, \theta Z_i, \rho_{v\mu}) \\ r_i = 1, d_i = 1 & \Rightarrow Pr(r_i = 1, d_i = 1) = \Phi_2(\delta W_i, \theta Z_i, \rho_{v\mu}) \end{aligned}$$

La log-vraisemblance associée à ce modèle s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^n \{ r_i d_i \ln[\delta W_i, \theta Z_i, \rho_{v\mu}] + r_i(1 - d_i) \ln[\Phi(\delta W_i) - \Phi_2(\delta W_i, \theta Z_i, \rho_{v\mu})] \\ &+ (1 - r_i) \ln[1 - \Phi(\delta W_i)] \} \end{aligned}$$

$\Phi(\cdot)$  et  $\Phi_2(\cdot)$  représentent les fonctions de répartition d'une loi normale univariée et bivariée standardisées respectivement.  $W_i$  représente les déterminants de la décision de participation à une nouvelle campagne et  $Z_i$ , les déterminants de la décision de



promotion par le chef d'établissement. Les paramètres  $\theta$ ,  $\delta$  et  $\rho_{v\mu}$  sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète.

## 1.5 Résultats

Les résultats de nos estimations économétriques sont reportés au tableau 1.6. Les trois premières colonnes (1-2-3) correspondent aux coefficients du probit séquentiel expliquant respectivement les décisions de promotion des enseignants-chercheurs à l'issue de la première compétition, de la décision de participation à une deuxième campagne conditionnellement au premier échec et les décisions de promotion aux termes de la deuxième compétition académique. Enfin, les colonnes 4 et 5 présentent les coefficients du modèle probit avec équation de sélection caractérisant les décisions de participation à la seconde campagne après un premier échec et la promotion en deuxième étape de cette compétition. Pour tous les modèles présentés, les p-values reportées ont été obtenues à partir des écarts-types robustes. Nos résultats sont interprétés à partir des effets marginaux moyens calculés (voir Tableau 1.7, placé en annexe).

**Tab. 1.6** – Déterminants des décisions de promotion et de participation aux campagnes PES

		Sans sélection			Avec Sélection	
		Promotion étape 1	Participation étape 2	Promotion étape 2	Équation de sélection	Promotion étape2
genre	(=1 si Homme)	0,503** (2,14)	0,289 <sup>ns</sup> (1,33)	0,799 <sup>ns</sup> (1,37)	0,342 <sup>ns</sup> (1,27)	0,799 <sup>ns</sup> (1,29)
age	Age des candidats	-0,023* (-1,72)	-0,016 <sup>ns</sup> (-1,08)	-0,039 <sup>ns</sup> (-1,22)	-0,018 <sup>ns</sup> (-1,26)	-0,039 <sup>ns</sup> (-1,21)
hdr	(=1 si candidat a l'HDR)	-0,316 <sup>ns</sup> (-1,17)	-0,692** (-2,53)	0,474 <sup>ns</sup> (1,03)	-0,724*** (-2,59)	0,473 <sup>ns</sup> (0,87)
dpubl	Publications	2,117*** (5,42)	0,490** (2,13)	1,485*** (2,84)	0,525** (2,25)	1,485*** (2,93)
dedoc	Encadrement doctoral	0,851*** (3,77)	0,731*** (3,09)	0,735 <sup>ns</sup> (1,42)	0,709*** (2,91)	0,735 <sup>ns</sup> (1,28)
dray	Rayonnement	1,142*** (4,52)	0,670*** (3,03)	1,139** (2,00)	0,678*** (2,98)	1,139* (1,81)
drsc	Responsabilités scientifiques	0,779*** (3,33)	0,717*** (3,03)	1,578*** (3,10)	0,791*** (3,34)	1,578** (2,47)
pedr	(=1 si prime accordée)	0,812*** (2,96)				
univ	(=1 si Paris et Iles-de-France)	0,761*** (2,69)				
c2010	(=1 si vague PES 2010)	0,126 <sup>ns</sup> (0,61)				
ncand	Nombre de candidatures dans chaque université				-0,063** (-2,01)	
const	Constante	-3,470*** (-4,85)	-0,751 <sup>ns</sup> (-1,18)	-3,599** (-2,41)	-0,390 <sup>ns</sup> (-0,60)	-3,599** (-2,05)
Rho ( $\rho$ )	Coefficient de corrélation				0,0003 <sup>ns</sup> (0,00)	
	Nombre d'observation		287			169
	Log-vraisemblance		-215,774			-110,252

Les p-values associées au test de significativité des paramètres sont reportées entre parenthèses.  
 NB : (\*\*\*) significatif au seuil de 1%; (\*\*) au seuil de 5%; (\*) au seuil de 10% et (<sup>ns</sup>) : non significatif

Les résultats du tableau 1.6 montrent que le nombre de dossiers déposés pour les campagnes de la PES dans le même établissement que le candidat, a un effet statistiquement significatif et négatif sur la probabilité de participer à une seconde campagne pour les non-promus de la première campagne de la PES. De ce fait, cette variable remplit la première condition pour être une variable instrumentale. En plus, il faut qu'elle ne joue sur la promotion en seconde étape que par le biais de la décision de participation à une seconde campagne pour que les conditions d'identification du modèle probit avec sélection soient vérifiées. En d'autres termes, cette variable ne doit pas être corrélée avec le terme d'erreur de l'équation de promotion en seconde étape de la compétition. Nous estimons que c'est le cas dans notre modèle car en l'absence de quotas imposés

par établissement, il n'y a pas de raison que le nombre de dossiers présentés conditionne la décision de promotion individuelle.

L'hypothèse d'indépendance des termes d'erreurs tirés respectivement de l'équation de participation à une seconde campagne PES et de l'équation de promotion n'est pas rejetée : le coefficient de corrélation des deux termes d'erreurs est statistiquement non significatif ( $\rho_{v\mu} = 0$ ) : ce qui est confirmé par le résultat obtenu à l'aide du test Wald portant sur l'indépendance des deux équations. Les caractéristiques individuelles inobservables jouant sur la participation à une campagne ne jouent pas sur la promotion des candidats à la deuxième étape de la compétition académique. La non prise en compte de l'équation de participation, préalablement à la modélisation de la probabilité d'avoir la prime en seconde étape, n'aurait donc pas biaisée les résultats. Nous retiendrons donc le modèle probit séquentiel avec l'hypothèse d'indépendance des événements. Toutefois, les coefficients associés aux différents critères de mesure de la production scientifique doivent être interprétés avec prudence compte tenu de la taille de notre échantillon.

Le tableau 1.6 indique également que les caractéristiques individuelles comme le genre et l'âge des enseignants-chercheurs jouent sur la probabilité d'avoir la prime d'excellence scientifique dans la première transition. Concernant l'effet genre, les résultats obtenus montrent que les hommes ont une probabilité de plus de 10% d'obtenir la prime du premier coup par rapport aux femmes, toutes choses égales par ailleurs. Cet effet genre peut être dû principalement à une discrimination à l'égard des femmes (Gneezy *et al.* [2003]). Toutefois, nous ne contrôlons pas à ce stade le taux de participation des femmes à cette première étape de la compétition académique qui pourrait éventuellement confirmer les résultats trouvés dans les études expérimentales qui montrent que les femmes sont moins enclines à participer aux compétitions (Gneezy *et al.* [2003], Niederle et Vesterlund [2007], Gupta *et al.* [2013], Beugnot *et al.* [2013]). En revanche, nous trouvons que les hommes et les femmes ont la même probabilité de participer à une nouvelle campagne après un premier échec et n'avons manifestement aucun effet genre dans l'obtention de la prime conditionnelle à une seconde participation à la compétition. Ces

derniers résultats peuvent s'expliquer par des caractéristiques inobservées des femmes plus élevées que celles des hommes (Niederle *et al.* [2007], Balafoutas et Sutter [2010]) qui atténueraient la discrimination si celle-ci est avérée.

L'âge des enseignants-chercheurs ne s'est avéré statistiquement significatif qu'au seuil de 10%. Il diminue les chances d'obtention de la prime du premier coup et ne joue ni sur la probabilité de participer à une nouvelle campagne ni sur celle de gagner la compétition après un second essai. Plus précisément dans cette première transition, la variation d'une année de l'âge des enseignants-chercheurs candidats à la campagne de la PES diminue la probabilité d'obtenir la prime de 0,46%. Cet impact positif mais très marginal de l'âge sur les chances de promotion semble suggérer que l'effort de production scientifique est plus élevé pour les plus jeunes de notre échantillon qu'il ne l'est pour les anciennes générations. En effet, l'amélioration des conditions de financement de thèse, l'ouverture internationale de plus en plus forte de la formation doctorale et une meilleure insertion dans les réseaux de recherche internationaux des jeunes générations pourraient être à l'origine de cette manifestation élevée de la production scientifique en début de carrière.

L'influence de l'Habilitation à Diriger les Recherches (HDR) des candidats sur les différentes probabilités reste ambiguë puisqu'elle n'est statistiquement significative que pour les décisions de participation à une seconde campagne. Le fait d'être titulaire ne semble pas jouer sur les probabilités d'obtenir la prime du premier coup et sur celle de promotion après un second essai. En effet, les titulaires d'une HDR seraient moins enclins à participer à la compétition que les non-titulaires. Les titulaires présenteraient un taux de participation à un second tournoi inférieur de 21,50% par rapport aux non-titulaires. On ne peut exclure à ce niveau un effet de découragement d'une partie de la cohorte des professeurs, qui, titulaires d'une PEDR arrivée à échéance en 2009, n'ont pas obtenu la PES lors de cette première campagne. Le signal adressé par les jurys successifs d'un renforcement de la pondération accordée aux publications de qualité, plutôt qu'au critère d'encadrement doctoral, a pu accélérer l'ouverture à la compétition aux jeunes

générations souvent non HDR, mais qui en phase ascendante de leur cycle de production scientifique ont pu bénéficier d'un effet de « *fast track* ».

Nos résultats montrent d'ailleurs assez nettement l'évolution des pondérations accordées à chacun des critères de sélection évalués au cours de ce tournoi dynamique. Les effets marginaux moyens calculés indiquent, toutes choses égales par ailleurs, que dans la première transition, ceux qui ont la note satisfaisante ou très satisfaisante en encadrement doctoral augmenteraient leurs chances d'obtenir la prime de plus de 19% par rapport à ceux qui ont obtenu la note insuffisante. Ces chances augmenteraient de plus de 17,22%, et de 26,38% respectivement pour les responsabilités scientifiques et pour le rayonnement. Mais c'est l'effet des publications scientifiques qui est le plus marqué dans les résultats obtenus. Ce critère augmente de plus de 42% les chances d'obtention de la prime. Pour la participation des candidats à la seconde campagne, nous enregistrons des taux de participation de 22,77% pour l'encadrement doctoral, 22,51% pour le critère des responsabilités scientifiques, de 21,23% pour le rayonnement et 15,09% pour les publications de ceux qui ont la note suffisante ou très suffisante par rapport à ceux dont la note est insuffisante. Enfin dans la troisième transition donnant lieu à l'obtention ou non de la prime, le coefficient d'encadrement doctoral devient statistiquement non significatif, contrairement aux trois autres critères. Les chances de succès à cette seconde étape pour les candidats dont les notes sont A ou B par rapport à ceux dont les notes sont B sont respectivement de 27,01% pour les responsabilités scientifiques, 20,85% pour le rayonnement et environ 27% pour les publications scientifiques.

Globalement, ces résultats montrent la place de plus en plus importante qu'occupent les publications scientifiques dans la promotion des enseignants-chercheurs candidats à la Prime d'Excellence Scientifique, ce qui confirme l'accent mis sur cette activité et les effets induits attendus sur les choix du portefeuille d'activités multitâches des enseignants chercheurs. Ces résultats confirment ceux mis en évidence dans la littérature (Merton [1957], Katz [1973]) montrant le rôle crucial que jouent les publications scientifiques dans

les mécanismes de recrutement et de promotion. Globalement, ces résultats révèlent un changement progressif dans les pondérations des critères adoptées par les commissions nationales successives entre 2009 et 2011, les critères de 2009, année de changement de régime, étant restés encore proches de ceux de la Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche.

La prise en compte de la promotion passée dans la première transition de notre modèle séquentiel indique que, pour les campagnes 2009 et 2010, les titulaires de la PEDR ont 17,13% plus de chances d'obtenir la PES que les non-titulaires de cette prime, toutes choses égales par ailleurs. Ce dernier résultat confirme en partie les prédictions théoriques souvent mises en évidence dans la littérature sur les propriétés de l'effet Matthieu dans les tournois dynamiques : les premiers succès résultant d'une forte productivité passée, facilitent les succès futurs.

Enfin, les enseignants-chercheurs dont les établissements de provenance sont les universités de Paris et Ile-de-France ont 9,45% plus de chances d'obtenir la prime du premier coup que leurs collègues des autres universités.

## 1.6 Conclusion

La Prime d'Excellence Scientifique a été mise en place depuis 2009 après une série de réformes institutionnelles. Ce dispositif a pour objectif de stimuler les performances individuelles en matière de production scientifique. En particulier, la prime est destinée à récompenser les chercheurs et les enseignants-chercheurs dont le niveau d'activité scientifique est jugé satisfaisant par les instances d'évaluation.

Cette étude s'inscrit dans une littérature abondante sur les critères de mesure de la production scientifique des chercheurs et des enseignants-chercheurs comptant pour le recrutement et la promotion académiques. Elle s'intéresse tout particulièrement aux

déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs en économie en France, candidats aux campagnes 2009, 2010 et 2011 de la Prime d'Excellence Scientifique (PES). L'analyse des déterminants de l'obtention de la PES que nous menons dans ce cadre est très originale. Nous contrôlons à partir des critères de sélection évalués les différentes activités associées au métier de l'enseignant-chercheur dans un processus de promotion en dynamique.

Nos résultats économétriques mettent en évidence que les publications scientifiques constituent le critère le plus déterminant de promotion parmi les critères de sélection évalués par la commission nationale. En revanche, ils indiquent que la participation à la campagne de la Prime d'Excellence Scientifique conditionnellement au premier échec est moins tributaire des publications scientifiques que les autres activités. Enfin, l'obtention de la prime aux termes de la deuxième compétition relève très fortement des activités de publications et de responsabilités scientifiques et dans une moindre mesure du critère de rayonnement. L'encadrement doctoral ne présente pas un impact significatif sur l'obtention de la prime dans cette dernière transition.

Un autre point qui ressort de cette étude est que la promotion passée augmenterait les chances de succès des bénéficiaires. Ce résultat pourrait être mis en relation avec l'existence d'un avantage cumulatif (succès passés) qui favoriserait les succès futurs des enseignants-chercheurs.

Les caractéristiques individuelles comme l'âge et le genre ne sont significatifs que dans la première transition. Les résultats obtenus soulignent aussi que l'appartenance à des universités de Paris et Ile-de-France augmenterait la probabilité de promotion en première étape. Néanmoins, ces résultats doivent être interprétés avec prudence compte tenu de la taille de notre échantillon et d'un phénomène probable d'auto-sélection des candidats à la première campagne de la PES dont malheureusement nos données ne nous permettent pas d'analyser dans le cadre cette étude.

En mettant en lumière les différentes pondérations accordées à chacun des critères de sélection évalués au cours de ce tournoi dynamique, la Prime d'Excellence Scientifique a permis, certes de couvrir un champ beaucoup plus large des activités de l'enseignant-chercheur mais elle n'inclut pas l'enseignement parmi les activités évaluées. La prise en compte de cette activité est d'autant plus importante que la recherche, souvent en conflit avec les autres tâches comme l'enseignement et les responsabilités collectives (Kossi *et al.* [2013]), joue un rôle central dans la promotion. Il y a, certainement, une difficulté inhérente à l'évaluation de la performance de l'enseignement (Katz [1973]), mais il semble nécessaire de trouver un critère de mesure de cette activité pour assurer la qualité pérenne des services de cette activité. La seconde étape serait de trouver un consensus autour des pondérations à accorder à chaque activité pour éviter des conflits d'intérêt qui pourraient conduire à des comportements d'hyperspécialisation tout au long du cycle de vie active. Toutefois, une évaluation de ce dispositif incitatif mériterait d'être complétée par une analyse de l'impact de la Prime d'Excellence Scientifique sur la production scientifique.



## 1.7 Annexe 1 : Effets marginaux moyens

**Tab. 1.7** – Effets marginaux moyens des déterminants des décisions de promotion et de participation aux campagnes PES

		Sans sélection			Avec Sélection	
		Promotion étape 1	Participation étape 2	Promotion étape 2	Équation de sélection	Promotion étape 2
genre	(=1 si Homme)	0,1028** (2,14)	0,0861 <sup>ns</sup> (1,17)	0,1366 <sup>ns</sup> (1,60)	0,1020 <sup>ns</sup> (1,29)	0,1006 <sup>ns</sup> (1,61)
age	Age des candidats	-0,0046* (-1,73)	-0,0049 <sup>ns</sup> (-1,09)	-0,0070 <sup>ns</sup> (-1,30)	-0,0054 <sup>ns</sup> (-1,27)	-0,0049 <sup>ns</sup> (-1,24)
hdr	(=1 si candidat a l'HDR)	-0,0619 <sup>ns</sup> (-1,20)	-0,2150** (-2,62)	0,0852 <sup>ns</sup> (1,02)	-0,2155*** (-2,73)	0,0596 <sup>ns</sup> (0,69)
dpubl	Publications	0,4286*** (9,13)	0,1509** (2,16)	0,2695*** (3,59)	0,1562** (2,33)	0,1870** (2,06)
dedoc	Encadrement doctoral	0,1906*** (3,63)	0,2277*** (3,24)	0,1344 <sup>ns</sup> (1,56)	0,2110*** (3,11)	0,0926 <sup>ns</sup> (1,62)
dray	Rayonnement	0,2638*** (4,62)	0,2123*** (3,03)	0,2086** (2,40)	0,2016*** (3,15)	0,1434** (2,28)
drsc	Responsabilités scientifiques	0,1722*** (3,15)	0,2251*** (3,16)	0,2701*** (4,05)	0,2355*** (3,64)	0,1987*** (2,92)
pedr	(=1 si prime accordée)	0,1713*** (2,92)				
univ	(=1 si Paris et Iles-de-France)	0,0945*** (2,28)				
c2010	(=1 si vague PES 2010)	0,0253 <sup>ns</sup> (0,61)				
ncand	Nombre de candidatures dans chaque université				-0,0188** (-2,03)	

Les p-values associées au test de significativité des paramètres sont reportées entre parenthèses.  
NB : (\*\*\*) significatif au seuil de 1%; (\*\*) au seuil de 5%; (\*) au seuil de 10% et (<sup>ns</sup>) : non significatif

## Chapitre 2

# Compétition académique et modes de production scientifique des économistes français<sup>1</sup>

### 2.1 Introduction

Les effets d'annonce du classement de Shanghai et une concurrence plus marquée entre les universités ont stimulé les réflexions sur l'évaluation de la production scientifique. La littérature actuelle laisse apparaître dans ce domaine une certaine controverse, tant dans le choix des indicateurs de production scientifique (Courtault *et al.* [2010], Tombazos [2005], Combes et Linnemer [2003, 2001]), que sur les limites du recours à ce type de critère comme méthode d'évaluation de l'activité scientifique (Hendrick *et al.* [2005], Gingras [2008], Frey [2009]). Le cas français est d'autant plus stimulant à étudier que les réformes institutionnelles (mise en place de l'AERES, de l'ANR, loi LRU, etc.) en vue d'améliorer la position des universités dans la compétition internationale, se sont succédées à un rythme rapide depuis 2007. Ces réformes poursuivent globalement deux objectifs. D'une part, elles visent à constituer sur la carte nationale de l'enseignement

---

1. Ce chapitre de la thèse est constitué d'un article coécrit avec Jean-Yves Lesueur et Mareva Sabatier. Il a été dans la *Revue d'Economie Politique* 2013/4 Vol. 123 p. 469-494

supérieur et de la recherche, quelques grands pôles d'excellence permettant de générer les effets d'agglomérations attendus d'une concentration spatiale des compétences. D'autre part, ces réformes souhaitent instiller progressivement, au niveau individuel comme collectif, une culture de l'évaluation de la production scientifique fondée sur la concurrence par comparaison.

Les études réalisées sur la production scientifique des enseignants-chercheurs en économie restent relativement limitées à ce jour (Frey [2009], Morrisey et Cawley [2008], Rauber et Ursprung [2008], Taylor *et al.* [2006]), Siegfried [2006]), *a fortiori* lorsqu'il s'agit d'étudier le cas français (Combes et Linnemer [2001, 2003], Bosquet et Combes [2011], Lesueur [2012]). Or, à l'exception de Lesueur [2012], ces travaux partagent une limite importante dans leurs méthodes d'évaluation. Alors que l'activité d'un enseignant-chercheur est multitâches (Aghion *et al.* [2009], Gary-Bobo et Trannoy [2009]) et que les pondérations accordées à chacune d'entre elles évoluent au cours de la carrière, les bases de données utilisées ne permettent pas de contrôler l'impact, sur la quantité ou la qualité des publications, du temps consacré aux autres activités associées au métier d'enseignant-chercheur. Le développement des mécanismes d'évaluation ouvre toutefois un changement structurel profond dans la gestion des ressources humaines au sein des universités françaises. Dans un environnement de concurrence par comparaison, la politique de recrutement, de promotion, mais aussi le développement d'incitations monétaires (primes) ou non-monétaires (décharges de services), sont devenus des instruments stratégiques pour fidéliser et attirer les talents source d'avantages comparatifs. Dans ce contexte, l'évaluation des performances relatives des enseignants-chercheurs en matière de publication conditionne désormais, non seulement une partie de leur rémunération individuelle (Prime d'Excellence Scientifique -PES -, nomination à l'Institut Universitaire de France), mais également les dotations de leurs laboratoires. La mise en relation des inputs de la production scientifique et des outputs évalués devient cruciale. Or, force est de constater que si ces derniers sont mis sous le feu des projecteurs, les inputs qui ont contribué à leur réalisation sont, faute d'informations disponibles, très

rarement contrôlés lors de l'évaluation.

L'étude présentée dans ce chapitre mobilise des données originales qui assurent de dépasser ces difficultés. Ces données permettent d'observer les 287 enseignants-chercheurs de la 5<sup>e</sup> section du CNU (sciences économiques) ayant candidaté aux deux premières campagnes de la Prime d'Excellence Scientifique (2009 et 2010). De fait nous élargissons le champ d'analyse des données utilisées par Lesueur [2012] en y intégrant les données issues de la deuxième vague d'évaluation 2010 de la PES. Ce dispositif a pour objectif d'évaluer l'activité scientifique des candidats et de sélectionner les plus méritants à travers plusieurs indicateurs. Ainsi, les données issues des campagnes PES apportent des informations individuelles, souvent inobservées dans d'autres bases de données, sur les caractéristiques individuelles et les publications, mais aussi les activités d'enseignement, les responsabilités collectives et les trajectoires au cours de la carrière. En outre, l'évaluation des candidatures à la PES s'inscrit dans un contexte de tournoi bien connu des économistes du travail. En effet, les règles essentielles d'un tel mécanisme de compétition académique sont respectées puisque les différentes dimensions de l'évaluation<sup>2</sup> sont observées dans une fenêtre d'observation temporelle identique pour tous les candidats, à savoir du 1/01/2005 au 1/01/2009 pour la strate 2009 de l'échantillon et du 1/01/2006 au 1/01/2010 pour la strate 2010. De plus concernant le seul critère de la production scientifique qui sera privilégié dans cet article, une grille d'évaluation homogène des publications est retenue à travers le classement CNRS des revues.

A partir de ces données, notre objectif est d'analyser quels sont les déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs en sciences économiques. Notre contribution s'avère originale à deux niveaux. D'une part, nous contrôlons l'influence du multitâches et la possibilité donnée à chaque enseignant-chercheur de revoir la composition de son portefeuille d'activités au cours de la carrière. D'autre part, nous évaluons

---

2. La commission nationale délivre une évaluation globale (A, B ou C) qui synthétise les quatre critères qui sont privilégiés dans l'évaluation des candidatures à savoir les publications, l'encadrement doctoral, le rayonnement scientifique et les responsabilités scientifiques.

les effets d'externalités liés à l'environnement de la recherche, effets qui peuvent-être à l'origine d'un biais dynamique (connu sous le nom d'effet Matthieu) lors des mécanismes de promotion (Merton [1968], Carayol [2006]).

Le reste de ce chapitre est structuré en quatre sections. Dans la section 2.2, nous présentons un survol de la littérature portant sur les déterminants de la production scientifique. Nous centrons particulièrement l'éclairage sur les deux dimensions qui animent l'orientation de ce chapitre : le multitâche et les effets d'externalités de l'environnement de la recherche. La section 2.3 offre une présentation statistique de l'échantillon mobilisé. Nous proposons un critère de mesure de la production scientifique tenant compte à la fois de la qualité des supports de publication et du nombre de co-auteurs. Nous réalisons alors dans la section 2.4 des estimations économétriques par quantiles qui permettent d'identifier l'effet discriminant des déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs, selon leur position dans la distribution de la production scientifique observée de 2005 à 2010. Nos résultats économétriques mettent clairement en évidence les effets du multitâches et des externalités, sur le dualisme du système de production scientifique qui semble caractériser les économistes français candidats à la PES. En nous référant à la typologie proposée par Lindbeck et Snower [2000], nous identifions une opposition sensible entre le régime « tayloriste » des plus publiants et le régime « holiste » dans lequel s'inscrivent les plus polyvalents. La section 2.5 du chapitre résume les principaux résultats obtenus et les prolongements envisageables.

## **2.2 Les déterminants de la production scientifique**

### **2.2.1 Cycle de vie de la production scientifique et contrôle du multitâche**

Deux faits stylisés particulièrement robustes accompagnent les travaux empiriques sur la production de connaissances.

Dès 1926, Lotka a mis en évidence l'existence d'une relation inverse entre le volume de la production scientifique et le nombre de chercheurs. Cette loi, qui est un cas particulier de

la loi de puissance inverse,<sup>3</sup> n'est pas réfutée par les travaux qui se sont développés pour évaluer la production scientifique, que ce soit au niveau des laboratoires de recherche, des universités ou des chercheurs. Narin et Breitzman [1995] ont même étendu la robustesse empirique de cette loi au cadre des inventeurs prolifiques et de la production de brevets. Ainsi, un petit nombre de chercheurs publient beaucoup alors qu'un grand nombre produit peu.

Au-delà de la loi de Lotka, les travaux empiriques sur la production scientifique font régulièrement état d'un cycle de vie de la production scientifique. L'effort de production scientifique serait plus élevé en début de carrière qu'il ne l'est une fois atteint le niveau de promotion désiré. A partir d'un modèle de choix inter-temporel dans lequel les agents cherchent à allouer de manière optimale leur temps disponible entre la recherche et les autres activités, Levin et Stephan [1991] ont proposé un fondement théorique à l'existence de ce cycle de vie. Leurs estimations économétriques réalisées à partir de données américaines mesurant la production scientifique des doctorants en sciences physiques et biochimie confortent cette hypothèse. Ce cycle de vie a également été mis en évidence par Taylor *et al.* [2006] chez des enseignants-chercheurs en économie en poste dans les universités et collèges américains en 2003. Dans leur étude sur la production scientifique de 359 économistes de la santé aux Etats-Unis, Morrissey et Cawley [2008] obtiennent un effet quadratique de l'expérience professionnelle avec un extrémum atteint au voisinage de 24 années d'expérience professionnelle.

Des études récentes soulignent de fortes interactions entre ce cycle de vie de la production scientifique et d'autres facteurs plus institutionnels comme les perspectives de recrutement ou de promotion. Dans une étude mobilisant les données de panels (2004-2005) d'enseignants-chercheurs français et italiens en physique, Lissoni *et al.* [2011]

---

3. De manière générale, la loi de Lotka s'écrit :  $f(n) = an^{-k}$  où  $f(n)$  est la proportion d'auteurs ayant écrit  $n$  articles,  $a$  et  $k$  étant les paramètres estimés de la loi. Dans son article de 1926 Lotka observe que pour 100 chercheurs produisant chacun un article, il y en a à peu près  $\frac{100}{2^2}$ , soit 25 qui produisent 2 articles de sorte que  $k=2$ .

confirment l'existence de ce cycle et montrent les effets néfastes de l'augmentation conjoncturelle brutale du nombre de postes vacants mis aux concours en 1980 en Italie et en 1985 en France. Leurs résultats des estimations économétriques révèlent que la plupart des enseignants-chercheurs recrutés dans cette période manifeste en moyenne, une production scientifique plus faible et une progression plus lente en termes de promotion au cours de la carrière que leurs collègues de même grade (ou corps) recrutés les autres années.

Rauber et Ursprung [2008] identifient, quant à eux, des effets de générations marqués concernant les publications des chercheurs et enseignants-chercheurs économistes allemands ayant obtenu leur doctorat entre 1963 et 1998 et en poste dans une université allemande en 2004. La date de réalisation de la thèse de doctorat permet d'identifier un effet de cohorte lors de l'estimation économétrique d'un modèle Tobit dans lequel la variable expliquée est un indice de production scientifique construit à partir des publications répertoriées dans *EconLit*. Leurs résultats économétriques sur l'ensemble de l'échantillon, montrent l'existence d'un pic dans la production scientifique après huit années d'expérience professionnelle, soit au voisinage de la titularisation comme *full professor*. Les résultats des estimations économétriques par quantiles réalisées par cohorte, témoignent d'une déformation du cycle de production scientifique avec des courbes de plus en plus marquées en faveur d'une production scientifique forte en début de carrière pour les jeunes générations.

### **2.2.2 Effets de voisinage, externalités de coopération scientifique et pression par les pairs**

On peut s'interroger sur les fondements qui pourraient expliquer l'observation conjointe et régulière des deux faits stylisés que nous venons d'évoquer, à savoir la loi de Lotka et un cycle de vie de la production scientifique en lien avec la promotion au cours de la carrière. L'effet de l'environnement de la recherche peut-être avancé à ce niveau comme facteur susceptible d'affecter à la fois la dynamique individuelle de produc-

tion scientifique comme la concentration de celle-ci entre un faible nombre de chercheurs.

Dans le contexte de la compétition académique qui nous intéresse dans cette étude, l'environnement de la recherche lors de la réalisation du doctorat peut générer des effets de « dépendance de sentier » tels que celui connu sous le nom d'effet Matthieu et initialement développé par Merton [1968]. La littérature moderne sur les tournois dynamiques a poursuivi cette intuition en s'intéressant aux effets d'interaction dynamique entre compétition pour le recrutement puis compétition pour la promotion, sur l'évolution des performances individuelles (Carayol [2006], Ederer [2010]). Les propriétés d'équilibre de ces modèles soutiennent l'existence d'un biais dynamique, connu sous le nom « d'effet Matthieu <sup>4</sup> ». L'environnement scientifique serait propice à un traitement inégalitaire des chercheurs au cours de leur carrière. Les chercheurs les plus réputés bénéficieraient dès le départ d'un environnement de recherche plus favorable (recrutement initial plus rapide dans des universités de qualité, accès à de bonnes conditions de travail et opportunités de coopération au niveau international, valorisation rapide de la recherche réalisée en doctorat,...), ce qui accélérerait leur recrutement puis leur promotion pour l'accès aux grades les plus élevés (effet « *fast track* »).

La coopération scientifique et les externalités associées à l'environnement de la recherche dans lequel est inséré un enseignant-chercheur jouent donc un rôle décisif dans sa propre production individuelle, que ce soit au niveau quantitatif comme au niveau qualitatif. Les possibilités de co-publication constituent à ce titre l'un des vecteurs d'externalités attendues de l'intégration d'un enseignant-chercheur dans un laboratoire réunissant des compétences dans un ou plusieurs domaines. Sur les données des enseignants-chercheurs en physique, Lissoni *et al.* [2011] confirment l'impact positif des publications en co-auteurs sur la production individuelle. La contribution marginale de cette variable au score de publication individuelle varie de 0,1 à 0,17 en moyenne, respectivement pour

---

4. Traduction directe de « Matthew effect » il trouve son origine dans l'évangile selon St Matthieu où l'on peut en effet lire « *Celui qui a, on lui donnera et il aura un surplus, mais celui qui n'a pas, même ce qu'il a lui sera enlevé* » !



les professeurs et maîtres de conférences. Dans leur étude portant sur les enseignants-chercheurs en économie en poste dans les universités et collèges américains en 2003, Taylor *et al.* [2006], estiment à 22,5% l'amélioration de la production scientifique annuelle apportée en moyenne sur la période par chaque co-auteur supplémentaire. En contrôlant le biais d'endogénéité de cette variable, Lee et Bozeman [2005] sur les chercheurs en sciences exactes et sciences de l'ingénieur aux Etats-Unis, et Lesueur [2012] sur les enseignants-chercheurs en économie candidats à la PES en 2009, confirment l'impact favorable de la co-publication sur la production scientifique. La co-publication semble aussi affecter la qualité de cette production. Kocher et Sutter [2004] montrent ainsi que la co-publication, que ce soit entre chercheurs d'une même institution ou entre chercheurs relevant d'établissements différents, s'accroît de manière sensible avec le classement de la revue visée. Rauber et Ursprung [2008] obtiennent également un effet positif du nombre moyen de coauteurs sur la qualité des publications (mesurée par le facteur impact de chaque publication) au cours de la carrière.

Mais les effets d'externalités associés au rattachement d'un chercheur à un laboratoire peuvent être d'intensité différente selon le stock de compétence accumulé à un moment du temps au sein d'un laboratoire, d'un département ou d'une université de rattachement. Un effet seuil peut en effet exister en dessous ou au-delà duquel deux régimes de production scientifique peuvent se mettre en œuvre : L'un consistant à concentrer la production scientifique sur des supports de publications bien classés, l'autre au contraire à privilégier la quantité à la qualité. Telles sont les propriétés du modèle principal-agent de Manes et Shapira [2011], qui prennent en compte deux faits stylisés en matière de production scientifique : 1) L'observation d'une relation croissante entre le taux de co-publication et la qualité des revues (Kocher et Sutter [2004]); 2) Une augmentation de la durée d'arbitrage des articles<sup>5</sup> dans les dix meilleures revues internationales en

---

5. A titre d'exemple s'il fallait à peu près 9 mois en 1970 pour qu'un article proposé à la revue *Econometrica* soit publié, le temps d'attente est passé à plus de 26 mois en 1999. Pour l'*American Economic Review*, dans la même période, la durée est passée de 13,5 mois en 1980 à plus de 21 mois en 1999. Un article dans *Economic Inquiry* demandait 3,4 mois en moyenne d'arbitrage avant publication en 1980 contre 13 mois en 1999.

économie (Ellison [2002]). Le coût d'opportunité d'un projet de publication dans une revue très bien classée a donc considérablement augmenté. Seuls les chercheurs qui peuvent compenser ce coût par de fortes externalités issues de la coopération avec ceux de leur département qui y ont déjà publié, peuvent s'engager dans une telle stratégie de publication. De fait, les départements qui disposent d'un stock de talents suffisant génèrent des externalités qui, par un mécanisme de pression par les pairs, leur permet d'atteindre un cercle vertueux où la qualité des articles devient prédominante sur la quantité. En revanche, dans les départements où le stock de compétence est insuffisant, le coût d'opportunité de l'investissement conduit à privilégier plutôt la quantité de publication dans des revues moins bien classées. Mettant en relation le taux de publication (toutes revues confondues) par chercheur dans chaque université avec le taux de publication par chercheur de ces mêmes universités, mais dans les seules revues de rang A, Manes et Shapira [2011] font clairement apparaître sur le plan statistique les deux « régimes » de publication en question. Leur modèle apporte un fondement à l'existence d'un système dual de production scientifique, certains départements privilégiant la qualité et d'autres la quantité de publication.

Si l'intuition semble cohérente avec la structuration des universités américaines et des logiques de leurs départements d'économie, on peut s'interroger sur une transposition directe au cas français. D'une part, le modèle suppose que selon le stock de talents accumulés, et de fait le niveau des externalités, les départements vont converger exclusivement vers l'un ou l'autre des régimes. D'autre part, le modèle retient l'hypothèse que, par la pression par les pairs, talentueux et moins talentueux peuvent coopérer au sein d'un même département. Dans l'hypothèse où la diffusion des externalités se trouverait enrayée, une superposition des deux régimes au sein d'un même département ou d'un laboratoire ne pourrait être exclue. Cette hypothèse est d'autant plus défendable, que l'étude de Manes et Shapira [2011] ne contrôle pas les autres activités des enseignants-chercheurs qui sont donc supposées également distribuées quels que soient les individus.

### 2.3 Une base de données inédite : les candidatures à la PES 2009 et 2010 en économie

Sur l'application mise en ligne par la DGESIP, les candidats à la PES doivent renseigner un dossier et joindre un CV résumant leurs activités sur les quatre années passées. La période d'évaluation est donc bien délimitée, soit du 1.01.2005 au 1.01.2009 pour ce qui concerne la campagne PES 2009 et du 1.01.2006 au 1.01.2010 pour les candidats de la campagne 2010. C'est sur la base de ces informations et des évaluations décidées par la commission nationale, qu'une base de données a pu être codée et constituée pour les 287 candidatures cumulées. Notons qu'au sein de ces 287 candidatures, 50 d'entre elles qui n'avaient pas obtenues la PES suite à la décision de leur établissement en 2009, ont à nouveau déposé leurs candidatures en 2010. Seules les informations concernant leur situation en 2010 ont été reportées dans le fichier et une variable dichotomique de vague a été systématiquement introduite dans les estimations économétriques qui suivent.

L'échantillon ainsi constitué représente près de 14,7% de la population totale des enseignants-chercheurs de la section 05 du CNU<sup>6</sup>. Notons que comme dans l'étude de Combes et Linnemer [2001], notre échantillon n'est pas insensible au problème de biais de sélection. Compte tenu de son origine, sa composition ne peut-être issue d'un tirage aléatoire, mais relève d'une procédure d'auto-sélection de la part des candidat(e)s. Les résultats statistiques et économétriques qui suivent ne peuvent donc être interprétés que relativement à la composition de notre échantillon.<sup>7</sup>

---

6. Calcul effectué une fois déduit les effectifs relatifs aux 4 établissements RCE n'ayant pas eu recours à l'instance nationale.

7. Le traitement du biais de sélection par une procédure de type Heckman nécessite l'accès à l'échantillon complètement renseigné de la population « mère » dont sont issus les candidats à la PES, ce dont nous ne disposons pas. En effet, le tableau de classement des enseignants-chercheurs de la section 05, bien que représentatif de la population « mère », ne donne que des informations très sommaires sur les enseignants-chercheurs, ce qui limite les possibilités de traitement du biais de sélection. Or, la condition d'identification des procédures de type Heckman usuellement retenue dans ce domaine nécessite de respecter une condition d'exclusion. Il s'agit de disposer de variables instrumentales fortement corrélés à la décision de participation (équation de sélection) mais faiblement corrélées à la variable d'intérêt (la production scientifique en l'occurrence). Le domaine de choix de telles variables est donc très restreint ou relève pour l'essentiel de caractéristiques individuelles qui restent inobservables par l'économètre.

Le tableau 2.1 donne une illustration de la représentativité de notre échantillon par grade, en comparaison de la distribution de l'effectif des enseignants-chercheurs de la section 05 du CNU recensée au 31.12.2008.

**Tab. 2.1 – Représentativité de**

	PRCE	PR1C	PR2C	MCHC	MCCN	Total
<b>Effectif section CNU 05 au 31 décembre 2008</b>	125	264	196	231	1140	1956
<b>Répartition</b>	6,4%	13,5%	10,0%	11,8%	58,3%	100%
<b>Effectif échantillon cumulé PES 2009-2010</b>	26	57	62	22	120	287
<b>Répartition</b>	9,0%	19,9%	21,6%	7,7%	41,8%	100%

Source : Calcul des auteurs à partir des données DGES IP

Comme on pouvait s'y attendre eu égard au critère d'encadrement doctoral qui reste attaché aux principes d'attribution de la PES, le tableau fait clairement apparaître une sur-représentativité des professeurs dans chaque grade dans notre échantillon (50,5 % de notre échantillon), contre une représentativité de 29,9% au niveau de la section CNU 05. Les écarts sont en particulier sensibles pour les professeurs de deuxième classe qui se trouvent fortement sur-représentés.

Les informations collectées dans cette base de données et dont les statistiques sont présentées dans le tableau 2.2 sont très riches. Les données couvrent, outre les caractéristiques individuelles comme l'âge, le sexe, l'expérience accumulée depuis l'entrée dans l'enseignement supérieur comme l'ancienneté dans l'établissement actuel. Les femmes représentent près de 25% de l'échantillon soit une proportion légèrement plus faible que leur réelle représentativité dans l'ensemble des enseignants-chercheurs de la section CNU 05 en 2009 (29%).

L'âge moyen est de presque 45 ans. Des informations sur les dates d'entrée dans chaque corps (maître de conférences ou professeur) ou dans chaque classe au sein de chaque corps sont également renseignées. Il est donc possible de décomposer de manière assez

fine l'expérience accumulée, en tenant compte des mobilités enregistrées au cours de la carrière comme des promotions. Si l'expérience accumulée depuis la date d'entrée dans la profession est de plus de 13 ans, l'ancienneté moyenne dans le dernier établissement d'affectation est elle de 10 ans. Ainsi près de 54% des candidats ont connu au moins une mobilité au cours de leur carrière.

Les informations collectées à partir de la base de données PES permettent désormais de quantifier les déterminants de la production scientifique dont les fondements théoriques ont été avancés dans la première section.

**Tab. 2.2** – Statistiques descriptives de l'échantillon

Variable	Définition	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
gen	Genre (Hommes=1)	74,9%		0	1
age	Age des candidats	44,94	9,76	30	68
exp	Expérience professionnelle depuis dans l'enseignement supérieur(années)	13,88	8,75	1	40
ancet	Ancienneté dans l'établissement (années)	10,02	7,63	1	37
mccn	Maître de conférence de classe normale	41,8%		0	1
mhc	Maître de conférence hors normale	7,7%		0	1
pr2c	Professeur de deuxième classe	21,6%		0	1
pr1c	Professeur de première classe	19,9%		0	1
prce	Professeur de classe exceptionnelle	9,0%		0	1
prp	Prime de Responsabilité Pédagogique	9,40%		0	1
pca	Prime de Charge Administrative	5,57%		0	1
pedr	Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche	21,60%		0	1
nheml	Nombre d'Heures Moyen Enseignées en Licence (équivalent TD)	90,99	67,10	0	347,5
nhemm	Nombre d'Heure Moyen Enseignées en Master (équivalent TD)	95,26	59,54	0	334
nhemd	Nombre d'Heures Moyen Enseignées en Doctorat (équivalent TD)	6,04	16,13	0	100,5
nmhc	Nombre Moyen d'Heures Complémentaires de 2007 à 2009 (équivalent TD)	22,49	41,18	0	309,5
nmhds	Nombre d'Heures Moyen de Décharge de Service (équivalent TD)	22,27	40,21	0	192
umr	Le laboratoire du candidat est une Unité Mixte de Recherche CNRS	60,97%		0	1
ea	Le laboratoire du candidat est une Equipe d'Accueil	36,93%		0	1
ips	Indice de Production Scientifique	5,71	5,52	0	40,59
hi0506	H Index des candidats sur la période 1980-2005 (resp. 1980 - 2006)	4,35	4,40	0	30
citunivpc	Indice de citation moyen des établissements (2004 -2008)	14,41	12,99	0,9	76,65
scorup	Etablissement ayant enregistré une amélioration de son score de citation de plus de 3 points de 2004 à 2008	35,54%		0	1

### 2.3.1 Le contrôle des activités multitâches

#### 2.3.1.1 La production scientifique

Sur la base des CV des candidats à la PES, il est possible d'évaluer, en quantité et en qualité, le volume de production scientifique de chaque candidat dans une même fenêtre temporelle. L'évaluation qui sera retenue dans cette étude a été basée sur le classement CNRS des revues et a conduit à la construction d'un indice de production scientifique (IPS).

Le calcul de cet indice a été réalisé sur la base des seuls articles publiés sur la période du 1.01.2005 au 1.01.2009, pour les candidats de la campagne 2009, et du 1.01.2006 au 1.01.2010 pour les candidats de la campagne 2010. Seules les publications dans des revues répertoriées dans le classement du CNRS (juin 2008) ont été retenues. Les publications annoncées comme à paraître n'ont pas été prises en compte dans le calcul de notre indice de production scientifique. Ce dernier a été calculé de manière assez simple<sup>8</sup>. Dans une première étape nous avons affecté des points en fonction du classement de la revue en reprenant la hiérarchie du dernier classement des revues effectué par le CNRS. Les revues classées 1\* ont été affectées de 5 points, puis 4 points pour les entrées dans des revues classées 1, puis 3 points pour les revues classées 2 et ainsi de suite jusqu'à 1 point pour les revues classées en catégorie 4. Chaque note, pour chaque publication, a été divisée par la racine carrée du nombre de co-auteurs, et toutes les valeurs obtenues pour chacune des publications et pour chaque candidat ont été agrégées pour évaluer leur indice de production scientifique.

Les valeurs obtenues de cet indice qui sont consignées dans le tableau 2.2 varient entre 0 et 40,59 avec une moyenne autour de 5,71. La prise en compte du nombre de co-auteurs dans le calcul de cet indice présente deux avantages pour les estimations économétriques qui suivent. Le premier est de ne pas avoir à contrôler la nature endogène

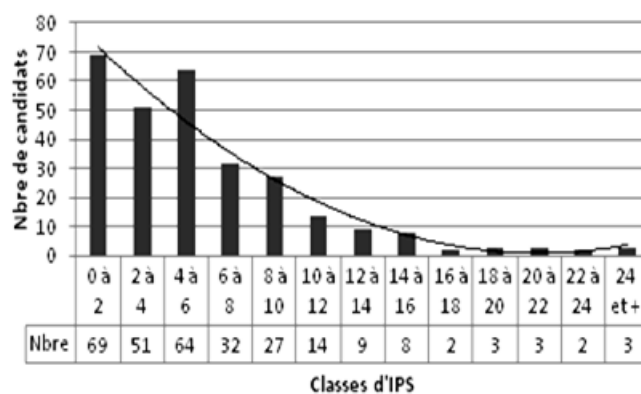
---

8. Notre critère de mesure n'est pas très éloigné de celui qui a été utilisé par le jury du concours national d'agrégation de l'enseignement supérieur 2007-2008 présidé par Louis Lévy Garboua [2008].

de cette variable, lors de l'estimation économétrique d'une fonction de production. Le deuxième est de pouvoir évaluer l'effet net des externalités liées à l'indice de citation de l'établissement de rattachement, lequel aurait pu être affaibli en présence d'une variable contrôlant le nombre de co-auteurs sans doute fortement colinéaire.

La figure 2.1 présente l'histogramme, par classes regroupées, de la distribution de l'indice de production scientifique obtenu à l'issue de nos calculs.

Fig. 2.1 – Distribution par classe de l'IPS et loi de Lotka



On retrouve bien une forte concentration des candidats autour des valeurs faibles de l'IPS, comme le suggère la loi de Lotka : 24% de l'échantillon manifeste un IPS compris entre 0 et 2, contre 4,5% seulement de candidats dont l'IPS est supérieur à 16.

### 2.3.1.2 Les activités pédagogiques et administratives

Un des atouts de la base de données PES que nous avons constituée est de délivrer des informations précises, non seulement sur la production scientifique, mais aussi sur les implications en matières pédagogiques et administratives dans les deux dernières années qui ont précédé la candidature.

Nous avons pu mesurer le nombre d'heures moyen assurées dans chaque niveau de formation (Licence, Master et Doctorat), voire le volume des décharges de service obtenu ou à l'opposé le montant des heures complémentaires réalisées lors des deux dernières

années. La distribution du volume moyen des heures d'enseignement dans les trois niveaux de formation correspond bien au service statutaire, soit assez proche des 192 heures en équivalents TD, avec une répartition en moyenne quasi équilibrée entre le niveau Licence et le niveau Master. La dispersion observée à ce niveau est toutefois très forte comme en témoigne les valeurs extrêmes de la distribution tant dans les enseignements de licence que de master. Le volume moyen de décharge de service comme d'heures complémentaires est proche de 23 heures mais ici encore, la variance observée est forte, qui couvre des cas de décharge d'un semestre liés à des Congés de Recherche pour Conversion Thématique voire des mises en disponibilités ou détachement qui ont pu couvrir plusieurs semestres. Cette observation sur les activités d'enseignement renforce notre intuition sur l'existence de stratégies multitâches hétérogènes entre des candidats soumis à un même contexte de tournoi.

Les implications dans les responsabilités collectives au niveau local sont identifiables par les informations délivrées sur la perception de primes de responsabilité pédagogique (plus de 9% de l'échantillon), ou de primes de charges administratives (5,57%). Enfin, l'information sur les candidats qui étaient titulaires d'une Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche arrivée à échéance, a également pu être exploitée, ce qui couvre 21,6% de l'échantillon.

### 2.3.2 Le contrôle de l'environnement de la recherche

Pour contrôler les effets d'environnement de la recherche nous avons mobilisé plusieurs variables de contrôle.

Pour tenir compte de la dépendance de sentier dont il a été fait allusion dans la première section au travers de l'effet « Matthieu », nous avons évalué pour chaque candidat, le facteur d'impact de leurs citations, en mobilisant leur  $h$  index<sup>9</sup> mesuré avant leur date de

---

9. Le  $h$  index des citations ou encore appelé indice  $h$  de Hirsch [2005] est construit sur la base du nombre de citations des articles publiés. Ainsi, un chercheur est affecté d'un indice de niveau  $h$  si  $h$  de ses  $n$  articles ont au moins  $h$  citations chacun et ses autres articles ( $n - h$ ) ont au plus  $h$  citations. Un chercheur dont l'indice  $h$  est de 6 aura donc publié au moins 6 articles qui auront été cités chacun au moins 6 fois. Ainsi plus le  $h$  index est élevé et plus le chercheur est productif au sens de la citation de ses travaux.



candidature à la PES. Cet indice a été calculé par le logiciel «*Publish or Perish*» de Harzing [2010] qui se base sur les informations de *Google Scholar*. Il a donc été mesuré pour les années avant la période de comptage des publications retenue pour l'évaluation de la PES, soit avant 2005 pour les candidats à la PES 2009 et avant 2006 pour les candidats à la PES 2010.<sup>10</sup> La valeur moyenne du *h* index des candidats de l'ordre de 4,35 est assortie d'une très forte dispersion allant de 0 à 30.

Le rattachement de chaque candidat à une équipe de recherche et à un établissement nous a permis de contrôler, outre l'éventuel effet de labellisation CNRS de l'équipe (près de 61% des candidats concernés) sur la production scientifique individuelle, l'effet d'externalité lié aux compétences accumulées dans le laboratoire de rattachement. Pour cela nous avons exploité les résultats de l'étude de Bosquet et Combes [2011]. Ces derniers ont construit à partir de *Google Scholar*, des indicateurs d'impact des laboratoires d'économie et de leurs universités de rattachement calculés à partir des citations de leurs membres (*citunivpc*). Les indices moyens de citations pour tous les établissements couverts par notre base de données ont donc été retenus pour évaluer les effets d'externalités. La base de données constituée par Bosquet et Combes [2011], porte sur la période 2004-2008, soit une période très proche de la dimension temporelle dans laquelle les publications des candidats à la PES sont mesurées (années 2005 à 2009). Elle permet également d'identifier, parmi les établissements recensés dans leur étude, ceux qui ont vu leurs scores de citation s'améliorer d'au moins 3 points dans la période. Un indicateur binaire (*scorup*) a été construit sur la base de cette information dont la valeur 1 a été associée à chaque individu de notre échantillon rattaché à une université ayant enregistré une progression de son indice. Cette situation d'amélioration très sensible de l'environnement de la recherche concerne 35,5% des établissements représentés dans notre échantillon.

---

10. Notons que l'existence d'une distribution asymétrique des aptitudes inobservables entre les chercheurs est parfois avancée dans la littérature comme facteur explicatif des rendements croissants de la production scientifique. Si l'on suppose que cette composante inobservable est permanente et non transitoire, son effet est alors fortement corrélé à notre *h* index retardé. De fait, la présence de cette variable de contrôle dans nos équations par quartile peut également contrôler cette source d'hétérogénéité inobservable.

## 2.4 Les résultats des estimations économétriques par quantiles

Si la littérature propose une variété de déterminants de la production scientifique (cf. section 2.2), nous pouvons suspecter que ces déterminants ne soient pas de même nature et n'aient pas le même impact selon le niveau de production scientifique. Nous proposons donc de mobiliser non pas des régressions Tobit mais des régressions par quantiles (Koenker et Basset [1978], Koenker et Hallock [2001]), qui permettent une analyse discriminante des facteurs explicatifs de la production scientifique, en particulier aux points extrêmes de la distribution. En effet, sachant que la variable à expliquer, *logIPS*, est une variable continue, le recours à l'estimateur des MCO ou aux modèles de type Tobit<sup>11</sup> ne permettraient de caractériser que l'impact moyen des différents déterminants de la production scientifique, en supposant que cet effet est le même sur l'ensemble de la distribution des scores de publication. Nous proposons ici de dépasser cette hypothèse en testant si l'effet des variables explicatives du score de publication est homogène selon les quantiles de score de publications, c'est-à-dire pour les 25% les moins publiants, les 50% les plus publiants et les 25% les plus publiants. Pour ce faire, nous mobilisons les techniques des régressions quantiles qui vont donc permettre de tenir compte de la distribution de la variable à expliquer.<sup>12</sup> Les résultats des estimations économétriques sont présentés dans le tableau 2.3.

Nous commençons par quelques commentaires transversaux avant d'analyser les résultats obtenus par quartile.

L'effet genre est régulièrement contrôlé dans les travaux empiriques portant sur la production scientifique pour tester en quoi la participation plus intense des femmes à la production domestique du ménage ou les interruptions d'activité à l'occasion des naissances peuvent affecter l'intensité de leur production scientifique. Nos estimations économétriques font clairement apparaître l'absence d'un tel effet pour notre échantillon

---

11. Les résultats des régressions Tobit sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

12. Les estimations par quartiles ont été effectuées à partir de la procédure Bootstrap (*bsqreg*) du logiciel STATA.

des candidatures à la PES. Ce résultat converge vers ceux obtenus par Fox et Mohapatra [2007] et Morrissey et Cawley [2008] sur données américaines. *A priori*, les candidates à la PES ne semblent pas avoir souffert du temps consacré à la production domestique dans leur activité de publication. On ne peut toutefois exclure qu'un effet d'auto-sélection plus marqué ait pu jouer chez les femmes que chez les hommes, ce qui aurait pu neutraliser cet effet. Cet effet d'auto sélection a pu s'effectuer au moment de la décision de participation au tournoi, mais peut-être également plus en amont en début de carrière. En effet, on ne peut rejeter l'hypothèse d'une discrimination « à la Becker » par laquelle les contraintes familiales plus ténues des femmes, affecteraient leur choix de trajectoire professionnelle dès le début de carrière. La plus faible participation des femmes au concours d'agrégation externe dans les disciplines des sections 1 à 6 du Conseil National des Universités peut d'ailleurs nourrir cette intuition.

**Tab. 2.3 – Résultat des estimations économétriques par quantiles**

		Equation(3) estimée par quantiles d'IPS		
		Q25	Q50	Q75
<b>Cycle de vie</b>				
genre	(=1 si homme)	-0,155 <sup>ns</sup> (-1,02)	-0,018 <sup>ns</sup> (-0,13)	0,016 <sup>ns</sup> (-0,10)
age		-0,031 <sup>**</sup> (-2,99)	-0,025 <sup>***</sup> (-2,76)	-0,013 <sup>ns</sup> (-1,64)
ancet		-0,069 <sup>**</sup> (-2,37)	-0,035 <sup>ns</sup> (-1,18)	-0,024 <sup>ns</sup> (-0,84)
ancet <sup>2</sup>		0,002 <sup>**</sup> (2,24)	0,0006 <sup>ns</sup> (0,76)	0,0004 <sup>ns</sup> (0,52)
<b>Effet Lotka</b>				
hindex (2005/2006)		0,032 <sup>*</sup> (1,72)	0,035 <sup>*</sup> (1,87)	0,025 <sup>ns</sup> (1,11)
<b>Effets d'externalités</b>				
logcitur	indice de citation de l'université de rattachement	0,591 <sup>*</sup> (1,75)	0,915 <sup>**</sup> (2,52)	0,856 <sup>**</sup> (2,43)
(logcitur) <sup>2</sup>		-0,105 <sup>ns</sup> (-1,44)	-0,184 <sup>***</sup> (-2,59)	-0,164 <sup>**</sup> (-2,39)
scorup	être membre d'une université qui a vu son score de citation augmenter	-0,190 <sup>ns</sup> (-1,23)	-0,320 <sup>**</sup> (-2,09)	-0,156 <sup>ns</sup> (-0,98)
umr	être membre d'une UMR CNRS	-0,062 <sup>ns</sup> (-0,36)	-0,053 <sup>ns</sup> (-0,37)	-0,030 (-0,22)
<b>Contrôle multitâches</b>				
logheml	nombre d'heure moyen d'enseignement en licence(en log)	-0,112 <sup>*</sup> (-1,73)	-0,859 <sup>**</sup> (-2,07)	-0,056 <sup>ns</sup> (-1,49)
ds	décharge de service	-0,002 <sup>ns</sup> (-1,73)	-0,002 <sup>ns</sup> (-1,37)	-0,0001 <sup>ns</sup> (-0,11)
pca	Prime de charge administrative	-0,536 <sup>ns</sup> (-1,52)	-0,582 <sup>*</sup> (-1,85)	-0,547 <sup>ns</sup> (-1,21)
<b>Incitation promotion passée</b>				
pedr(-1)	avoir eu la PEDR avant	0,345 <sup>*</sup> (1,66)	0,518 <sup>***</sup> (2,87)	0,439 <sup>**</sup> (2,02)
d2010	vague PES 2010	0,145 <sup>ns</sup> (0,87)	0,166 <sup>ns</sup> (1,15)	0,038 <sup>ns</sup> (0,33)
<b>Effets spécifiques JEL</b>				
jel1	Histoire de la Pensée économique et Méthodologie	0,467 <sup>ns</sup> (0,73)	0,715 <sup>*</sup> (1,91)	0,317 <sup>ns</sup> (0,94)
jel2	Méthodes mathématiques et quantitatives	0,732 <sup>ns</sup> (1,42)	0,507 <sup>ns</sup> (1,38)	0,004 <sup>ns</sup> 0,01
jel3	Microéconomie	0,331 <sup>ns</sup> (0,59)	0,360 <sup>ns</sup> (0,74)	0,342 <sup>ns</sup> (0,88)
jel4	Macroéconomie et Economie Monétaire	0,243 <sup>ns</sup> (0,56)	-0,051 <sup>ns</sup> (-1,13)	-0,028 <sup>ns</sup> (-0,09)
jel5	Economie Internationale	0,175 <sup>ns</sup> (0,32)	-0,133 <sup>ns</sup> (-0,37)	-0,282 <sup>ns</sup> (-0,79)
jel6	Economie Financière	0,503 <sup>ns</sup> (1,00)	-0,027 <sup>ns</sup> (-0,07)	-0,191 <sup>ns</sup> (-0,53)
jel7	Economie Publique + l'économie et le juridique	0,789 <sup>*</sup> (1,82)	0,184 <sup>ns</sup> (0,49)	-0,223 <sup>ns</sup> (-0,67)
jel8	Santé, Education et Bien-Etre + Economie du travail et démographie	0,678 <sup>ns</sup> (1,64)	0,246 <sup>ns</sup> (0,70)	0,012 <sup>ns</sup> (0,04)
jel10	Organisation industrielle	0,674 <sup>*</sup> (1,72)	-0,041 <sup>ns</sup> (-0,97)	-0,089 <sup>ns</sup> (-0,25)
jel11	Histoire économique	0,930 <sup>ns</sup> (1,66)	0,285 <sup>ns</sup> (0,76)	-0,122 <sup>ns</sup> (-0,33)
jel12	Economie du développement, changement technologique et croissance	-0,095 <sup>ns</sup> (-0,02)	-0,411 <sup>ns</sup> (-0,97)	-0,286 <sup>ns</sup> (-0,82)
jel13	Economie urbaine, rurale et régionale	0,118 <sup>ns</sup> (0,24)	0,093 <sup>ns</sup> (0,20)	-0,049 <sup>ns</sup> (-0,13)
jel15	Economie de l'agriculture et des ressources naturelles	Ref.	Ref.	Ref.
Constante		2,15 <sup>**</sup> (2,49)	2,10 <sup>***</sup> (3,44)	2,13 <sup>***</sup> (3,95)
Pseudo R2		0,229	0,171	0,165
Nombre d'observations			287	

Les p-values associées au test de significativité des paramètres sont reportées entre parenthèses.  
NB : (\*\*\*) significatif au seuil de 1%; (\*\*) au seuil de 5%; (\*) au seuil de 10% et (ns) : non significatif.

Comme Lissoni *et al.* [2011], nous introduisons l'âge dans nos estimations pour contrôler les effets de générations. La production scientifique serait en effet négativement corrélée avec l'âge, les jeunes générations ayant bénéficié des efforts croissants réalisés pour leur meilleure insertion dans les réseaux de recherche internationaux, de l'amélioration des conditions de financement de leur thèse, de l'ouverture internationale de plus en plus forte de leur formation doctorale et des laboratoires d'accueil,... L'ancienneté accumulée dans l'établissement actuel a pour but de contrôler l'effet du cycle de vie de la production scientifique. Son introduction en niveau et de manière quadratique, vise à identifier un éventuel seuil au-delà duquel, l'ancienneté manifesterait à nouveau un effet positif sur la production scientifique. Cet effet non linéaire pourrait s'expliquer par les choix en matière de portefeuille d'activités au cours de la carrière, choix qui affectent directement le temps et l'intensité de l'effort consacrés à la production scientifique.

Nos résultats semblent en outre supporter l'hypothèse d'un effet « loi de Lotka » du moins pour les deux premiers quartiles de notre échantillon. En effet, le  $h$  index des candidats mesuré dans la période qui a précédé celle concernant la mesure de leur IPS, produit un effet statistiquement significatif et positif mais au seuil de 90% de confiance seulement. Ce résultat confirme l'existence d'un biais dynamique par lequel les chercheurs les plus réputés (les plus cités), continuent de manifester le niveau de publication le plus élevé.

Le rattachement à une équipe UMR n'exerce aucun effet statistiquement significatif, que cette variable soit introduite avec ou sans l'indice de citation de l'université de rattachement (*logcitur*). Ce résultat est en première lecture assez inattendu. Les efforts manifestés en France par les instances d'évaluation pour favoriser la concentration des moyens autour d'un faible nombre de laboratoires atteignant une certaine taille critique au niveau international, laissaient anticiper un effet spécifique positif du rattachement des enseignants-chercheurs à une équipe reconnue CNRS par référence aux autres types de rattachement. Tel n'est pas le cas dans notre échantillon dont pourtant près de 61%

de l'effectif relève d'une telle structure de recherche. Ce résultat montre l'importance majeure qu'il faut attribuer au score de publication des laboratoires de recherche de l'établissement, plutôt qu'à leur labellisation institutionnelle. Nos résultats éclairent d'ailleurs ce point. Nous mettons en évidence un effet quadratique du logarithme du score de citation (*citun*) des établissements sur la production individuelle et concluons, du moins pour les deux derniers quartiles, à l'existence d'un seuil critique au-delà duquel, l'accumulation des performances collectives pourrait exercer un effet négatif sur les performances individuelles. Le seuil se situe aux environs de 12 pour le quartile médian et de 13,58 pour le quartile des plus publiants, soit légèrement en dessous de la moyenne de la distribution de *citun*. Malgré le décalage temporel entre notre variable d'intérêt (IPS) et le score de citation censé mesurer la qualité des départements, il faut bien entendu se montrer prudent sur ces premiers résultats obtenus dans une estimation économétrique en coupe. On ne peut ignorer que compte tenu des délais de publications, les citations des documents de travail précurseurs dont ils sont issus ont pu également contribuer à la mesure du score de citation « collectif ». Compte tenu du calendrier des candidatures à la PES, la représentativité des individus de notre échantillon dans l'effectif total de chacun des départements concernés est toutefois suffisamment faible pour modérer les risques de biais statistiques à ce niveau.<sup>13</sup>

Pour compléter ces résultats généraux, nous avons, comme Rauber et Ursprung [2008], également évalué l'effet de la thématique de recherche sur le niveau de production scientifique. Il s'agit de contrôler plusieurs facteurs à ce niveau. D'une part, l'effet d'externalité dont peut bénéficier un enseignant-chercheur du fait du développement accéléré de la littérature internationale dans son domaine à un moment donné du temps, ou à l'opposé, l'effet néfaste de son isolement dans la recherche compte tenu du caractère spatialement très concentré de la recherche dans certains domaines très spécialisés. D'autre part, la thématique de recherche peut offrir des opportunités d'usage alternatif

---

13. Une méthode d'estimation par variables instrumentales, sous réserve de leur caractère observable, permettrait de renforcer ces résultats.

du temps (enseignements, expertises, consultations dans le secteur privé au niveau national ou international), qui peuvent affecter le temps consacré à la recherche académique et de fait réduire la production scientifique. Pour contrôler ces facteurs nous avons attribué à chaque individu de l'échantillon un effet spécifique (variable dichotomique) à sa thématique de recherche en reprenant la codification proposée par le *Journal of Economic Literature*. Nos résultats par quartiles montrent que seuls quelques domaines de recherche semblent manifester, par rapport à la référence *jel15* (Economie de l'agriculture et des ressources naturelles), un avantage comparatif dans la production scientifique. Tel semble être le cas des candidats du quartile Q50 spécialisés dans le domaine de l'histoire de la pensée économique, de la méthodologie et de l'histoire économique (*jel1*), ou de l'organisation industrielle (*jel10*), de l'économie publique et de l'économie du droit (*jel7*) pour le premier quartile.<sup>14</sup>

L'analyse plus spécifique des résultats obtenus par quartiles sont particulièrement intéressants surtout lorsque l'on contrôle l'effet du multitâches. Ils permettent de faire apparaître deux régimes explicatifs de la production scientifique des enseignants chercheurs lorsque l'on évolue du quartile le plus bas de la distribution de l'IPS au plus élevé.

Les candidats qui s'inscrivent dans le premier quartile de la distribution (Q25), sont les seuls pour lesquels l'effet de génération et le cycle de production scientifique semblent jouer au travers des deux variables âge et ancienneté dans l'établissement. Ce sont aussi les candidats dont la production scientifique est négativement et fortement sensible aux implications dans les tâches pédagogiques réalisées en licence (variable *logheml*), voire les responsabilités pédagogiques ayant donné lieu à décharges de service (*ds*). Les externalités associées au rattachement à un laboratoire manifestant un score de

---

14. L'effet spécifique positif et statistiquement significatif de *jel1* peut apparaître plus surprenant que les deux autres. On pourrait associer à cette dynamique particulière plusieurs effets liés. La taille relativement limitée et la forte concentration spatiale en France des chercheurs très actifs en histoire de la pensée, méthodologie et histoire de l'économie, est un premier élément d'explication. Le faible nombre de supports de publication internationaux spécialisé dans ce domaine, comme la faible variété des réseaux internationaux dans lesquels leurs travaux sont présentés conduisent sans doute également à une plus forte auto-sélection de leur part lors des campagnes PES.

citation élevé semblent également très limitées pour cette strate de l'échantillon des moins publiants, sans doute parce que leur implication dans les autres tâches les rend moins présents dans leur laboratoire. Leur régime de production scientifique s'inscrit dans une logique de polyvalence avec une répartition de leur activité entre les trois tâches qui président aux missions des enseignants-chercheurs comme à leurs critères d'évaluations lors des phases de promotion.

A l'opposé, le quartile des plus publiants de l'échantillon (Q75) ne manifeste aucune sensibilité au cycle de production scientifique, ni même à l'effet de génération. La production scientifique de ces candidats n'est pas affectée par les activités pédagogiques ou les responsabilités dans ce domaine comme dans le domaine administratif. Leur régime de production scientifique entre plutôt dans le cadre de la spécialisation des tâches, avec un centrage de leur activité sur la production scientifique. Cette strate de l'échantillon manifeste en revanche une forte sensibilité de la production scientifique aux effets d'externalités au sein des laboratoires de rattachement. Les candidats à la PES qui relèvent de cette strate semblent également fortement sensibles aux incitations par les primes, comme en témoigne le caractère statistiquement significatif de la variable *pedr*.

Le calcul des valeurs moyennes de plusieurs indicateurs, au sein de chaque quartile extrême, confirme cette interprétation. On note que le quartile des plus publiants est composé de candidats plus jeunes (soit entre 42 et 43 ans contre près de 49 ans pour la strate des moins publiants), généralement beaucoup moins impliqués dans les enseignements de licence (25% des plus publiants n'y assurent aucune heure d'enseignement contre seulement 5,5% dans cette situation au sein du premier quartile). Enfin, si près de 11% des candidats regroupés dans le premier quartile manifestent des responsabilités administratives, seuls 2,7% du quartile des plus publiant témoignent d'une activité dans ce domaine. Le nombre moyen de co-auteurs de cette dernière sous-population se situe entre 4 et 5 contre une valeur juste au dessus de l'unité (1,31) pour la strate des moins publiant. On comprend alors que des règles de promotion ou d'accès à des primes par



lesquelles, le critère de publication serait prépondérant, risquent de recevoir comme réponse, une spécialisation des tâches et une désertion des implications dans les deux autres activités de la profession. Une superposition de deux régimes, l'un obéissant à la spécialisation des tâches (tayloriste) et l'autre poursuivant la polyvalence (holiste), pourrait alors générer des tensions si le même critère de mesure de l'output était retenu face à une mobilisation hétérogène des inputs.

Le quartile médian de la distribution présente un profil « hybride », et sans doute instable au fil de la carrière, entre les deux régimes qui viennent d'être décrits. Les candidats qui s'inscrivent dans cette strate de la distribution continuent à être impliqués dans les formations de niveau Licence mais aussi et surtout dans des responsabilités administratives qui l'une et l'autre, affectent négativement leur production scientifique. Ils se rapprochent en ce sens encore d'une logique de polyvalence. Mais leur production scientifique reste fortement attachée à l'effort de production antérieur (*h* index) et semble attirée par le régime de production scientifique du quartile supérieur que leur niveau d'inputs ne leur permet pas d'atteindre. Ils se rapprochent d'ailleurs du profil du quartile supérieur à plusieurs titres : par leur insensibilité au cycle de production scientifique, le rôle influent des externalités qu'ils tirent de leur rattachement à un laboratoire ayant acquis une bonne réputation et générant des sources de co-publications, et leur forte sensibilité à la PEDR. Ici encore, l'analyse de quelques statistiques descriptives de cette sous-population ne réfute pas cette interprétation des résultats économétriques. Agés en moyenne de près de 45 ans, le poids de leurs enseignements en Licence dans leur service est le plus élevé de tous les quartiles de la distribution (53%). A cette implication pédagogique est associée une participation dans les responsabilités pédagogiques qui concerne plus de 4,2% de leur strate. Sensibles également aux effets d'externalités dans leur production scientifique personnelle, le nombre moyen de co-auteurs dans cette strate reste élevé et se situe entre 3 et 4.

Un élément différencie toutefois fondamentalement le quartile médian des deux autres quartiles extrêmes. C'est en effet le seul quartile de la distribution à manifester un effet statistiquement significatif et négatif au seuil de 95% de confiance, de la variable *score*. Pour cette strate de l'échantillon dont les performances de publication se situent au dessus du régime de production des polyvalents et en dessous du régime de production des spécialistes, l'observation d'une amélioration sensible du stock de talents au sein du laboratoire tend donc à réduire, et non à augmenter, leur productivité individuelle. L'observation de ce résultat qui mériterait une investigation économétrique plus poussée, conduit à s'interroger sur les politiques d'incitation différenciées que pose désormais la superposition dans une même profession, mais aussi dans un même laboratoire, de deux régimes de production scientifique, faisant appel à deux modes d'implication différents dans les activités multitâches des enseignants-chercheurs. Ce résultat peut mettre en évidence les limites aux effets d'externalités soulignés par Manes et Shapira [2011], ou du moins illustrer une situation encore transitoire en France par rapport aux Etats-Unis dans la restructuration des laboratoires de recherche ou des universités. La superposition à un moment donné du temps de deux profils de publiants qui ne peuvent mobiliser les mêmes inputs dans la production scientifique, peut générer des tensions ou des effets de découragement si dans ce contexte, leurs évaluations relatives sont basées implicitement sur le seul critère de la qualité des publications. Le développement de logiques de «clubs de spécialistes» ou d'*insiders* entre les meilleurs publiants au sein des structures de recherche pourrait également accentuer cet effet de tension.

Enfin, les résultats obtenus sur les candidats qui avaient précédemment bénéficié de la PEDR montrent que cet effet d'incitation agit d'autant plus favorablement sur la production scientifique que l'on se déplace vers les quartiles les plus élevés de la distribution de l'IPS. Les « spécialistes » semblent ainsi plus sensibles à l'individualisation de leur rémunération que les « polyvalents » pour lesquels l'effet de la PEDR n'est statistiquement significatif qu'au seuil de confiance de 90%.

## 2.5 Conclusion

Nous étudions dans ce chapitre les déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs français en économie en mobilisant une base de données inédite, constituée dans un contexte de compétition académique à partir des deux premières vagues de candidatures (2009 et 2010) à la Prime d'Excellence Scientifique (PES). Notre échantillon couvre 287 enseignants-chercheurs en économie, ce qui couvre plus de 17% de la population de la section 5 du CNU.

Les informations recueillies sur les publications nous ont permis de construire un indice de production scientifique (IPS) tenant compte du classement des revues et des effets de co-auteurs. Par rapport aux travaux délivrés par la littérature dans ce domaine, nous menons une analyse des déterminants de la production scientifique qui se veut originale à deux niveaux. Le premier consiste à contrôler le caractère multitâche des activités des enseignants-chercheurs dans l'étude de leur niveau de publication. Le deuxième est de centrer l'éclairage sur les effets structurels issus des externalités de l'environnement de la recherche des candidats à la PES, soit avant la période d'évaluation, soit pendant la période d'évaluation.

Les résultats des estimations économétriques par quantiles font clairement apparaître une contribution statistiquement significative et négative sur la production scientifique des implications dans les domaines de l'enseignement au niveau licence et des responsabilités pédagogiques et administratives. Mais ces effets semblent toutefois n'affecter que les moins publiants de la distribution. Du point de vue des effets d'externalités, nos résultats ne réfutent pas l'existence d'une loi de Lotka. En effet, le  $h$  index des candidats mesuré dans la période qui a précédé celle concernant la mesure de leur IPS, produit un effet statistiquement significatif et positif. On confirme par ce résultat l'existence d'un biais dynamique par lequel les chercheurs les plus réputés (les plus cités), s'inscrivent dans une dépendance de sentier en maintenant le niveau de publication le plus élevé. Par

ailleurs, le score de citation des universités de rattachement fait apparaître un effet seuil dans les externalités attendues d'une accumulation de compétences dans le voisinage de chaque enseignant-chercheur.

Les résultats des estimations économétriques témoignent cependant d'une réelle hétérogénéité des techniques de production scientifique lorsque l'on évolue du quartile le plus bas de la distribution de l'IPS au plus élevé. Deux régimes explicatifs de la production scientifique des enseignants chercheurs semblent se distinguer par la nature des inputs mobilisés. Le régime de production scientifique du premier quartile (Q25), les moins publiants, semble s'inscrire dans une logique de polyvalence des tâches où la recherche d'un certain équilibre dans les trois missions des enseignants-chercheurs pénalise les performances en matière de publication. A l'opposé, le quartile des plus publiants de l'échantillon (Q75) ne manifeste aucune sensibilité au cycle de production scientifique ni aux activités ou responsabilités pédagogiques ou administratives. Leur régime de production scientifique semble plutôt relever de la quasi-spécialisation des tâches, avec un centrage de leur activité sur la production scientifique. Leur niveau de publication individuel est également fortement sensible aux effets d'externalités liés à leurs laboratoires de rattachement mais également aux incitations par les primes, comme en témoigne le caractère statistiquement significatif de la variable PEDR. Le quartile médian de la distribution présente un profil « hybride » et sans doute instable entre les deux régimes « tayloriste » vs. « holiste ». Toutefois, pour cette sous-population de l'échantillon, dont les performances de publication se situent au dessus du régime de production des polyvalents et en dessous du régime de production des spécialistes, l'observation d'une amélioration sensible du stock de talents au sein du laboratoire tend à réduire, et non à augmenter, leur productivité individuelle. Ce résultat conduit à s'interroger sur les politiques d'incitation différenciées que pose désormais la superposition dans une même profession, mais aussi dans un même laboratoire, de deux régimes de production scientifique, faisant appel à deux implications différentes dans le métier d'enseignant-chercheur.



## Chapitre 3

# Publish or teach ? The Role of the scientific environment on academics' multitasking<sup>1</sup>

### 3.1 Introduction

As the pioneering works by Nelson [1959] and Arrow [1962] showed, academic research is essential to the production of knowledge. Knowledge production in turn expands innovation and economic growth (Romer [1990]). Therefore, academic research represents an economic strategy, and many studies seek to understand what determines scientific production. These studies are now a recognized field of research in economics, called the *economics of science* (Dasgupta and David [1994], Stephan [1996], Stephan and Levin [1997]).

A key finding is drawn from this *economics of science*: individual factors, such as the researcher's age (Diamond [1986], Stephan and Levin [1997], Bonaccorsi and Daraio, [2003]) or gender (Stephan [1998]), explain only a portion of observed differences in

---

1. This chapter is a joint work with Jean-Yves Lesueur and Mareva Sabatier. It was published in *Industrial and Corporate Change*, 2015, 1-20

scientific production. Stephan [1996] recommends noting the collective nature of the research and the influences of scientific environment. Empirical evidence notes the influence of a laboratory's or the department's prestige on their researchers' productivity (Cole and Cole [1973], Long and McGinnis [1981]). For Allison and Long [1990], two complementary mechanisms can explain this result. First, more prestigious departments attract more productive researchers. This selection effect then creates positive and cumulative advantages for the best researchers. This effect has been popularized by Merton [1968] as the Matthew effect.<sup>2</sup> Second, in these departments, research conditions are more favorable, due to spillovers and access to more funding or better equipment. Mairesse and Turner [2002] also show that colleagues' performance increases individual productivity. Using French data from the French National Scientific Research Committee (CNRS), they find that a 10% increase the laboratory production induces 0.6 more published papers per researcher (per year). With the same data, Adams and Griliches [1996] find positive scale returns, such that department size produces a significant but small effect on individual productivity. Finally, the composition of the department (Carayol and Matt [2004, 2006], Lissoni *et al.* [2011], Bosquet and Combes [2013]), defined by the presence of post-doctoral fellows or foreign invited professors and the combination of full-time researchers and university professors, also may produce positive externalities.

A large consensus seems thus to emerge to reflect the effects of scientific environment on individual scientific research. However, most of these studies focus on researchers in the United States. Yet other nations, such as France, feature university systems present institutional specificities that affect their laboratories and scientific production. For example, academic research traditionally was financed by public funds, allocated mainly

---

2. Merton [1968] was the first to analyse the processes of cumulative advantages that exist in Science. For Merton, the Matthew effect "applied to the domain of science, refers to the social processes through which various kinds of opportunities for scientific inquiry as well as the subsequent symbolic and material rewards for the results of that inquiry, tend to accumulate for individual practitioners of science, as they do for organizations engaged in scientific work. The concept of cumulative advantage directs our attention to the ways in which initial comparative advantage of trained capacity, structural location, and available resources make for successive increments of advantage such that the gaps between the have and the have-not in science widen until hampered by countervailing processes."

according to laboratory size rather than scientific production. Discussions of individual scientific production levels also have been limited mainly to topics related to careers and promotions. In contrast, recent reforms seek to improve universities' autonomy, create individual incentives for scientific production, and encourage universities to pursue fewer, more transversal projects to achieve agglomeration effects. These reforms thus create a need to evaluate individual scientific production and its determinants while also arousing concerns among French universities that face more research competition, even as they continue to work to pursue their educational missions. These reforms even could change how professors work - more precisely, how they split their time between research and teaching activities. For example, publication incentives may lead some professors to spend more time in research than in teaching activities.

But, until recently, the *economics of science* theory has ignored this multidimensional nature of professors' activities. Researchers working in a given research context was supposed to have a primary task : scientific production. This was problematic as multi-tasking has strong impacts on organizations, jobs' design and incentives. According to *personnel economics* (Holmstrom and Milgrom [1991], Lazear [1995]), when agents face multiple duties (in a principal-agent framework), incentives can increase their effort and help them efficiently allocate their time among their job activities. Recent works in the *economics of science* thus try to deal with the problem of multitasking. In an empirical study on American universities in five disciplines, Allgood and Walstad [2013] analyze how professors allocate their time between teaching duties and research. Even if tasks are treated as independent (separate OLS regressions are estimated), the investment in each task is found to depend on two common factors : individual attributes and especially incentives. The key role of incentive schemes is also confirmed at the University level (Gautier and Wauthy [2007]). Adequate internal financial rules and more competition for research funds could lead to increase investment in the two tasks. In a more theoretical inter-temporal utility maximizing framework, El Ouardighi *et al.* [2013] clearly demonstrate the existence of strong interactions between teaching and research



activities, which could explain this cumulative performance in the two tasks along the career. All these recent studies thus advocate for the inclusion of multitasking. But, they ignore one of the major conclusions of the original works on the *economics of science*: the collective nature of the research.

Finally, the literature reveals a theoretical gap: the first analysis of the *economics of science* recommends to consider the influence of the scientific environment on individual research activities but denies multitasking while recent works, inspired by *personnel economics*, integrates multitasking but does not take into account collective externalities. To fulfill this gap, we therefore propose to study a multitasking setting to determine how professors allocate their time between research and teaching duties using a principal-agent model like MacDonald and Marx [2001], in which professors are heterogeneous in abilities to research and teach. With this model and contrary to existing works (Prasad [2009]), we introduce the effect of the scientific context on the time devoted to each task. In turn, we predict that professors must be assigned tasks according to their relative abilities but also that a dynamic scientific context can improve their individual production, whatever their abilities.

We use an original data set to test these predictions. With our novel database, we observe, for a sample of French economics professors, their scientific production and their time investments in pedagogical and administrative duties. We also collect indicators of the institutional context, related to both research and pedagogy. With these data, we estimate a publication score and teaching hours simultaneously, using a three-step least squares methodology. The results clearly confirm our theoretical predictions: Research and teaching tasks are conflicting demands for professors, but a more favorable scientific context can improve their scientific production, whatever the professors' abilities.

We structure the remainder of this chapter as follows: The section 3.2 presents the principal-agent model with multitasking and externalities due to the scientific context. Section 3.3 details the data we used to test our theoretical predictions. We present the

empirical strategy and then discuss our results in section 3.4. Finally, we conclude with some implications and limitations in section 3.5.

## 3.2 Model

We here address a principal-agent problem in which the risk-neutral principal, the university, assigns two tasks to each risk-averse agents  $i$ , the professors : teaching or management ( $T$ ) and research ( $R$ ). As in MacDonald and Marx [2001], tasks are substitutable to agents but complementary to the principal. Each agent therefore splits available time (normalized to one unit) between the two tasks, such that when  $t$  defines the amount of time devoted to research activities,  $(1 - t)$  refers to the time devoted to teaching and managerial tasks. As Prasad [2009] and Thiele [2010] recognize, agents exhibit different skills with regard to conducting the two tasks. These task-specific abilities influence the costs to perform the tasks through two parameters  $\alpha$  and  $\beta$ . An agent  $i$  who is less able in one task than another suffers of relative higher costs to perform this task in a given time  $t$ . Therefore, the cost function for a single agent  $i$  of type  $j$  is given by:

$$C_j(t_{i,j}) = \alpha t_{i,j} + \beta(1 - t_{i,j}) \quad (3.1)$$

We define three types  $j$  of agents: a generalist ( $j = G$ ) and two specialists ( $j = R, T$ ). A generalist faces the same costs to perform each task, so  $\alpha = \beta$ . His or her costs function can be written as  $C_G(t_{i,G}) = \alpha$ . A teaching specialist ( $j = T$ ) instead faces a higher cost of performing research, so  $\alpha > \beta$ . Finally, for a research specialist ( $j = R$ ), we have:  $\alpha < \beta$ .

Let us suppose that each agent, whatever his or her type, must deliver a minimal conventional service<sup>3</sup> defined by the principal and noted  $\bar{y}$ . If an agent decides to invest more time in teaching (and administrative) tasks and/or in research activities and succeeds in these tasks, an additional production can be observed. In turn, for each task, the outcome is either a success (1) or a failure (0). The probability of success or failure, noted respecti-

---

3. For example, in France, the conventional teaching service is 192 hours per year.

vely  $s$  (success) and  $1 - s$  (failure), are supposed to be exogenous. At the individual level, a success in research activities is publishing articles.<sup>4</sup> Meanwhile, a success in teaching tasks here means that the agent has taught more than the conventional service.<sup>5</sup>

If both tasks fail, the principal obtains the minimal level of production  $\bar{y}$ . If only one task succeeds, the principal obtains an additional output that depends on the time spent on this task. If only teaching activities succeed, the output is:

$$y_{i,j} = \bar{y} + b\sqrt{1 - t_{i,j}} \quad (3.2)$$

If instead the successful task involves only research activities, the principal's output from agent  $i$  is done by a "research type"  $j = R$  so that:

$$y_{i,j} = \bar{y} + a\sqrt{t_{i,j}} \quad (3.3)$$

Note that  $a$  and  $b$  are technological efficiency parameters that depend on the level and quality of scientific, pedagogical and administrative environment : funds for research, number and quality of students, skills of the administrative staff, quality of equipment, number and quality of other professors, etc.

Suppose now, as the *economics of science* (Stephan [1996]) advocates, that spillovers due to the scientific environment influence individual scientific production. Following Griliches [1979], we thus anticipate that scientific production results from access to knowledge stocks,  $K$ . Therefore, when scientific externalities are observed, we have:

$$y_{i,j} = \bar{y} + a(K)\sqrt{t_{i,j}} \quad (3.4)$$

---

4. A more qualitative measure can be adopted by taking into account the quality of the journals and not only the number of articles published. This is done in the empirical part.

5. As for research tasks, a more qualitative definition of a success in teaching activities could be adopted including, for example, evaluations of students. This is in fact very difficult as in several countries, and in particular in France, students' evaluations remain scarce and often unobserved.

The stock of knowledge depends on the number of researchers (generalists and specialists in research) in the department and the time they devote to research tasks, such that  $K = Nt_{i,j}$ . Now suppose that  $a(K) = a\sqrt{K} = a\sqrt{Nt_{i,j}}$ . In that case, the individual scientific production becomes:  $y_{i,j} = \bar{y} + a\sqrt{Nt_{i,j}}\sqrt{t_{i,j}} = \bar{y} + a\sqrt{N}t_{i,j}$ .

Note that many other environmental factors, such as public fundings for research, can have a positive influence on the technology efficiency parameter  $a$ . But all these factors are generally strongly correlated with the initial stock of knowledge accumulated in the department. In France for example, this knowledge stock strongly influences the access to the CNRS label (which recognizes the best laboratories) and the competition to get new research funds at national or European level. For Manes and Shapira [2011], the initial stock of knowledge is indeed the main driving force that influences the research productivity by strong peer effects.

Finally, the principal obtains the maximal output when both tasks succeed, such that principal's output is :

$$y_{i,j} = \bar{y} + a\sqrt{N}t_{i,j} + b\sqrt{1 - t_{i,j}} \quad (3.5)$$

Thus, if specialized agents succeed, the principal obtains a lower output than if both tasks were successfully completed by generalists. The principal looks like a multiproduct public agency, producing research and teaching services. If we suppose no scope economies, tasks are perfectly complementary to the principal at individual as aggregate level.

The principal defines agents' compensation by the vector  $P \equiv [w, w + p_T, w + p_R, w + p_T + p_R]$ , such that agents get paid  $w$  if the two complementary activities fail,  $w + p_T$  if only teaching and managerial tasks succeeds,  $w + p_R$  if only research activities succeed, and  $w + p_T + p_R$  if both activities succeed.  $p_T$  thus defines the additional wage when an agent teach more than the conventional service and  $p_R$  can define the premium given to

researchers who succeed in publishing articles.<sup>6</sup>

Table 3.1 presents these outcomes, their associated probabilities, the principal's outcomes (production), and the resulting contracts.

**Tab. 3.1** – The principal-agent problem: a synthesis

Outcomes	Success in research and teaching (1,1)	Success in research activities (1,0)	Success in teaching activities (0,1)	No success (0,0)
Probabilities	$s(1-s)$	$s^2$	$(1-s)^2$	$s(1-s)$
Production	$\bar{y} + a\sqrt{N}t_{i,j} + b\sqrt{1-t_{i,j}}$	$\bar{y} + a\sqrt{N}t_{i,j}$	$\bar{y} + b\sqrt{1-t_{i,j}}$	$\bar{y}$
Contracts	$R_G = w + p_T + p_R$	$R_R = w + p_R$	$R_T = w + p_T$	$w$

Furthermore, agents are risk averse and seek to maximize their expected utility. Let  $u$  be the agent's utility function; it is strictly concave and twice continuously differentiable. For a given contract and time allocation, the net expected utility can be defined as (see Appendix 1 for details):

$$U_i = s(1-s)u_i(w + p_T + p_R) + s^2u_i(w + p_R) + (1-s)^2u_i(w + p_T) + s(1-s)u_i(w) - C_i(t_{i,j}) \quad (3.6)$$

In a full information and multitasking context, taking into account the spillover from scientific environment ( $K$ ), the principal's expected profit (see Appendix 1 for details) is:

$$\pi_{i,j} = \Sigma_i \left\{ \bar{y} + sa\sqrt{N}t_{i,j} + (1-s)b\sqrt{1-t_{i,j}} - W_{i,j} \right\} \quad (3.7)$$

with  $W_{i,j}$  is the expected cost associated with the contract and time allocation.

When agents have no private information (about abilities or time allocation), the principal-agent problem is:

$$\text{Max } \pi(w, p_R, p_T, t_{i,j})$$

subject to an individual rationality constraint:

$$U_i(w, p_R, p_T, t_{i,j}) \geq u_0$$

6. Note that this additional payment for research was called "Prime d'Excellence Scientific" (PES) in France until 2013. In the empirical part, we exploit data from competitions to gain this prime.

With Proposition 1 we examine how the time devoted to research depends on the relative abilities of agents ; the proofs are in the Appendix 2.

**Proposition 1 :** In a full-information framework, it is optimal for an agent to allocate more time to his or her low-cost activity.

Therefore, the optimal time devoted to research in this case is given by  $t^*$ , such as:

$$\frac{\partial \pi}{\partial t_{i,j}} = 0 \iff as\sqrt{N} - \frac{(1-s)b}{2\sqrt{1-t_{i,j}}} = (\alpha - \beta) * h'(\alpha t_{i,j} + \beta(1-t_{i,j}) + u_0) \quad (3.8)$$

with  $h(\cdot) = u^{-1}(\cdot)$  and  $h'(\cdot) > 0$  (see Appendix 2).

Ignoring now the  $i$  index, we can outline the outcomes for each type of agent  $j$ .

a) Generalist ( $\alpha = \beta$ )

For a generalist, the right hand side of (3.8) is equal to zero. Thus, the optimal time for research is given by:

$$t_G^* = 1 - \left(\frac{1-s}{s}\right)^2 \frac{b^2}{4a^2N} < 1 \quad (3.9)$$

Finally,  $t_G^*$  has the following property:  $\lim_{N \rightarrow \infty} t_G^* = 1$  and  $\lim_{N \rightarrow \left(\frac{1-s}{s}\right)^2 \frac{b^2}{4a^2}} t_G^* = 0$

Note that we must have  $0 \leq t_G^* \leq 1$  for any value of  $N$ . Thus, for the lower value of  $N$  that can be observed, that is for  $N = 1$ , we must impose the following condition:

$$\left(\frac{1-s}{s}\right)^2 \frac{b^2}{4a^2} < 1$$

b) Specialist in research ( $\alpha < \beta$ )

Solving (3.8) with the right hand side negative, we can demonstrate that for a specialist in research, the optimal time for research is now:

$$t_R^* > t_G^* = 1 - \left(\frac{1-s}{s}\right)^2 \frac{b^2}{4a^2N} \quad (3.10)$$

c) Specialist in teaching ( $\alpha > \beta$ )

For a specialist in teaching and managerial activities (i.e., the right hand side of (3.8) positive), the optimal time for research with externalities is:

$$t_T^* < t_G^* = 1 - \left( \frac{1-s}{s} \right)^2 \frac{b^2}{4a^2N} \quad (3.11)$$

Equations (3.9) to (3.11) reveal that:  $t_T^* < t_G^* < t_R^*$ . A specialist devotes more time to the task that he is good for, compared to a generalist. Proposition 1 is in line with Fox's [1992] findings, using data on US researchers in four social sciences (economics, political science, psychology, and sociology), that more productive researchers spend less time teaching and or managerial task and invests more time in research activities.

Finally, for the principal (university), it is optimal to assign professors to tasks according to their relative abilities : Those with better research skills should specialize in research, whereas those with poorer research abilities should combine research with managerial and teaching activities. This finding contradicts hierarchical theory (Sattinger [1975]; Rosen [1982]; Waldman [1984]) and proposes the most efficient workers should be assigned to managerial duties.

With Proposition 2, we now examine with more details, how the scientific environment affects the time devoted to research.

**Proposition 2:** In a full-information framework, it is optimal for an agent to allocate more time to research when scientific externalities arise, whatever his or her relative ability, but only if the stock of knowledge in the department is sufficient.

As we have  $t_T^* < t_G^* < t_R^*$  whatever the value of  $K$ , we here choose generalists as a benchmark and compare what happen for them without and with externalities.

We begin with the case with no externalities, that is when  $K = 1$ . As the optimal stock of knowledge is given by  $Nt_G^*$ , we can find that, if no externalities are produced, the

optimal number of researchers in the department is given by:

$$\bar{N} = 1 + \left( \frac{1-s}{s} \right)^2 \frac{b^2}{4a^2} < 2 \quad (3.12)$$

Finally, as  $\bar{N}$  must be a full value, we have:  $\bar{N} = 1$  if  $K = 1$ . When a researcher is isolated and cannot benefit from agglomeration effects, any additional unit of time allocated to research increases the individual scientific production, but with decreasing returns.

In that case, we have:  $y_R = \bar{y} + a\sqrt{t}$ . The optimal research time for a generalist is then:

$$t_G^{**} = \frac{4a^2s^2}{4a^2s^2 + (1-s)^2b^2} \quad (3.13)$$

In contrast, when the number of researchers increase in the department from  $N^* = 2$  to  $N^* \rightarrow \infty$ , each of them invests  $t_G^*$  in private research. Because of spillover effects, they contributed to the accumulation of the collective knowledge above the threshold value  $K = 1$ . A generalist can thus devote more and more time to research tasks when externalities are generated (compared with a context without externalities). Spillover effect converts individual decreasing return to constant return in research so that now:

$$y_R = \bar{y} + a\sqrt{N}t \quad (3.14)$$

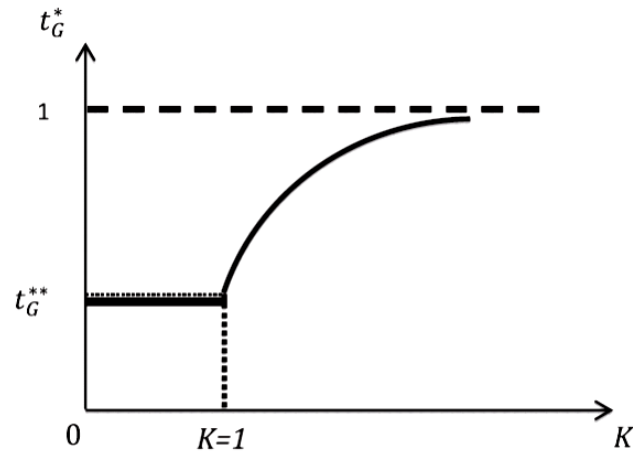
Finally,  $t_G^*$  has the following properties, according to the stock of capital,  $K$ :

- If  $K = 1$ ,  $t_G^* = \frac{4a^2s^2}{4a^2s^2 + (1-s)^2b^2}$  and  $\bar{N} < 2$
- If  $K > 1$ ,  $t_G^* = 1 - \left( \frac{1-s}{s} \right)^2 \frac{b^2}{4a^2N}$
- If  $K \rightarrow \infty$  (and  $N \rightarrow \infty$ ),  $t_G^* = 1$



Graphically, we thus have Figure 3.1:

**Fig. 3.1** – Stock of knowledge capital and time allocation in research activities of generalists



As Figure 3.1 shows, if  $K > 1$ , spillovers inside the department lead generalists to specialize more and more in research. But, when  $K = 1$ , the generalists are not incited to spent more time on research compared with a context with externalities. Note that we can now expand this property to a more general context where one researcher, because of its very specific domain of research, the specificity of its type in the group ( $G$ ,  $R$  or  $T$ ) or because strong turnover in the department, could be, at one time, isolated in a department and cannot develop scientific cooperation with his/her peers.

Finally, accounting for scientific externalities in a department do alter the time devoted to research for each type of agents, if the number of researchers in the laboratory exceeds a threshold  $\bar{N}$ . The concentration of knowledge increases the time devoted to research activities, even if professors with greater teaching abilities spend less time on research than does a generalist or a research specialist, which suggests the existence of agglomeration effects for academics (Aghion [2010]).

Now, equilibrium properties of our model can be generalized to all types  $j$  of pro-

fessors (generalist or specialist). For this, the sensibility of the two endogenous variables (the time devoted in the two tasks) is analysed for any change in each parameter, by differentiating equation (3.8) (see Appendix 2 and 3). Table 3.2 presents these static comparative properties.

**Tab. 3.2** – Comparative static properties: impact of theoretical parameters on  $t^*$  and  $1 - t^*$

	$a$	$b$	$N$	$\alpha$	$\beta$
$t^*$	+	-	+	-	+
$1 - t^*$	-	+	-	+	-

Whatever  $j$  type (specialist or generalist), when the research environment becomes more favorable (i.e., when more specialists in research are recruited in the department -  $N$  increases - or when funds for research or equipments' quality increase -  $a$  increases), the time devoted to research,  $t^*$  increases to the detriment to the investment in teaching activities. The opposite effect is found when  $b$  increases.

Moreover, improved task-specific abilities in research (i.e., a decrease of  $\alpha$ ) increase the time affected to research activities and thus decrease the time devoted to teaching and managerial activities. Symmetrically, an increase in teaching skills (a decrease of  $\beta$ ) decreases the optimal research time.

In addition, from equation (3.2), a nonlinear relation can be highlighted between the research time (respectively the time devoted to teaching) and the scientific or pedagogical environment technological (through  $a$  and  $N$  or, respectively  $b$ ). Let us discuss this property taking into account all the expected impacts of a more favorable scientific or pedagogical environment. In the short term, an improved environment increases the time devoted in the corresponding task by each agent (as seen before). But, in the long term, this improved environment gives a comparative advantage to the department, which becomes more attractive for both other professors and students. Finally, an improved environment could create agglomeration effects and increase the size of the department. This size effect could yet generate specific difficulties, as governance,

managerial practices and corporate culture must be changed. Finally, scientific or pedagogical environment changes could have transitory costs, until the department adapts its organizational design (as predicted by the transaction cost theory). All those equilibrium properties will be tested in the fourth section of the paper to support our econometric strategy.

Finally, our principal-agent model, seems to be adapted to the French and other European similar academic system, and leads thus to two main conclusions:

- Tasks must be assigned according to relative individual abilities.
- The time devoted to research can be increased for all professors, whatever their abilities, when the stock of knowledge is sufficient, due to agglomeration externalities.

Note that these equilibrium properties derive from a general framework, in which the principal and agents have symmetric information. However, the principal might observe only the agents' type, not their time allocations. This asymmetric information design of the model induces a moral hazard problem that has to be solved by the principal. We demonstrate (see appendix 2 and 4) that the solution of this moral hazard problem can be treated as simple limiting cases for our general full information framework.

### **3.3 Data**

Following our theoretical framework, we next test how professors allocate their available time in a multitasking context and whether this allocation changes with the scientific context. This empirical analysis clearly departs from existent literature, in that we do not focus solely on scientific production but also are interested in the pedagogical dimension, which often remains unobserved.

Therefore, we built an original data set using administrative data from the French Ministry of Education. With these data, we can observe 240 full professors<sup>7</sup> in economics department, each of whom participated in the first three national competitions (2009-2011) for the "Prime d'Excellence Scientifique"(PES). Introduced in 2009, the PES competition involves a search for the most productive professors in each discipline in the four years prior to the competition. Similar to a tournament, candidates get ranked on the basis of four criteria: scientific production, quality of PhD supervising, scientific responsibilities, and scientific reputation at national and international levels. To enter this competition, applicants provide their scientific production, their number of teaching hours per year, and their administrative duties, together with a curriculum vitae that indicates their individual characteristics, including age, experience, gender and their institutional affiliation.

Before describing the tasks and individual attributes, we outline our sample. The 240 full professors in economics represent 44% of the total population, and their demographic characteristics are very similar to those of the overall population (see Table 3.3).

**Tab. 3.3** – Sample and population of French economics professors

	<b>Population</b>	<b>PES sample</b>
<b>Number</b>	547	240
<b>% of male</b>	81.2%	77.9%
<b>Age (in average)</b>	51.7	49.2

Source : Ministry of Education, 2011

However, the scientific and pedagogical activities of the full population are unobservable, so we cannot determine if full professors in our sample are totally representative of all full professors in economics. We suspect that participation in the PES competition is not random but instead depends on observed and unobserved attributes. This thus could lead to selection bias. To correct this problem instrumental variables are required, that is variables that explain only the participation to the competition and not our two

7. We do not include in our analysis researchers of the National Center for Scientific Research (CNRS), as these researchers have no teaching duties. They are thus less concerned by multitasking choices.

key variables: scientific production and investment in pedagogical and administrative tasks. Unfortunately, our administrative data, though extensive and unique, are not rich enough to reveal such variables. Thus, our results must be discussed with caution, due to the risk of selection bias. Note that our data can suffer from another limit. If applicants to the PES competition are the most productive researchers, they are more likely to be recruited by prestigious departments (Merton [1968]), in which other productive professors are enrolled. Agglomeration effects can thus result from two different effects: interaction effects (positive externalities through exchanges among colleagues) and hiring effects (Dubois *et al.* [2014]). The contribution of each effect can be hardly identified as past recruitments explains the current interaction effects. To unravel the real impact of each component, detailed data on individual careers, including their mobility, as in Dubois *et al.* [2014], are required. But, such longitudinal data are not observed in our dataset. Our results could thus overestimate interaction effects. However, this bias seems to be lower in economics than in other disciplines, in France. Indeed, the recruitment of French full professors in economics is specific: a large proportion of jobs are filled through a national and centralized competition - *Concours national d'agrégation du supérieur* - (e.g. 43% of full professors positions were filled through this way between 2004 and 2011-source: Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche). In this centralized recruitment process, professors who succeed choose their location (known at the end of the competition) according to their ranking positions (the first can choose among all the locations, the second chooses among those which remain available, etc.). Universities can then just accept the choices made and never control the matching process. Through the national competition, recruitment effects are thus close to zero. According to this institutional specificity, we expect that recruitment effects are weaker than the interaction effects.

Tab. 3.4 – Variables and descriptive statistics

Variable	Description	Mean	Standard deviation	Min	Max
ips	Publication score	6.303	6.130	0	40.593
hens	Teaching hours + administrative duties	210.342	61.931	54	512
male	=1 if male	0.779		0	1
exp	Years of experience	18.292	9.198	2	40
exp2	Square of experience	418.833	388.789	4	1600
hi0506	<i>h</i> -index during the previous period	6.525	5.976	0	44
lcitun	Citation index of researchers of the same university (logs)	2.439	0.843	0	4.617
lcitun2	lcitun squared	6.659	4.257	0	21.319
scorup	=1 if the citation score of the university is increasing	0.321		0	1
ratio	Number of students/Number of teachers	19.860	2.139	14.709	27.425
<b>Fields of research</b>					
jelBN	History of Economic Thought and Economic History	0.050		0	1
jelC	Mathematical and Quantitative Methods	0.088		0	1
jelD	Microeconomics	0.092		0	1
jelE	Macroeconomics and Monetary Economics	0.167		0	1
jelF	International Economics	0.050		0	1
jelG	Financial Economics	0.071		0	1
jelHK	Public Economics and Law and Economics	0.067		0	1
jelIJ	Health, Education, and Welfare and Labor economics	0.088		0	1
jelL	Industrial Organization	0.117		0	1
jelM	Business Administration and Business Economics ; Marketing ; Accounting	0.050		0	1
jelO	Economic Development, Technological Change, and Growth	0.050		0	1
jelQ	Agricultural and Natural Resource Economics ; Environmental and Ecological Economics	0.067		0	1
jelR	Regional, Real Estate, and Transportation Economics	0.046		0	1

Using the PES dataset, we are able to identify all the key variables of our theoretical framework.

Note that our two endogenous variables, i.e., the time devoted by a professor in each task ( $t^*$  and  $1 - t^*$ ), cannot be observed. To overcome this difficulty, we use proxies of these investments. We choose in each case an output variable : the scientific production for the time devoted to research and the teaching and administrative hours for the time invested in teaching and managerial duties. Of course, these output variables do not cover all the time devoted in each task. The research time should also include time devoted to the research design, datasets, or to find funds. In the same line, to have a perfect measure of the time devoted to teaching, we should include, for example, the time of teaching preparation, the time spent in appointments with students or the time spending in evaluating students' works. As observing all the dimensions of research and teaching time is not possible, we choose proxies (publication score and teaching

hours) positively correlated with the time devoted in each task.

Let us now detail how these proxies are defined.

To measure individual scientific production, we used two indicators. A scientific production index, *ips*, is calculated as the number of articles published during the four years prior to the competition, weighted by the quality of the journal and number of co-authors. This indicator has been chosen as it is used as an indicator in promotion decisions in French universities (Levy-Garboua [2008]). We also used other indicators of scientific production, such as the *h-index* (Hirsch [2005]) restricted to 4 years before the competition. Our results are not sensitive to the choice of indicators.

To calculate the *ips* score, we counted all articles published in journals included in the economics journal categorization of the French National Scientific Research Committee (CNRS). We use this ranking (which only pertains to France) to account for the quality of publications. We adopt a decreasing five-point score (from 5 = an article published in the most prestigious journals, to 1 = a publication in the less prestigious journals). For each publication, we also control for co-authorship, dividing each article's score by the square root of the number of co-authors, to capture the individual PES applicant's contribution to each co-published article. Thus, an individual scientific production index is given by:

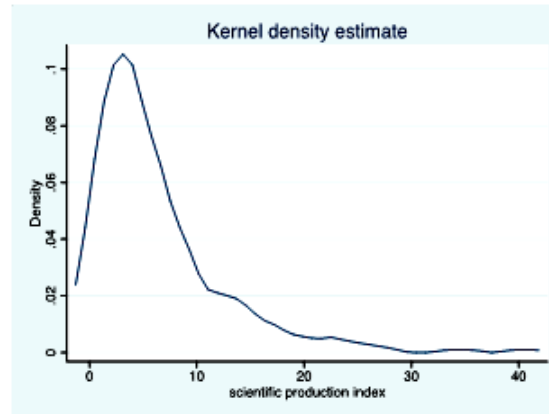
$$ips_i = \sum_k^{n_i} \left( \frac{score_k}{\sqrt{ncoaut_k}} \right)$$

where  $n_i$  is the number of articles published by a given professor  $i$ ,  $score_k$  the score of a given journal,  $k$ , and  $ncoaut_k$  refers to the number of co-authors for each published paper,  $k$ .

The descriptive statistics (Table 3.4) reveal the large dispersion of *ips* scores, from 0 to 40.59 with a mean of 6.303. We also observe that the distribution of our scientific production index is asymmetric: A very high proportion of professors have low scores

and few researchers have very high scores (see Graph 3.2), in accordance with Lotka [1926]'s law.

**Fig. 3.2** – Distribution of the scientific production index



Prior literature also has noted a Matthew's effect (Merton [1968]), which refers to path dependency in scientific production scores. Therefore, we construct another scientific production index to take past production into account, using a lagged  $h$  index to measure scientific output, weighted by the number of citations per publication between 1985 and the year preceding the competition. We again find a strong asymmetric distribution of researchers' past  $h$  indexes, with a mean value of 6.52 and a large dispersion between 0 and 44. Finally, past scientific production could reflect unobservable research abilities, which is a key parameter of our principal-agent model.

The main originality of our dataset is to also identify pedagogical and administrative activities<sup>8</sup> and thus to give us a proxy for the time devoted in these tasks (noted  $1 - t^*$  in our model). For each professor, we measure the mean of annual teaching hours at the under-graduated or graduated level (bachelor degree, master degree and PhD degree) in the last two academic years before the PES competition. Note that,

8. Note that the time devoted to teaching and administrative duties is self-declared by the professor but controlled by the dean of the department.



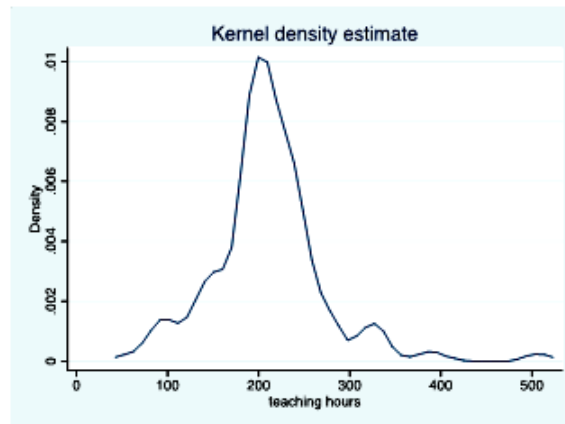
in the French academic system, professors are civil servant and must teach at least 192 hours per academic year. Of course, they can choose to teach more. They then receive an additional salary, commensurate with the number of overtime hours performed.

In addition to teaching duties, professors can be involved in administrative tasks. These administrative activities can be done at the department level (as dean of the department or of the scientific laboratory), at the university level (as being member of the University council, such as President of the University) or at a national level (as being member of French National Council of Universities or of the National Scientific Research Committee, *etc.*). For all these duties, professors receive a premium, calculated as a given number of equivalent teaching hours (according to a national referential).<sup>9</sup> To take into account the wide diversity in the educational and administrative investment, we decided to aggregate teaching hours and hours in administrative duties. The obtained index, denoted *hens*, varies between 54 and 512 hours per year with a mean value at 210 (see graph 3.3), a level very closed to the teaching statutory service. Note that, in our sample, 37% of the professors teach less than the conventional service (less than 192 hours). This could be explained by sabbatical vacancies, allowing professors to concentrate on their research project and to be exempted of any teaching duties for one semester or a complete year.

---

9. Note that the time devoted to teaching and administrative duties is self-declared by the professor but controlled by the dean of the department.

Fig. 3.3 – Distribution of the teaching and administrative hours



The descriptive statistics thus show great heterogeneity in professors' investments in research and teaching. Some professors specialize in teaching or research; others are generalists. These types may reflect their individual abilities, which we denoted  $\alpha$  and  $\beta$  in our theoretical framework. However, their abilities are often unobservable. Therefore, we propose to identify each professor's type, according to his or her level of investment in each task (as in El Ouardighi *et al.* [2013]), compared against the median investment observed in the sample. Thus,

- Generalists are those professors who achieve higher publication and teaching scores than the median.
- Research specialists are professors who score higher only on the publication side.
- Teaching specialists are those who score higher only on the teaching side.
- Professors who score lower than the median on both tasks are free riders.

Moreover, individual abilities ( $\alpha$  and  $\beta$ ) can be supposed to be permanent and not transitory. In that case, they can influence the past scientific production and explain a path dependency in research investment (Matthew's effect). This path dependency can be due to both positive individual cumulative advantages and recruitment effects. Best

researchers can preempt key resources as funds and then be in the most favorable context for future scientific production. But, best researchers are also more likely to be recruited by the best department who accumulate large resources, which can boost the individual production. Finally, to take into account this path dependency effect, we introduce in our estimates the past scientific production (from 1985 to the year of the competition), through a lagged  $h$  index. This will allow to control for temporal unobserved effects of individual ability on the investment in the research task.

In addition to their scientific production and investment in teaching and administrative duties, our data reveal some individual attributes about the professors, as well as their fields of research, according to a set of dummies reflecting the JEL classifications of their publications. Following Rauber and Ursprung [2008], we anticipate that research fields might have two effects on scientific production. First, some fields could be more prolific because of their high concentration of scientists, large international networks, or complementarities with other fields (e.g., econometrics, game theory). Second, some research fields might have been enhanced by consulting activities in the private sector. Professors rationally might choose to devote more time to these lucrative activities than to academic publications. We also consider research fields as determinants of teaching hours. Interactions between research and teaching activities might induce some scope economies or, conversely, reduce teaching competencies. We thus wonder if it might be difficult to assign enough courses to ultra-specialist teachers in their fields of expertise. In contrast, professors with a broad research field (e.g., macroeconomics, microeconomics, public economics, and quantitative techniques) could be asked more readily to teach the wide range of courses needed.

Finally, we seek to identify whether the scientific environment influences the time devoted to research and teaching tasks, as suggested in our theoretical framework (through the influence of technological parameters and through the number of specialist in research in the department, noted  $N$ ). This environment is indeed not homogenous.

Combes and Linnemer [2003] note a high concentration of research production in Economics in some research centers or Universities. The PES data set does not directly reveal the scientific context but instead indicates the institutional affiliation of each professor. With this information, we can collect additional data to identify the professors' work environment. First, to identify the scientific context, we use impact factors for French economic departments, as provided by Bosquet and Combes [2011].<sup>10</sup> Departmental impact factors, denoted *lcitun*, refer to the sum of individual impact factors (production weighted by citations, based on Google Scholar<sup>11</sup>) of all members during 2004-2008, or immediately before the PES competition. In addition to this static indicator, we use a dynamic measure of the departments in which the impact factor has increased most strongly (*scorup*). Such a favorable evolution in the scientific context occurs among 35.5% of the departments observed in our sample.

In this empirical work, we can also identify some characteristics of the teaching and administrative context (through the influence of *b* technological parameter) which can influence the individual investment in teaching activities. We mobilized data from the French Ministry of Education about the number of students and number of professors per university (in 2010). We constructed a ratio of these two variables (variable "*ratio*" in Table 3.4) that gives the number of students per professor.

---

10. In order to capture institutional effects of the CNRS label, we introduced a dummy variable equal to one when the professors worked in a CNRS laboratory. But, this variable never produces a significant impact, whatever the estimates.

11. Google Scholar impact factor used by Bosquet and Combes [2011], gives a more extended impact factor measure than through the Thomson Reuters Citation Reports source (limited to 304 journals) or EconLit (more than 1200 journals). Google Scholar calculates for each individual in the department, all the citations from all type of support present on Google extending journals sources to books and working papers.

**Fig. 3.4** – Distribution of tasks scores according to scientific and pedagogical contexts

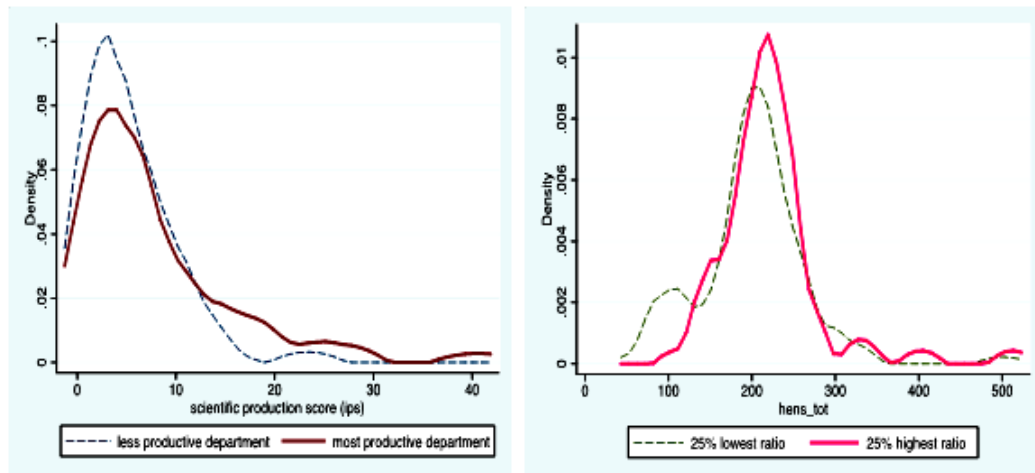


Figure 3.4 presents the distribution of individual scientific production scores and pedagogical duties according to the collective environment. For the scientific context, we define two departmental categories: high impact factors (25% highest scores) and low impact factors (25% lowest scores). For pedagogical context, we adopt the same method, according to the value of the ratio of students to professor.

As Figure 3.4 clearly shows, the institutional context affects both individual scientific production and pedagogical investment. The median scientific score is about 8.22 when professors belong to the most productive departments, whereas it is only 5.05 for the least productive ones. Moreover, the average number of hours performed per year is greater than 21 hours in understaffed teaching universities. These statistics argue for a more detailed study of the effect of context on multitasking, which can be non linear as suggested in our model.

### 3.4 Estimations and discussion

To identify the effect of the scientific environment on professors' scientific production, we consider two substitutive tasks that face professors, such that investing in one tasks determines the time available to devote to the other task (as in our theoretical model). In turn, we estimate the following system of equations:

$$\begin{cases} lips_i &= \alpha_1 lhens_i + \beta'_1 X_i + \delta'_1 Z_{1i} + \varepsilon_{1i} \\ lhens_i &= \alpha_2 lips_i + \beta'_2 X_i + \delta'_2 Z_{2i} + \varepsilon_{2i} \end{cases}$$

where  $lips$  is the logarithm of scientific production index ( $ips$ ), proxy of  $t^*$ ,  $lhens$  is the logarithm of teaching hours ( $hens$ ), proxy of  $1 - t^*$ ,  $X$  is a vector of individual attributes (proxies of  $\alpha$  and  $\beta$  parameters in the theoretical framework) and  $Z$  describes collective context in research and pedagogy (proxies of  $a$ ,  $b$  and  $N$  parameters in our model).

To estimate this two-equation system, we solve a simultaneity problem that may cause a correlation in the error terms among the equations. We use a three-least squares estimation (Zellner and Theil [1962]), which adopts an instrumental variable approach to produce consistent estimates and generalized least squares (GLS) to account for the correlation structure in the disturbances across the two equations. We also control for heteroscedasticity with Greene's [2007] method. Moreover, we performed a Hansen-Sargan overidentification test (Baum *et al.* [2003], Davidson and MacKinnon [2004]),<sup>12</sup> and we computed overall system R-square values (Greene [2007]). We estimate the two-equation system for the whole sample, and then separately for each type of professor (free-riders, research specialists, teaching specialists, generalists). Some of our estimates are thus based on relatively small samples. To improve the reliability of our results, we estimate standard errors with a bootstrap method (with 1000 replications) (Horowitz [2003]). Table 3.5 contains all the results.

12. Overidentification tests allow to test the joint null hypothesis that the instruments are valid, that is uncorrelated with errors. We here computed overidentification tests robust to heteroscedasticity (Hayashi [2000], pp.227-28).

Regarding the estimates' quality, the Hansen and Sargan overidentification test indicates that the models are well identified. The goodness of fit of our estimates is high (close to 80%), though somewhat lower for the free-riders segment ( $R^2 = 0.52$ ). Explaining the behavior of these professors appears relatively difficult, probably due to the strong influence of unobserved heterogeneity. According to results in Table 3.5, the tasks are conflicting, as predicted in our model. When we consider the tasks simultaneously, we find that investing heavily in one activity limits the time available for other, except for among free riders. Moreover, we observe that for both generalists and specialists, the between-task elasticities are asymmetric: The negative influence of teaching activities on scientific production is always stronger than the negative effect of publishing on pedagogical duties. This result likely is a direct consequence of the statutory teaching hours (192 hours) and the asymmetric flexibility around this threshold value. Increasing teaching hours above this level is easy for each professor in the French academia, but it is less easy to perform less. Only professors who invest in administrative activities or defend a sabbatical can negotiate a reduction in their teaching duties. Moreover, when a professor receives an agreement to teach less during a given next academic year, his or her courses get affected to other professors, and there is no guarantee for the incumbent to recover these courses in the future. Not surprisingly, it is thus easier to adjust research activities when teaching tasks increase. Conversely, it seems to be harder to reduce teaching duties when a professor wants to invest more in research activities, demonstrating the existence of a ratcheting effect.

Although research and pedagogical activities are substitutable for professors, they are complementary for universities (principals), which have an interest in seeing teachers do both tasks simultaneously. This divergence of interests between the principal and agents requires a better understanding of the determinants of investments in both tasks to design relevant incentive schemes. Our estimates identify precisely which variables explain such investments.

Tab. 3.5 – Effects of the institutional context on professors' tasks

	Full sample		Free rider		Specialist in research		Specialist in teaching		Generalist	
	lips	lhens	lips	lhens	lips	lhens	lips	lhens	lips	lhens
lhens	-2.295 (0.581 <sup>***</sup> )	-0.245 (0.019 <sup>***</sup> )	-14.103 (30.927 <sup>ns</sup> )	-0.280 (0.042 <sup>***</sup> )	-1.988 (0.285 <sup>***</sup> )	-0.416 (0.048 <sup>***</sup> )	-5.090 (0.607 <sup>***</sup> )	-0.012 (0.020 <sup>ns</sup> )	-1.003 (0.569 <sup>*</sup> )	0.141 (0.021 <sup>***</sup> )
lips	0.357 (0.107 <sup>***</sup> )	0.154 (0.011 <sup>***</sup> )	1.957 (4.392 <sup>ns</sup> )	0.112 (0.027 <sup>***</sup> )	0.316 (0.067 <sup>***</sup> )	0.146 (0.019 <sup>***</sup> )	0.958 (0.132 <sup>***</sup> )	0.151 (0.019 <sup>***</sup> )	-0.021 (0.063 <sup>***</sup> )	0.020 (0.013 <sup>ns</sup> )
male	-0.039 (0.011 <sup>***</sup> )	-0.011 (0.004 <sup>***</sup> )	-0.254 (0.212 <sup>ns</sup> )	-0.025 (0.006 <sup>***</sup> )	-0.027 (0.011 <sup>***</sup> )	-0.012 (0.006 <sup>**</sup> )	0.056 (0.017 <sup>***</sup> )	0.010 (0.003 <sup>**</sup> )	0.041 (0.016 <sup>***</sup> )	-0.014 (0.003 <sup>**</sup> )
exp : experience	0.0003 (0.0002 <sup>ns</sup> )	0.0001 (0.00007 <sup>**</sup> )	0.004 (0.002 <sup>*</sup> )	0.0004 (0.0001 <sup>***</sup> )	0.0004 (0.0002 <sup>**</sup> )	0.0002 (0.0001 <sup>**</sup> )	-0.002 (0.0002 <sup>***</sup> )	-0.0003 (0.00006 <sup>***</sup> )	-0.001 (0.0003 <sup>***</sup> )	0.0005 (0.00006 <sup>***</sup> )
exp2 : exp <sup>2</sup>	-0.073 (0.081 <sup>ns</sup> )	-0.037 (0.019 <sup>*</sup> )	7.641 (14.531 <sup>ns</sup> )	-0.026 (0.096 <sup>ns</sup> )	-0.488 (0.110 <sup>***</sup> )	-0.229 (0.032 <sup>***</sup> )	-1.335 (0.111 <sup>***</sup> )	-0.099 (0.018 <sup>***</sup> )	-0.244 (0.087 <sup>***</sup> )	0.088 (0.017 <sup>***</sup> )
ielC : mathematics	0.678 (0.070 <sup>***</sup> )	0.178 (0.023 <sup>***</sup> )	9.334 (14.880 <sup>ns</sup> )	0.402 (0.066 <sup>***</sup> )	-0.306 (0.099 <sup>***</sup> )	-0.152 (0.031 <sup>***</sup> )	-0.007 (0.089 <sup>ns</sup> )	-0.025 (0.017 <sup>ns</sup> )	0.220 (0.060 <sup>**</sup> )	0.042 (0.013 <sup>***</sup> )
ielD : microeconomics	-0.043 (0.080 <sup>ns</sup> )	-0.052 (0.011 <sup>***</sup> )	0.820 (1.118 <sup>ns</sup> )	0.024 (0.013 <sup>ns</sup> )	-0.360 (0.074 <sup>**</sup> )	-0.174 (0.027 <sup>***</sup> )	-0.327 (0.051 <sup>***</sup> )	-0.024 (0.015 <sup>ns</sup> )	0.052 (0.049 <sup>ns</sup> )	-0.062 (0.011 <sup>***</sup> )
ielE : macroeconomics	0.524 (0.067 <sup>***</sup> )	0.141 (0.017 <sup>**</sup> )	3.661 (5.521 <sup>ns</sup> )	0.213 (0.039 <sup>***</sup> )	0.769 (0.072 <sup>**</sup> )	0.344 (0.050 <sup>**</sup> )	0.043 (0.070 <sup>ns</sup> )	-0.025 (0.021 <sup>ns</sup> )	0.346 (0.078 <sup>**</sup> )	-0.175 (0.021 <sup>**</sup> )
ielHK : public Economics	0.021 (0.006 <sup>***</sup> )		0.073 (0.093 <sup>ns</sup> )		0.002 (0.005 <sup>ns</sup> )		0.037 (0.003 <sup>***</sup> )		0.063 (0.007 <sup>***</sup> )	
hi0506 : lagged <i>h</i> -index	0.297 (0.092 <sup>***</sup> )		0.313 (2.107 <sup>ns</sup> )		0.442 (0.139 <sup>***</sup> )		1.003 (0.099 <sup>***</sup> )		0.541 (0.179 <sup>***</sup> )	
lcitun : log(department's citation score)	-0.045 (0.016 <sup>***</sup> )		-0.695 (1.289 <sup>ns</sup> )		-0.073 (0.024 <sup>**</sup> )		-0.258 (0.018 <sup>***</sup> )		-0.119 (0.033 <sup>**</sup> )	
scorup :	-0.071 (0.025 <sup>***</sup> )		1.168 (2.653 <sup>ns</sup> )		-0.070 (0.038 <sup>**</sup> )		-0.347 (0.094 <sup>***</sup> )		-0.226 (0.053 <sup>ns</sup> )	
ratio		0.048 (0.017 <sup>***</sup> )		-0.028 (0.034 <sup>ns</sup> )		0.024 (0.047 <sup>ns</sup> )		0.143 (0.071 <sup>*</sup> )		0.091 (0.017 <sup>***</sup> )
ratio2=ratio <sup>2</sup>		-0.001 (0.0003 <sup>**</sup> )		0.001 (0.001 <sup>ns</sup> )		-0.0005 (0.001 <sup>ns</sup> )		-0.003 (0.002 <sup>*</sup> )		-0.002 (0.0003 <sup>***</sup> )
constant	13.330 (3.155 <sup>***</sup> )	5.127 (0.221 <sup>***</sup> )	76.974 (160.532 <sup>ns</sup> )	5.589 (0.386 <sup>***</sup> )	11.944 (1.401 <sup>***</sup> )	5.811 (0.627 <sup>***</sup> )	27.143 (3.149 <sup>***</sup> )	3.906 (0.733 <sup>***</sup> )	6.683 (3.259 <sup>**</sup> )	4.426 (0.179 <sup>***</sup> )
Observations		240	57	63	61	59				
R <sup>2</sup>		0.891	0.524	(0.792)	0.798	0.846				
Hansen-Sargan test value		5.945	3.344	4.522	3.900	5.721				
		(p-value : 0.203)	(p-value : 0.502)	(p-value : 0.132)	(p-value : 0.439)	(p-value : 0.185)				

Standard errors (with bootstrap after 1000 replications) are given in parentheses.  
 NB: (\*\*\*) : significant at 1%; (\*\*) : significant at 5%; (\*) : significant at 10%; (ns) : nonsignificant



They depend primarily on individual characteristics. Men invest more time, on average, in both tasks than women. Following Becker [1957], female professors could face more challenges in combining their professional activity with family responsibilities. However, the gender effect also differs according to professors' types. For generalists for example, men show presents lower scientific production scores and equivalent teaching and administrative duties, perhaps as a result of gender differences in multitasking abilities (Criss [2006]). In this case, women might be more productive than men in multitasking activities, whereas men are globally more efficient because they specialize.

Our results also confirm a negative impact of experience on both publication scores and pedagogical duties. A life cycle thus seems likely, in that experience consistently produces a negative effect that worsens over time in our data. This finding may appear surprising, but we note that our sample consists of only full professors, who all have substantial experience. We probably even miss the period of massive investment in scientific production that professors undergo to maximize their chances of promotion and tenure or for greater remuneration in the early stages of their careers. Another explanation could be that experience also helps to capture cohort effects. The older professors could belong to cohorts for which the pressure at scientific publication was less compared to the most recent cohorts.

We also find a path dependency effect among the publication scores : Professors with high past  $h$  indexes are more productive, in accordance with a Matthew effect for French economics professors. This effect could indicate that the most productive professors have easier access to funds, attract the best coauthors, and are recruited by the best laboratories. Because of their better research environments, they enjoy an advantage in scientific production. The Matthew effect also could mean that the most productive professors have specific research skills, which arise throughout their careers.

Our results also extend findings by Rauber and Ursprung [2008], who concluded that research fields significantly affect scientific output. These fields also have an impact on the number of teaching hours, according to our findings. For example, specialists in public economics have a comparative advantage in the production of science and are frequently solicited to teach. This advantage could be attributed to the central role of this field in current economics research, as well as in economic policy (e.g., pollution issues, imperfect competition, and social equity).

Our results confirm the key prediction of our model: A dynamic scientific context (*citun*) favors individual scientific production by all professors, except for free riders. This finding also is consistent with the conclusions of the *economics of science*; not only do we include the collective dimension of research, but we also account for multitasking. The positive effects of a dynamic research environment are stronger for teaching specialists and for generalists. The creation of agglomeration effects, as recommended by Aghion [2010], therefore can increase the scientific output of all professors, including those who initially do not have the strongest research abilities. This result confirms the comparative static property of our model concerning the predicted effect of the technological parameter  $a$  on scientific production (via research time  $t^*$ ), whatever the type of the agent (see table 3.2). Moreover, our results allow us to make two points about the impact of agglomeration effects. First, the positive effects of a dynamic research environment seem to diminish gradually as the universities' impact factors rise (*lcitun2*), that confirm the theoretical nonlinear relation between the time affected to research and the research environment parameters. Agglomeration effects thus are characterized by diminishing returns.<sup>13</sup> Second, a gradual implementation of these agglomeration effects appears preferable; belonging to a university that experiences a sharp increase (relative to the median) of its impact factor (*scorup*) actually is unfavorable for individual scientific output. This result may emerge because the sudden improvement of an impact factor

---

13. The elasticity of scientific production (*ips*) to the impact factor (*citun*) is done by  $\frac{\partial ips}{\partial citun} = 0.297 - 2(0.045)lcitun$ . Using mean value of *lcitun* and the full sample econometrics results, we obtain a 0.077 mean value elasticity. The maximum value of this elasticity is obtained for a threshold 3.3 value of *lcitun*.

generally follows sweeping university governance reforms, such as mergers of research teams. These changes can create tensions and, at least in the short term, adversely affect scientific output.<sup>14</sup>

Moreover, teaching activities depend also on the context. Working in an understaffed university (higher ratio of students per professor) significantly increases the number of teaching hours undertaken by a professor. This pedagogical context affects both generalists and teaching specialists; it does not change behaviors of research specialists or free riders.

### 3.5 Conclusion

We have analyzed the determinants of scientific production, including collective determinants related to the research environment, in the context of multitasking teachers. In this sense, we combine the key features of the *economics of science* with the personnel economics.

We propose a principal-agent model to understand how university professors divide their time between two substitutable tasks: publishing and teaching. Our theoretical framework predicts that professors devote more time to the task for which they have a marginal advantage. According to their abilities, they can be either generalists or specialists. However, the scientific context, and especially collective scientific production, strongly influences these optimal behaviors too. Thus, a dynamic context characterized by a high stock of knowledge in the research lab or university improves individual publication scores by creating positive knowledge externalities.

To test these predictions, we used French data from administrative sources. This original data set enables us to observe both scientific production and pedagogical duties. Our

---

14. Note that results are not change when a cross variable between *lcutun* and *scorup* is introduced. This variable produces no significant effect.

results also confirm that these tasks are conflicting and that the institutional context affects the activity choices that professors make.

Finally, we conclude that universities, or the principals in our principal-agent framework, can influence the activities of their agents (professors) by implementing appropriate incentive schemes, such as assigning professors to the tasks for which they are inherently more talented. They also can play on collective research aspects by favoring dynamic scientific contexts (including agglomeration effects) that increase scientific output in total.

### 3.6 Appendix 1 : Utility and profit functions

For a given contract and time allocation, the net expected utility can be defined as the difference between the utility associated with each type of researcher (generalist, specialist in research, specialist in teaching or free-rider) weighted by the success probability of each case and the given costs.

We can thus write:

$$U_i = s(1-s)u_i(R_G) + s^2u_i(R_R) \\ + (1-s)^2u_i(R_T) + s(1-s)u_i(w) - C_i(t_{i,j})$$

where  $R_G = w + p_T + p_R$ ,  $R_R = w + p_R$ ,  $R_T = w + p_T$

We thus obtain:

$$U_i = s(1-s)u_{i,j}(w + p_T + p_R) + s^2u_{i,j}(w + p_R) \\ + (1-s)^2u_{i,j}(w + p_T) + s(1-s)u_{i,j}(w) - C_i(t_{i,j})$$

Symmetrically, the expected profit for the principal is given by the difference between the production of each type of researcher weighted by the success probability and the costs (payments to researchers).

We thus have:

$$\pi(t_{i,j}) = \Sigma_i \{ s(1-s)[\bar{y} + a\sqrt{N}t_{i,j} + b\sqrt{1-t_{i,j}}] + s^2[\bar{y} + a\sqrt{N}t_{i,j}] \\ + (1-s)^2[\bar{y} + b\sqrt{1-t_{i,j}}] + s(1-s)[\bar{y}] - W_{i,j} \}$$

We thus obtain:

$$\pi_{i,j} = \Sigma_i \{ \bar{y} + sa\sqrt{N}t_{i,j} + (1-s)b\sqrt{1-t_{i,j}} - W_{i,j} \}$$

### 3.7 Appendix 2 : Definition of the optimal research time

Suppose that  $x$  defines the wage that an agent receives. Payments are equal for all outcomes, so the individual rationality constraint becomes  $u(x_{i,j}) \geq u_0 + \alpha t_{i,j} + \beta(1 - t_{i,j})$

This constraint must be binding, so  $x_{i,j} = u^{-1}(u_0 + \alpha t_{i,j} + \beta(1 - t_{i,j}))$

If we define  $h = u^{-1}$  the principal must solve the following problem:

$$\max_{t_{i,j}} \bar{y} + sa\sqrt{N}t_{i,j} + (1-s)b\sqrt{1-t_{i,j}} - h(u_0 + \alpha t_{i,j} + \beta(1 - t_{i,j}))$$

The first order condition of this problem is:

$$as\sqrt{N} - \frac{(1-s)b}{2\sqrt{1-t_{i,j}}} = (\alpha - \beta) * h'(u_0 + \alpha t_{i,j} + \beta(1 - t_{i,j})) = 0 \quad (3.15)$$

The second order condition is respected with:

$$- \left[ \frac{(1-s)b}{4(1-t^*)\sqrt{1-t^*}} + (\alpha - \beta)^2 h''(\cdot) \right] < 0 \quad (3.16)$$

For a generalist, we have  $\alpha = \beta$ . The optimal time devoted to research is thus:

$$t_G^* = 1 - \left( \frac{1-s}{s} \right)^2 \frac{b^2}{4a^2N}$$

Let us now study how  $t_{i,j}^*$  vary when technological parameters,  $\alpha$  and  $\beta$  change from first order condition (equation 3.15) and using implicit function.

For  $\alpha \in [0, \beta]$ , we obtain:

$$\frac{\partial t_{i,j}^*}{\partial \alpha} = \frac{[(\beta - \alpha)h''(\cdot)t_{i,j}^* - h'(\cdot)] 2\sqrt{(1-t_{i,j}^*)(1-t_{i,j}^*)}}{2(\alpha - \beta)^2 h''(\cdot)\sqrt{(1-t_{i,j}^*)(1-t_{i,j}^*)} + b(1-s)}$$

For  $\beta \in [0, \alpha]$ , we obtain:

$$\frac{\partial t_{i,j}^*}{\partial \beta} = - \frac{[(\beta - \alpha)h''(\cdot)t_{i,j}^* - h'(\cdot) - (\beta - \alpha)h''(\cdot)] 2\sqrt{(1 - t_{i,j}^*)(1 - t_{i,j}^*)}}{2(\alpha - \beta)^2 h''(\cdot) \sqrt{(1 - t_{i,j}^*)(1 - t_{i,j}^*)} + b(1 - s)}$$

With:

$$h'(\cdot) = \frac{1}{u'[h(\cdot)]} > 0 \text{ and } h''(\cdot) = -\frac{u''[h(\cdot)]}{[u'[h(\cdot)]]^3} > 0$$

Thus, we have:

$$\frac{\partial t_{i,j}^*}{\partial \alpha} \leq 0 \text{ when } \alpha \in [0, \beta] \text{ and } \frac{\partial t_{i,j}^*}{\partial \beta} \geq 0 \text{ when } \beta \in [0, \alpha]$$

if and only if:

$$(\beta - \alpha)h''(\cdot)t_{i,j}^* - h'(\cdot) \leq 0 \quad (3.17)$$

Because of this unique condition, applying the inverse function properties of  $h'(\cdot)$  and  $h''(\cdot)$  into (3.17) and multiplying and dividing by  $x$ , ignoring now the  $i$  and  $j$  index, we have:

$$\frac{t^*}{x} \left[ \frac{|\beta - \alpha|}{u'(x)} \right] \left[ -\frac{xu''(x)}{u'(x)} \right] \leq 1 \quad (3.18)$$

Where  $x = u^{-1}[u_0 + \beta + (\alpha - \beta)t^*]$ .

As the constant Arrow-Pratt relative ratio of risk aversion is defined as:  $\rho = \frac{xu''(\cdot)}{u'(\cdot)}$  with  $0 \leq \rho \leq 1$ , condition (3.18) is always satisfied if:

$$\frac{|\beta - \alpha|}{u'(\cdot)} \leq 1 \quad (3.19)$$

Using the first order condition (3.15), we can note that  $(\beta - \alpha)h'(\cdot) = \frac{(\beta - \alpha)}{u'(x)}$  defines the marginal cost supported at the equilibrium by the principal, that is:  $\frac{\partial x}{\partial t^*}$ . Thus, joining

equations (3.18) and (3.19), we finally obtain:

$$\frac{t^*}{x} \left[ \frac{\partial x}{\partial t^*} \right] \leq 1 \quad (3.20)$$

This condition just supposes that the elasticity of “efficient wage cost” from any change of  $t$  at the equilibrium is always lower than unity. It is a rational cost efficiency condition extending, in the multitasking design, the well known Solow’s canonical efficiency wage model condition.



### 3.8 Appendix 3 : General comparative static properties on technological parameters

We study how  $t_{i,j}^*$  vary, whatever  $j$ , when technological parameters,  $a$  and  $b$  change. By differentiating the first order condition (equation 3.15) and by using implicit function properties we obtained:

$$\frac{\partial t_{i,j}^*}{\partial a} = \frac{4s\sqrt{N}(1-t_{i,j}^*)\sqrt{(1-t_{i,j}^*)}}{(1-s)b + 4(\alpha - \beta)^2 h''(\cdot)(1-t_{i,j}^*)\sqrt{1-t_{i,j}^*}} > 0$$

And

$$\frac{\partial t_{i,j}^*}{\partial b} = \frac{-2(1-s)(1-t_{i,j}^*)}{(1-s)b + 4(\alpha - \beta)^2 h''(\cdot)(1-t_{i,j}^*)\sqrt{1-t_{i,j}^*}} < 0$$

### 3.9 Appendix 4 : The moral hazard equilibrium properties

In the asymmetric case, the principal must solve a moral hazard problem, such as:

$$\begin{aligned} & \text{Max } \pi(w, p_R, p_T, t_{i,j}) \\ & \text{subject to an individual rationality constraint:} \\ & U_i(w, p_R, p_T, t_{i,j}) \geq u_0 \end{aligned}$$

as well as to the moral hazard constraint given by:

$$t_{i,j}^* \in \arg \max U_i(w, p_R, p_T, t_{i,j})$$

At the equilibrium, payments  $x_{i,j}$  are equal for all outcomes, so the individual rationality constraint depends on  $t$  only, through the cost function. We thus have:

$$U_i(x_{i,j}) = u_0 + \alpha t_{i,j}^* + \beta(1 - t_{i,j}^*)$$

In the case of a generalist ( $\alpha = \beta$ ), the expected utility and the  $h'(\cdot)$  function in (3.8) do not depend on  $t$ . The optimal contract under complete information case also satisfy the moral hazard constraint, so that here again :  $0 \leq t_G^* = 1 - \left(\frac{1-s}{s}\right)^2 \frac{b^2}{4a^2N} < 1$

However, if agent  $i$  is a specialist, her or his expected utility is maximized when she or he devotes all her or his time to the personally less costly task (see the appendix 2).

From static comparative properties, we demonstrate (see the appendix 2) that:

$$\frac{\partial t_{i,j}^*}{\partial \alpha} \leq 0 \text{ and } \frac{\partial t_{i,j}^*}{\partial \beta} \geq 0$$

This result is obtained if, at the equilibrium, the elasticity of wage cost to  $t_{i,j}^*$  is less or equal to one, when the principal decides to switch the multitasking design.<sup>15</sup>

---

15. We can imagine that the principal can affect the distribution of specialists versus generalists in a department, by deciding a specific hiring strategy. Moreover, each agent is free to quit the department and/or the university for example to be promoted or to benefit of a more dynamic scientific environment. So quit and hiring process generates turnover that could be simulated in our model by changing values of  $\alpha$  and  $\beta$  parameters.

This condition can be understood with a simple example. Let us suppose that  $\alpha$  decreases such as an agent allocate more effort to research activities ( $t_{ij}^*$  increases). In that case, we must suppose that the cost supported by the principal increased no more than the increasing value of  $t_{ij}^*$ . This condition could be defined as a simple cost efficiency constrain when the principal wants to develop research activities. When a generalist in a department becomes more and more specialized in research activities, its past training and managerial activities had to be transferred, all other things being equals, to teaching specialists in the same department. This transfer induces costs for the principal. Of course, these costs cannot be higher than the expected gains through more publishing activities.

Moreover, note that, at the equilibrium, the elasticity of research production  $y_R$  to  $t$  is always equal to 1 because of constant returns. Thus, condition (3.18) of the Appendix 2 just supposes that, for each switch in the job design, the expected increase of research production is always higher or at least equal to the expected increase cost so that, ignoring  $i$  and  $j$  index:

$$\frac{t}{x} \left[ \frac{\partial x}{\partial t} \right] \leq \frac{t}{y_R} \frac{\partial y_R}{\partial t} \quad (3.21)$$

Finally, at the individual level, for increasing values of  $\alpha$  and because of moral hazard constrain, each agent maximizes its expected utility by reducing the time affected to research and finally choosing  $t_T = 1$  (teaching and managerial activities specialist). When  $\alpha < \beta$ , the moral hazard constraint leads each agent to choose  $t_R = 1$  (research specialist).

As in Prasad [2009], these two solutions can be treated as the limiting cases for our general full information framework.

## Chapitre 4

# Do peer-effects abilities affect portfolio choice ? The case of French Economics Professors

### 4.1 Introduction

In many institutions, there is growing interest in research quality. This interest comes particularly from a desire to rank scientific institutions through their stock of scientific productivity. The prestige of academic institutions is attributed to the quality of their scientific environments. Therefore, institutions have to enhance their scientific productivity in order to achieve international visibility. Indeed, the increasing variety of publication outlets and the journals ranking facilitate the evaluation of research output, the ranking of institutions or departments (Tschirchat [1989], Coupé *et al.* [2006]) and individuals. Moreover, the development of yardstick competition between institutions forces them to have more prestigious journals in their stocks of publications. This context of competition may influence their recruitment and promotion strategies and, to some extent may considerably favor the policies that generate agglomerations effects.

Many countries are reforming their universities and the research system. All of them share a common goal: reinforce the position of universities in the world rankings. Besides, the academic institutions and academics face more and more competitive environment to get public funds or to gain reward at national level. In these contexts, universities are keen to hire and keep top producers who produce positive externalities. Because of the positive spillovers, these universities will in turn encourage and facilitate quick diffusion of the research output of their members (Crane [1965], Long [1978]) to increase their stock of publications. In France, until recent reforms, individual research performance is limited to careers and promotions. But, recent reforms have made some improvement to human resources and finance management. These reforms include primarily the universities' autonomy and incentive schemes for scientific production. Thus, these reforms create a need to evaluate individual and collective scientific productivity and to explore its determinants.

Previous studies have explored the age effect (Diamond [1986], Stephan and Levin [1997]), the gender effect (Stephan [1998]) in scientific productivity. Many others have focused on the impact of past performance known as "Matthew effect" on future productivity (Gonzalez-Brambila and Veloso [2007], Lesueur [2012], Kossi *et al.* [2013]). Several studies have also attempted to identify the relationship between collaboration and the scientific productivity (Sauer [1988], Hollis [2001], Meddof [2003], Ductor [2011]). A related literature has examined the impact of institutional features on scientific productivity (Long [1978], Allison and Long [1990], Mairesse and Turner [2002], Carayol and Matt [2004]). Of special interest is the role of scientific environment in multitasking. For instance, Kossi *et al.* [2015] find that scientific environment influence the jobs' design of French economists when they control for the simultaneity and endogeneity problems of teaching and research activities. Holmström and Milgrom [1991] address the multitask problems of agents in their theoretical model. They show that individuals who perform multitask will spend more effort in the task that is more valued and will disregard the other tasks. Gautier and Wauthier [2007] show how the establishment of attractive

and adequate incentive schemes can increase the investment in teaching and research activities in universities.

However, most of these studies considered the research output as homogeneous and then failed to distinguish between different quality classes of scientific publications. In reality, professors have strong incentives to publish in refereed journals and particularly in high quality refereed journals because the promotions and tenure decisions are usually based on publications records (Diamond [1984], Swanson[2004]). For instance in USA and in many European countries, to gain tenure or promotion to full professor, a professor must have published at least in top-ranked journals since publications in other journals would be considered as insignificant. A full professor is also expected to have papers published regularly in top journals in order to feel up to the task. This implies that matters may be more complicated than the multitask problems of agents suggested by Holmström and Milgrom [1991]. Then, the introduction of incentive schemes in universities may not only induce professors to devote time in research at the expense of teaching but it may also motive them to publish more papers in prestigious journals than in less prestigious ones in order to gain reputation in the scientific community.

Indeed, research productivity consists of different quality classes of publications. For instance, to measure research output, Goodwin and Sauer, [1995] use exclusively a select list of highly reputable journals, whereas, Kenny and Studley [1996], and Coupé *et al.* [2006] base their measure of scientific production on journals with their respective scientific impact. And, most interestingly, Grimes and Register [1997] and Moore *et al.* [2001] use two or more quality classes of journals to evaluate research productivity. Similarly, a few theoretical works indicate that the research output can be decomposed into a quantity and a quality component. Since the seminal work of Ellison [2002a], Manes and Shapira [2011] model individual research output as taking two quality tiers of refereed journals. These quality tiers journals are assumed to differ in terms of the unconditional acceptance probability - that depends on initial work on a paper-and

the average time it takes to complete these papers.<sup>1</sup> They also allow in their model the possibility for papers initially rejected by high quality journals to be published in a peer reviewed scientific journals of low quality. Thus, this hypothesis can be interpreted as an interaction between prestigious journals and less prestigious journals. Particularly, these quality-quantity decompositions could refer to heterogeneity in peer effects abilities.

A related strand of literature has examined the role of peer effects abilities in explaining differences observed in research output quality. For instance, Manes and Shapira [2011] provided a theoretical model that emphasized the dynamic evolution of two different regimes ; one in which peer-effects are strong and quality is preferred over quantity, and the other in which quantity dominates and the peer-effects abilities are weak. Cole and Cole [1973] and Hagstrom [1968] model this form of externalities through the prestige of department affiliation of scientists. In economics, Liner and Sewell, [2009] observed two different regimes when they surveyed 125 chairs of PhD granting departments of economics for their valuation of articles in top ranked journals relative to less prestigious journals.

As the literature has advanced our understanding of a potential trade-off between tasks in multitask context, at least two theoretical gaps remain. First, most studies have focused on two tasks: research and teaching (Allgood and Walstad [2013], El Ouardighi *et al.* [2013] and Kossi *et al.* [2015]) without taking into account the potential heterogeneity in publications. In others words, possible interactions between different quality classes of scientific publications are often ignored by empirical studies that address the determinants of scientific productivity. Second, the impact of scientific environment on

---

1. Frey [2009] indicates that the publications in top-ranked journals are very arduous and time-consuming. Two main issues underpinning the cost involved in the publication process have been identified: time delays on the reviewing process and very low acceptance rates. Leslie [2005] and Azar [2005] consider the editorial delay as a major submission cost to authors whereas for Moizier [2009], the low rates of acceptance are the most significant cost for authors. Ellison [2002b] found that the review time is rising from 9.3 to 22.1 months for the top five general journals and 15.5 months in average for a second quality tier journals. This implies a cost ratio of approximately 1.4. Moizier [2009] found the acceptance rates are commonly less than 20% and even as low as 10% for the top-journals, thus implying a rejection rate of 90%.

individual scientific research is clearly highlighted in the economics of science. But, with the exception of theoretical studies of Manes and Shapira [2011], the role of the scientific environment in the trade-off between quality and quantity is not addressed in thorough and econometric analysis.

With our econometric analysis, we aim to fill these gaps. We propose statistical models that analyze these issues from a comparative perspective exploiting heterogeneity across the different quality classes of journals. More precisely, individuals are supposed to publish articles in top journals or/and in the journals of lesser quality based on the perceived marginal cost of each quality tiers of refereed journals. Considering that both quality tiers of refereed journals are dependent, we therefore introduce key variables in the econometric model. This specification allows us to test the dependency between the high quality publications and the low quality publications and thus get efficient estimates of parameters associated with our key variables. Besides, we focus more closely on the portfolio composition of professor in order to investigate how peers effect abilities influence the professor's portfolio choice. This enables us to test whether being affiliated with any prestigious universities -that peer effects abilities are strong-, increases the portfolio shares held in high quality journals and inversely decrease the shares of low quality journals in this portfolio. Finally, special attention is also paid to teaching and administrative duties in the view of the specificities of French academic system.

For this purpose, we use an original database of French academic economists involved in the "Prime d'Excellence Scientifique" (PES) competition since 2009.<sup>2</sup> The advantage of this database is that it enables us to observe, for a sample of French economics professors, their number of publications in different quality classes of refereed journals and their teaching and service loads. We also collect information about their institutional characteristics. With these data, we run econometric estimations on the individual productivity

---

2. The "Prime d'Excellence Scientifique" is a kind of financial incentives introduced in Higher Education since 2009 by the Ministry of High Education to reward most productive researchers. The researchers are evaluated on the basis of four criteria: scientific production, PhD supervising, scientific responsibility and scientific recognition. The winner of this academic competition gets the bonus for 4 years.



considering three main factors: individual characteristics, scientific environment and, teaching and administrative duties. Firstly, the number of high quality publications and the number of low quality publications are jointly estimated using a bivariate count regression model. Secondly, fractional responses models are estimated in order to analyze the proportions of high quality journals in the total publications of French full professors in economics.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 4.2 describes the data used in this analysis. The econometric methods are presented in section 4.3 and the results, in section 4.4. Finally, conclusions and recommendations are provided in section 4.5.

## 4.2 The data

Following the related literature, we analyze the portfolio composition of professors that can include different quality classes of journals. First, we investigate how professors choose and manage their publications portfolio. Next, we test whether there is a trade-off between top-ranked journals and the lower-ranked journals as considered in theoretical models that address this issue (Ellison, [2002a], Manes and Shapira, [2011]). For this purpose, we use individual records from the “*Prime d’Excellence Scientifique (PES)*” set up by the French Ministry of High Education since 2009.<sup>3</sup> The original database that we constructed consists of 240 full professors in economics departments. We identify clearly different quality classes of refereed journals using French National Committee for Scientific Research (CNRS) journal ranking in Economics and Management. Besides, individual characteristics, dates of entry and promotion in higher education, number of teaching hours per degree (bachelor degree, Master degree and PhD degree) and bonuses for additional tasks are also provided. Moreover, the application files and the

---

3. Three campaigns 2009, 2010 and 2011 are evaluated by National Commissions of experts. The period of evaluation starts from 01/01/2005 to 01/01/2009 for the 2009 campaign, from 01/01/2006 to 01/01/2010 for the 2010 campaign, and from 01/01/2007 to 01/01/2011 for the 2011 campaign.

CV allow us to evaluate the degree of scientific collaboration of each professor through the number of co-authors.

Our sample represents 44% of the population of the full professors in economics.<sup>4</sup> The professors of second class are overrepresented in our sample at the level of 63.8%. The individual characteristics in our sample such as gender and age are quite similar to those of the population (“CNU”)<sup>5</sup> (Table 4.1).

**Tab. 4.1** – Population and sample of French full professors in economics (CNU 05)

	Second class (PR2C)	First class (PR1C)	Exceptional class (PREX)	Total
<b>Population (CNU)</b>	166	220	161	547
<b>% of male</b>	74.70%	79.54%	92.55%	81.90%
<b>Age (in Average)</b>	46.17	53.25	59.79	51.58
<b>PES sample</b>	106	89	45	240
<b>% of male</b>	83.58%	76.16%	75.38%	77.92%
<b>Age (in Average)</b>	43.34	51.01	59.22	49.16

Source: Ministry of Education, 2011

However, our sample can stem from self-selection of candidates for these campaigns because the participation in the competition may not be totally random for the PES. To overcome this selection bias, instrumental variables that affect only the participation in this competition and not the individual productivity are required. For instance, one can imagine that the most productive professors often hired by prestigious universities are more likely to enter the competition. In such cases, agglomeration effects can be attributed to the interplay between two different effects : interaction effects (knowledge spillovers among colleagues) and hiring effects. But, the real impact of each effect remains difficult to dissociate in empirical studies since current interaction effects can be due to past recruitments. Indeed, Dubois *et al.* [2014] succeeded in controlling these effects in a panel data that provided useful information about individual career paths.<sup>6</sup> Unfortunately, our cross sectional data fails to get such variables. Thus, our estimates

4. In French academic system, there are three ranks (pay) position of Full professors: 2<sup>nd</sup> class, 1<sup>st</sup> class and exceptional class.

5. The French National Council of Universities (CNU) comprises 57 sections including the economics (section 05). The “CNU” is the national authority in charge of recruiting academics and following up their careers.

6. The panel data model enables them to control for unobserved heterogeneity and to separate the interaction effects from the hiring effects. The latter are supposed to be “structural effects” then time-invariant in their model.

could be biased because of the lack of information about hiring effects that can lead to overestimate of the interaction effects. However, this bias is questionable in the case of French economists in view of the institutional specificity of their recruitment as compared to others fields of research. In fact, full professors are recruited by public competitive examination - *Concours national d'agrégation du supérieur*- or by the National Council of Universities (CNU).<sup>7</sup> In particular, candidates who are promoted to full professors through this public competition are ranked and based on that, they can choose their desired universities. Thus, the host universities cannot otherwise interfere in the choice of the future professors. In this context of centralized competition, the hiring effects are seemed to be weak. However, statistical and econometric results obtained from this sample must be interpreted with caution.

#### 4.2.1 The publications portfolio

In the database, we perfectly observe the volume of publications of each professor who participated in this competition. Considering different publication outlets and the journals ranking in Economics of French National Committee for Scientific Research ("CNRS"), we are able to construct individual portfolio of publications.<sup>8</sup> Based on this categorization, different quality classes of articles that can constitute individual portfolio are considered. According to their degree of prestige, we distinguish four categories: from category 1 (rank 1 - the most prestigious journals) to category 4 (rank 4 - the less prestigious journal). The descriptive statistics of these different quality classes of publications are presented in Table 4.2.

---

7. About 43% of full professors' positions were filled through the public competitive examination between 2004 and 2011: source - Ministry of Higher Education and Research.

8. The "CNRS" Journal Ranking in Economics and Management covers a large number of publications outlets including articles in English and French academic journals. The CNRS' categorization of Journals in Economics and Management enable the heterogeneity of journals as compared to others bibliometric indicators such as *h-index* or impact factors. In this study, we use CNRS ranking of June 2008 for articles published between 2005 and 2011 in such refereed journals.

**Tab. 4.2** – Descriptive statistics of the professors’ publications (2009-2011)

Quality classes of journals (CNRS)	Mean	Standard. Deviation	Min	Max
Rank 1	0.525	1.120	0	11
Rank 2	0.950	1.468	0	10
Rank 3	1.604	1.768	0	12
Rank 4	0.650	1.136	0	7

As table 4.2 indicates, the professors in our sample published in average only 0.5 article in the most prestigious journals and 0.7 article in the less prestigious ones over the 4 year period. Their standard errors are quite similar (1.12 for rank 1 and 1.14 for rank 4). However, the average number of articles published is much higher for the two intermediate categories of refereed journals. The rank 3 has 1.6 publications - the larger average number of articles - and the rank 2 has approximately 1 article in average. The standard errors are respectively 1.8 and 1.5 for rank 3 and rank 2. These descriptive statistics signal the difficulties to meet the requirements of high quality refereed journals in the one hand and in the other hand, the apparent reluctance to publish articles in journals of lesser quality. Therefore, the professors may face a trade-off between the reputation to be gained against the cost of publishing in such refereed journals.

**Tab. 4.3** – Simple correlations between the different quality classes of journals

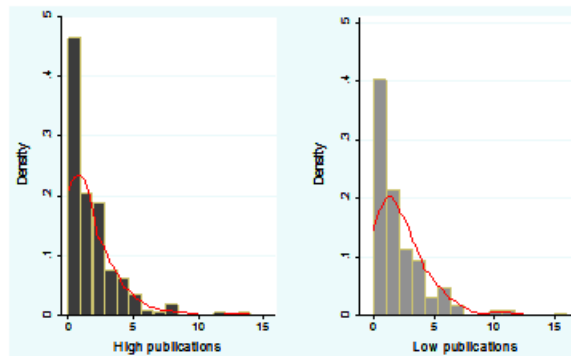
Quality classes of journals (CNRS)	Rank 1	Rank 2	Rank 3	Rank 4
Rank 1	1			
Rank 2	0.2170*** (0.007)	1		
Rank 3	0.1307** (0.0431)	0.2131*** (0.009)	1	
Rank 4	-0.1147* (0.0761)	0.0145 <sup>ns</sup> (0.007)	0.17223*** (0.008)	1

(\*\*\*): significant at 1%; (\*\*): significant at 5%; (\*): significant at 10%; (<sup>ns</sup>): non significant

Table 4.3 presents simple correlations between the four quality classes of journals as noted in French National Committee for Scientific Research journal ranking in Economics. Overall correlations are largely positive with the exception of the journal of category 4 that exhibits a weak and negative correlation with category 1. Moreover, any statistical correlation is found between the journals of categories 1 and 2. The statistical results found seem to support complementary hypothesis among different quality journals. Thus, such correlations should be taken into account when modeling publication counts.

For practical purposes, we consider two quality tiers categories of publications: high quality publications including journals of categories 1 and 2 and low quality publications which consist of journals of categories 3 and 4. We record for high quality journals a number of publications from 0 to 14 and a number from 0 to 16 for low quality journals over the 4-year evaluation period. The average number of high quality publications per professor is 1.48. Professors in our sample publish an average 2.25 papers in low quality journals. Note that the coefficient of correlation between the two quality tiers of publications is 0.150 (with a p-value equals 0.0198). The total number of publications is between 0 and 22 with an average number of more than three 3 papers. However, the number of refereed journals in each quality tier is not evenly distributed across the sample.

**Fig. 4.1** – Distribution of publication records in each quality tier of journals

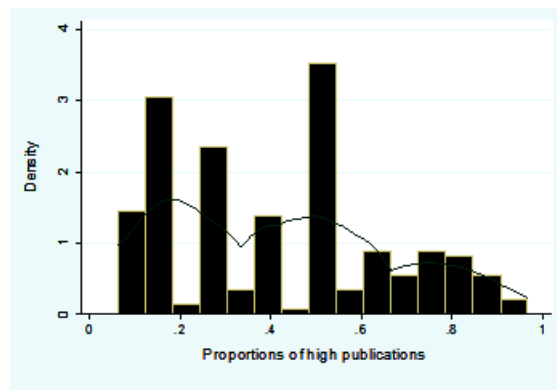


Approximately 9.17% of the sample does not publish even one refereed articles and 12.08% only a single refereed article, 22.5% two articles, 15% three articles and 12.5% four articles during the evaluation period. At the other extreme of the distribution, about 5.42% of the sample publishes more than 8 papers. The distribution of high quality tier journals is even more concentrated, with 43.33% of the sample failing to publish one refereed article against 22.08% for the low quality journals during the 4-year evaluation period. Indeed, unequal distributions of individual research productivity and the persistence of the productivity hierarchies over time have been addressed by numerous

studies. Since Lotka’s seminal work (Lotka [1926]), it is observed in many fields that the most of scientific articles are published by a small highly prolific minority of researchers so that the distribution of productivity is very left-shewed, especially for quality publication count. Figure 1 shows that a considerable amount of refereed journals, especially high quality articles, is published by a relatively small percent of the sample. These observations about the distribution of the publication in our dataset are supportive of the Lokta’s law.<sup>9</sup>

To simplify and focus more closely our analysis on professor’s portfolio allocation, we choose a single dependent variable of interest : the share of high quality publications (or the share of low quality journals) in the total publications of each professor. We believe that this variable could provide a better understanding of a trade-off between the two quality tiers of refereed journals. To construct this variable, we divide the number of high quality journals by the total of articles published including high and low quality publications.<sup>10</sup>

Fig. 4.2 – Distribution of the proportions of high quality publications



9. Lotka’s law of scientific productivity states that the number of scientists or authors  $f(n)$  having produced  $n$  number of papers is inversely proportional to  $n$ . The relation is can be expressed as:  $f(n) = an^{-k}$  where  $a$  and  $k$  are two constants that can be estimated with data on the numbers of scientific publications by authors.

10. Since 9.17% of professors in our sample have zero publication, a constant of 0.5 was added to all publication counts before calculating the proportions of high quality refereed journals.

Figure 4.2 indicates that the distribution of the proportions of high quality publications is right-skewed with irregular shapes. The average value of the share of high quality journals is 0.415 with the standard deviation equals 0.243, indicating significant dispersion of this variable around its average value. However, the median value is very close to the mean and equals to 0.413. The 25th percentile is 0.167, and the 75th percentile is 0.563. Thus, this suggests that a small number of professors hold publications portfolio in which the volume of high quality journals exceeds the number of low quality journals. However, a great majority of professors hold publications portfolio of at least equal number of the two quality tiers of refereed journals.

#### **4.2.2 Determinants of portfolio choice**

To identify the determinants of portfolio choice of professors, we estimate the scientific publications output of each professor on different independent variables; all of them are summarized in table 4.3.

**Tab. 4.4 – Variables and descriptive statistics**

Variable	Description	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gender	=1 if male	0.779	0.415	0	1
age	Years of age	49.162	9.440	32	68
top10	=1 if professor is affiliated with top ten ranked universities	0.163	0.370	0	1
next20	=1 if professor is affiliated with universities ranked from 11 to 30	0.354	0.479	0	1
next30	=1 if professor is affiliated with universities ranked from 31 to 60	0.371	0.484	0	1
others	=1 if professor is affiliated with universities ranked from 61 to 75	0.113	0.317	0	1
hi0506	h-index during the previous period	6.525	5.976	0	44
dhi1	=1 if $hi0506 \leq Q1$ : value of first quartile	0.346	0.477	0	1
dhi2	=1 if $Q1 < \text{lagged h-index} \leq Me$	0.213	0.410	0	1
dhi3	=1 if $Me < \text{lagged h-index} \leq Q3$	0.221	0.416	0	1
dhi4	=1 if $\text{lagged h-index} > Q3$	0.221	0.416	0	1
lcoaut	ln(average number of coauthors)	0.676	0.392	0	2.115
lcoautsq	ln(average number of coauthors squared)	0.610	0.528	0	4.471
dhens	=1 if professor teaches more than 192 hours	0.658	0.475	0	1
leffens	ln(number of professors in universities)	8.145	0.709	5.525	9.197
leffetud	ln(number of students in universities)	11.127	0.725	8.248	12.114
d2009	=1 if professor is part of wave 2009	0.408	0.493	0	1
d2010	=1 if professor is part of wave 2010	0.283	0.452	0	1
d2011	=1 if professor is part of wave 2011	0.308	0.463	0	1
Fields of research					
jelBN	History of Economic Thought and Economic History	0.050	0.218	0	1
jelC	Mathematical and Quantitative Methods	0.087	0.283	0	1
jelD	Microeconomics	0.091	0.289	0	1
jelE	Macroeconomics and Monetary Economics	0.166	0.373	0	1
jelF	International Economics	0.050	0.218	0	1
jelG	Financial Economics	0.070	0.257	0	1
jelHK	Public Economics and Law and Economics	0.066	0.249	0	1
jelIJ	Health, Education, and Welfare and Labor economics	0.087	0.283	0	1
jelL	Industrial Organization	0.116	0.321	0	1
jelM	Business Administration and Business Economics ; Marketing ; Accounting	0.050	0.218	0	1
jelO	Economic Development, Technological Change, and Growth	0.050	0.218	0	1
jelQ	Agricultural and Natural Resource Economics ; Environmental and Ecological Economics	0.045	0.209	0	1
jelR	Regional, Real Estate, and Transportation Economics	0.066	0.249	0	1



The originality of our dataset is twofold: we control for the classic multitasking variables (research and teaching activities) and we also take into account the heterogeneity of scientific publications. For each professor in the sample, we calculate the annual average number of teaching hours in the last two academic years prior the end of each campaign of PES competition. Besides, professors can also perform additional tasks and in return get a compensation equivalent teaching hours based on a national referential.<sup>11</sup> Particularly in the French academic system, professors are civil servant and must be engaged in teaching and administrative duties at least the 192 hours per academic year. Based on that, we decide to create a dummy variable “*dhens*” through the aggregation of teaching and services loads. This variable equals one if professor teaches more than 192 hours. In our data, about 66% of the professors teach more than 192 hours.

Fig. 4.3 – Statistical relationship between teaching including service loads and refereed journals

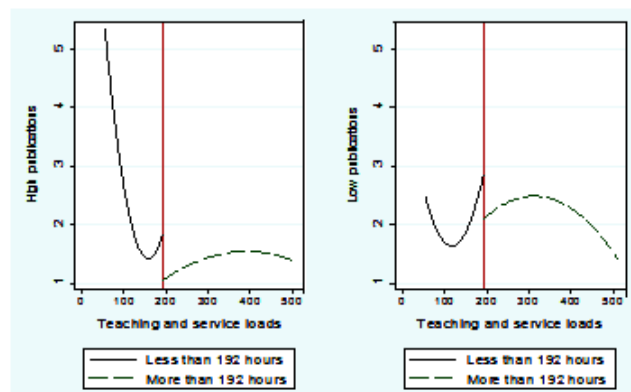


Figure 4.3 shows that professors engaged at most 192 hours tend to produce more high quality publications than their colleagues that teach more than 192 hours. This descriptive analysis tends to confirm partly the relationship between teaching and research in a few findings (Taylor *et al.* [2006], Frey [2009], Kossi *et al.* [2013]).

11. See Kossi *et al.* [2013] for details.

**Fig. 4.4** – Statistical relationship between teaching including service loads and proportions of high publications

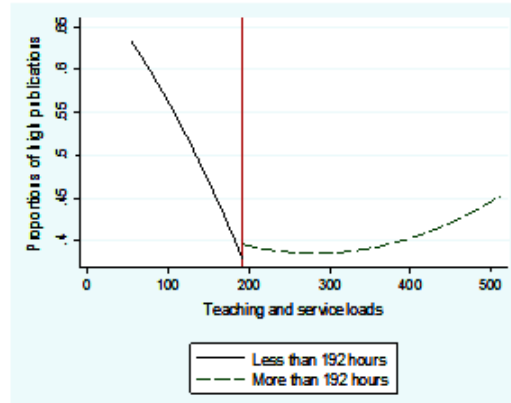


Figure 4.4 indicates that the composition of the publication portfolio depends on the levels of involvement in teaching and service loads. Teaching and administrative duties are found to be negatively correlated with the proportions of high publications. More precisely, additional statistics reveal that the group of professors that perform teaching and administrative duties more than 192 hours has a mean value of 0.391 and a median value equals to 0.375 - values below the mean and the median values of the full sample - whereas the second group engaged at most 192 hours has a mean of 0.46 and a median value equals to 0.5 - values above the mean and the median values of the full sample.

There is a widespread belief in economic literature that collaboration produces higher quality research. As economics become increasingly complex, skill complementarities and synergies between the co-authors can lead to positive returns from collaboration (Bennett *et al.* [1988]). Endersby [1996] argues that the strengths of two or more cooperative researchers can be combined to produce improved, “holistic results” than sole-authors. However, the publications of an individual can be the aggregate contributions of two or more co-authors. Thus, we introduce the average number of authors “*coaut*” as one of the independent variable to differentiate the paper written at least by two authors from the article of the same quality written by a single author (Bosquet and Combes

[2013]). In particular, we want to test if there is increasing or decreasing returns to scale of coauthorship in our estimations.

Indeed, inequality in research output is a matter of considerable interest. Particularly, the persistent differences in scientific productivity can be considered as one aspect of an uneven distribution of talent among researchers. David [1994] argues that the persistent productivity hierarchies may come from cumulative phenomena: past performances, known as the “Mathew effect” or “cumulative advantage” (Merton [1968]) and the scientific environment (Hagstrom [1968]). To take into account the Matthew effect which is more related to path dependency in our analysis, we first calculate for each candidate his or her *h-index* (Hirsch [2005]) prior to the PES’ evaluation period as a measure of past performance.<sup>12</sup> We recorded an average value of 6.525 for the *h-index* with a maximum value of 44 with a distribution that is extremely left-skewed. Thus, we create dummy variables based on a scale divided into *h-index* quartiles in order to test whether a professor who occupies the upper distribution of the *h-index* in our sample publishes more papers in high quality journals relative to a professor that occupies the lower distribution.

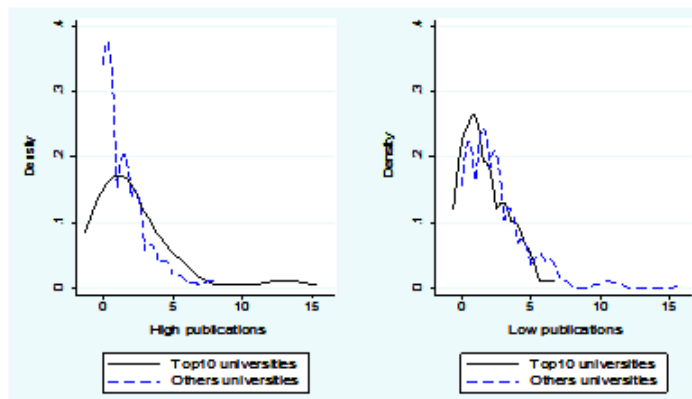
The main focus of the paper is the peer affects abilities in academia. Indeed, departments and universities are very heterogeneous en terms of number of citations or number of publications they have accumulated. For instance, Scott and Mitias [1996] ranked the top 240 economics departments in the USA based on the number of pages published in thirty-six economics journals over the period 1984-1993 and identified four distinct prestige levels of U.S. universities. In France, Bosquet and Combes [2011] also ranked 75 universities based on their total citations score and their citations score per researcher between 2004 and 2008. They concluded to the heterogeneity among French universities. However, our data sets include only the universities of affiliation of professors. Thus, we use Bosquet and Combes [2011]’ ranking universities to investigate the effects of

---

12. “A scientist has index  $h$  if  $h$  of his/her  $N_p$  papers have at least  $h$  citations each, and the other  $(N_p - h)$  papers have no more than  $h$  citations each”. (Hirsch [2005]).  $N_p$  represents the total number of papers.

scientific environment through peer effects abilities. Based on this additional information, dummy variables are created in order to measure the different prestige levels of French universities that our study is related. The dummy variable “*top10*” equals one if a professor is affiliated with any of Bosquet and Combes [2011]’ top ten ranked universities and “*next20*” equals one if professor is affiliated with any of the universities ranked from 11 to 30. We don’t stratify the rest of university because the percentage of high quality journals published by professors at lowest fifteen universities is less than 8% of the total number of high publications. We decide therefore to combine the universities ranked from 31 to 60 with these fifteen lower prestigious universities. Then, the omitted category is professors affiliated with universities ranked from 31 to 75. Figure 4.5 shows the statistical result that relies on the arguments of two separated regimes in academic universities: top ranked universities and lower ranked ones (others universities).

Fig. 4.5 – Distribution of the quality tiers of publications among ranked universities



The distributions of publication counts are right-skewed whatever the level of prestige of universities. Specifically, this figure indicates that the professors affiliated with any top ten universities are more productive in high quality publications than those in the others universities. But, they publish less in low quality journals than the professors in lower ranked universities. These graphical results may underline the existence of the

quality quantity-trade-off at university level. The statistical results from the portfolio allocation of professors will shed more light on this quality-quantity trade-off.

**Fig. 4.6** – Distribution of the proportions of high publications among ranked universities

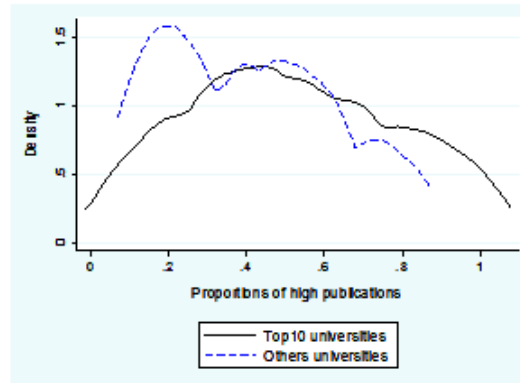


Figure 4.6 confirms the statistical results in Figure 4.5. The average proportion of prestigious journals in top ranked universities is 0.516 with a standard deviation equals to 0.261, whereas the average value in lower ranked universities is equal to 0.395 with 0.235 for standard deviation. Thus, top ranked universities may encourage professors to publish more articles in high quality journals than in low quality journals. At the other hand, one can imagine that the lower-ranked universities may not offer favorable conditions for professors to achieve the requirements of high quality publications. Therefore, the prestige of universities could affect the portfolio allocation of professors through several channels. This issue is addressed by Manes and Shapira [2011] in their theoretical model. However, empirical regressions framework will be estimated to check the robustness of these statistical analyses.

Finally, we identify professors' research fields. Indeed, the level of publications may depend on research fields. Because of the interest of specific subjects in the literature or a community of researchers that interacts each other through complementary disciplines, some research fields can be more prolific than others (Rauber and Ursprung [2008]).

Conversely, some fields can be related to consulting activities that provide current income for researchers. As consequence, the researchers can decide to spend more time in these activities at the expense of academic publications. To investigate whether these research areas impact the frequencies of publications or the proportions of high quality publications, we construct dummy variables equal to one if article is in the JEL's subject areas.

## 4.3 Econometric methods

### 4.3.1 Modelling publication counts

In our data, the number of high quality publications  $Y_{i1}$  and the number of low quality publications  $Y_{i2}$  over the 4-year evaluation period are observed for the same individual. Thus, we believe that the univariate count regression applied for the each type  $j(j = 1, 2)$  of refereed journals can lead to less precise estimates because of a potential correlation between these two quality tiers of journals. Indeed, this correlation may lie in unobserved heterogeneity and joint estimation that takes account of the correlated errors will provide efficient estimates. We therefore estimate jointly the number of high quality journals and low quality refereed journals that are expected to be correlated random variables. However, the publication counts appear to be “overdispersed” i.e. the variance exceeds the mean. Thus, the Bivariate Negative Binomial regression model (Marshall and Olkin, [1990], Cameron and Trivedi, [2005]) is used to accommodate for the overdispersion: It is defined as

$$f(y_1, y_2) = \frac{\Gamma(y_1 + y_2 + \alpha)}{y_1!y_2!\Gamma(\alpha)} \left[ \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + 1} \right]^{y_1} \left[ \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2 + 1} \right]^{y_2} * \left[ \frac{1}{\lambda_1 + \lambda_2 + 1} \right]^\alpha$$

where  $\alpha$  is the overdispersion parameter.

The marginal distributions are univariate negative binomial with  $E(Y_{i,j}) = \lambda_{i,j}$  and

$Var(Y_{i,j}) = \lambda_{i,j}(1 + \lambda_{i,j}/\alpha)$  ( $j = 1, 2$ ). The correlation between the two count variables must be positive. However, this is not a limitation for the present case.<sup>13</sup> The expected number of articles published by a professor  $i$  in journals of type  $j$  as a function of explanatory variables is defined by:

$$\lambda_{i,j} = \exp(\delta_j d_i + \mathbf{x}'_i \beta_j)$$

where  $\mathbf{x}$  represents vector of covariates such as personal characteristics, institutional factors, co-authorship and others control variables and  $d_i$  a dummy variable equals one if professor is engaged in teaching and service more than conventional service.  $\delta$  and  $\beta$  are the associated parameters that will be estimated.

One of our concerns in this model is to deal with any possible interaction between teaching and service loads, and the number of publications. In fact, teaching and administrative duties can be themselves endogenous.<sup>14</sup> For example, professors who wish to become top producers may probably seek positions where teaching and service loads are low. Thus, this can lead to biased estimates in our regressions. To address this issue, we use structural-model approach (Cameron and Trivedi [2009]).<sup>15</sup> For this reason, we apply two-step-procedure to the Negative Binomial regression for the number of publications with “*dhens*” treated as endogenous variable. Two excluded variables considered as instruments are the number of professors in logs “*leffens*” and the number of students in logs “*leffetud*” in universities of affiliation of professors.<sup>16</sup> We believe that these variables jointly used in our estimations can reflect university’s policy orientation in teaching and

---

13. The correlation between the two counts is positive and equal to 0.150 (Pearson correlation): see the previous section

14. Bodenhorn [1997] underlines the possibility of endogeneity of teaching but not test for their impact. Taylor *et al.* [2006], and Bosquet and Combes [2013] addressed the issue of endogeneity of teaching in their econometric models but do not find any conclusive evidence of the endogeneity of the teaching and service.

15. In the first stage, the variable “teaching and service” is regressed against a set of exogenous variables and instruments. The second stage consists of including the predicted residual from OLS regression but excluding the instruments in the negative binomial regression model. If the residual term is significant, then the variable “teaching and service” can be considered as endogenous. Otherwise it is exogenous.

16. These instruments are collected from Ministry of Education and concern the number of students and the number of professors per university in 2010.

administrative duties rather than active involvement in research activities. For instance, ceteris paribus, a high value of “*leffens*” may be associated with a reduction of overtime work, whereas a high value of “*leffetud*” is expected to be positively associated with “*dhens*”.

### 4.3.2 Modelling fractional responses

In this subsection, we focus mainly on the publications portfolio composition of professors rather than the number of publications of professors. Typically, we are interested in two main questions : what proportion of the total portfolio is held in each quality tiers of refereed journals and if the quality of research environment remains the main variable that affects the portfolio allocation decisions ?

To answer these questions in a rigorous manner, we propose a statistical model to analyze the portfolio composition of professors considering the two quality tiers of refereed journals.<sup>17</sup> In this model, our variable of interest is the proportions of high quality publications in total publications of each professor in our sample. As this dependant variable has no observations at the boundaries, its conditional density is supposed to follow a beta distribution (Brehm and Gates [1993]).<sup>18</sup> The main advantages of this model are that it is very flexible and it covers a great variety of asymmetric forms. As proposed recently by Ferrari and Cribari-Neto [2004], the beta regression model is expressed as:

$$f(\tilde{y}_i, \mu_i, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\mu_i\phi)\Gamma((1-\mu_i)\phi)} \tilde{y}_i^{\mu_i\phi-1} (1-\tilde{y}_i)^{(1-\mu_i)\phi-1}$$

17. Our statistical model is based on the one proposed by Allison and Scott [1990]. In fact, considering two publications counts at two points in time:  $Y_{i1}$  and  $Y_{i2}$ , they show that conditional on the sum of  $Y_{i1}$  and  $Y_{i2}$ ,  $Y_{i1}$  follows a binomial distribution with parameters  $Y_i = Y_{i1} + Y_{i2}$  and  $p_i = \lambda_{i1} / (\lambda_{i1} + \lambda_{i2})$ .  $\lambda_{i1}$  and  $\lambda_{i2}$  represent the expected number of publications in time 1 and 2, respectively.  $p_i$  is a fractional variable of interest that is restricted to unit interval (0,1). They use a logit regression model for grouped binomial data to estimate their model.

18. Brehm and Gates [1993] proposed a standard beta density function commonly used in the beta regression model. This density is expressed as:  $f(\tilde{y}_i, p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} \tilde{y}_i^{p-1} (1-\tilde{y}_i)^{q-1}$  where  $\Gamma(\cdot)$  represents the gamma function,  $0 < \tilde{y}_i < 1$  and  $p, q > 0$  are shape parameters defined as exponential functions of the covariates. However, the estimates of these shape parameters are rarely of interest.



with  $0 < \mu < 1$  and  $\phi > 0$ . This implies  $E(\tilde{y}_i) = \mu_i$  and  $Var(\tilde{y}_i) = \mu_i(1 - \mu_i)/(1 + \phi)$ . Note that for a fixed value of  $\mu_i$ , the mean of the response variable,  $\phi$  is known and can be interpreted as the precision parameter so that the larger the value of  $\phi$ , the smaller the variance of  $\tilde{y}_i$ . Typically,  $\phi^{-1}$  could be seen as a dispersion parameter. Based on this approach, it is assumed that

$$\mu_i = G(\delta_j d_i + \mathbf{x}_i' \beta_j) = G(\mathbf{X}_i' \theta_j)$$

The explanatory variables are the same as defined in previous subsection. The estimates of parameters  $\theta$  and  $\phi$  are performed by maximum likelihood.

## 4.4 Results

### 4.4.1 Analysis of high quality and low quality publications

Although the two instruments are both significant predictors of the endogenous variable, the two-stage instrumental variables approach does not give conclusive evidence of the endogeneity of the teaching and service. In particular, the predicted residual term “*endores*” is negative but not significant.<sup>19</sup> For this reason, the discussion that follows excludes the two stages instrumental variable approach. However, the results are reported in Table 4.7 in appendix. Table 4.5 reports the results of our estimates. For comparison purposes, the estimates for the univariate NB regression model are also reported.

---

19. Standard errors are bootrapped instead of a robust variance estimator as recommended in the case of a non significant predictor. (Cameron and Trivedi [2005]). The results do not change after bootstrap.

**Tab. 4.5** – Parameter estimates for univariate and bivariate negative binomial models

		Univariate Negative Binomial		Bivariate Negative Binomial	
		High quality publications	Low quality publications	High quality publications	Low quality publications
dhens	=1 if professor teaches more than 192 hours	-0.422 (0.168**)	0.066 (0.147 <sup>ns</sup> )	-0.426 (0.146***)	0.063 (0.129 <sup>ns</sup> )
gender	=1 if male	0.288 (0.200 <sup>ns</sup> )	0.277 (0.156*)	0.310 (0.187*)	0.302 (0.139**)
age	Years of age	-0.046 (0.010***)	-0.010 (0.008 <sup>ns</sup> )	-0.042 (0.009***)	-0.011 (0.007 <sup>ns</sup> )
top10	=1 if professor is affiliated with top ten ranked universities	0.414 (0.231*)	-0.490 (0.201**)	0.418 (0.189**)	-0.502 (0.194***)
next20	=1 if professor is affiliated with universities ranked from 11 to 30	0.014 (0.183 <sup>ns</sup> )	0.163 (0.140 <sup>ns</sup> )	-0.052 (0.158 <sup>ns</sup> )	0.185 (0.127 <sup>ns</sup> )
dhi2	=1 if Q1 < lagged h-index ≤ Me	-0.120 (0.260 <sup>ns</sup> )	0.238 (0.175 <sup>ns</sup> )	-0.133 (0.246 <sup>ns</sup> )	0.220 (0.170 <sup>ns</sup> )
dhi3	=1 if Me < lagged h-index ≤ Q3	0.488 (0.212**)	0.481 (0.168***)	0.466 (0.179***)	0.478 (0.145***)
dhi4	=1 if lagged h-index > Q3	0.641 (0.220***)	0.446 (0.184**)	0.585 (0.180***)	0.458 (0.172***)
lcoaut	ln(average number of coauthors)	1.819 (0.842**)	1.536 (0.899*)	1.864 (0.719***)	1.533 (0.641**)
lcoautsq	ln(average number of coauthors squared)	-0.794 (0.499 <sup>ns</sup> )	-0.852 (0.808 <sup>ns</sup> )	-0.810 (0.359**)	-0.872 (0.547 <sup>ns</sup> )
d2009	=1 if professor is part of wave 2009	0.016 (0.226 <sup>ns</sup> )	-0.104 (0.153 <sup>ns</sup> )	0.009 (0.193 <sup>ns</sup> )	-0.091 (0.132 <sup>ns</sup> )
d2010	=1 if professor is part of wave 2010	0.042 (0.225 <sup>ns</sup> )	0.101 (0.166 <sup>ns</sup> )	-0.011 (0.181 <sup>ns</sup> )	0.112 (0.147 <sup>ns</sup> )
jelBN	History of Economic Thought and Economic History	0.354 (0.331 <sup>ns</sup> )	-0.583 (0.392 <sup>ns</sup> )	0.307 (0.275 <sup>ns</sup> )	-0.600 (0.326*)
jelC	Mathematical and Quantitative Methods	0.187 (0.321 <sup>ns</sup> )	-0.046 (0.232 <sup>ns</sup> )	0.157 (0.273 <sup>ns</sup> )	-0.076 (0.200 <sup>ns</sup> )
jelD	Microeconomics	0.691 (0.257***)	0.154 (0.259 <sup>ns</sup> )	0.666 (0.225***)	0.136 (0.233 <sup>ns</sup> )
jelE	Macroeconomics and Monetary Economics	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
jelF	International Economics	-0.960 (2.104 <sup>ns</sup> )	-0.155 (0.332 <sup>ns</sup> )	-0.973 (0.494**)	-0.171 (0.261 <sup>ns</sup> )
jelG	Financial Economics	-0.213 (0.434 <sup>ns</sup> )	-0.121 (0.249 <sup>ns</sup> )	-0.240 (0.380 <sup>ns</sup> )	-0.131 (0.221 <sup>ns</sup> )
jelHK	Public Economics and, Law and Economics	0.203 (0.855 <sup>ns</sup> )	0.283 (0.287 <sup>ns</sup> )	0.255 (0.306 <sup>ns</sup> )	0.248 (0.263 <sup>ns</sup> )
jelIJ	Health, Education and Welfare and Labor Economics	-0.164 (0.399 <sup>ns</sup> )	-0.066 (0.225 <sup>ns</sup> )	-0.156 (0.355 <sup>ns</sup> )	-0.061 (0.209 <sup>ns</sup> )
jelL	Industrial Organization	0.436 (0.307 <sup>ns</sup> )	-0.463 (0.311 <sup>ns</sup> )	0.410 (0.261 <sup>ns</sup> )	-0.479 (0.274*)
jelM	Business Administration and Business Economics; Marketing; Accounting	-0.778 (2.215 <sup>ns</sup> )	-0.281 (0.342 <sup>ns</sup> )	-0.880 (0.520*)	-0.298 (0.327 <sup>ns</sup> )
jelO	Economic Development, Technologic Change, and Growth	-0.873 (1.814 <sup>ns</sup> )	0.166 (1.386 <sup>ns</sup> )	-0.826 (0.444*)	0.141 (0.262 <sup>ns</sup> )
jelQ	Agricultural and Natural Resource Economics ; Environmental and Ecological Economics	0.631 (0.635 <sup>ns</sup> )	0.028 (0.375 <sup>ns</sup> )	0.578 (0.457 <sup>ns</sup> )	0.075 (0.312 <sup>ns</sup> )
jelR	Regional, Real Estate, and Transportation Economics	0.518 (0.311*)	-0.370 (0.829 <sup>ns</sup> )	0.486 (0.268*)	-0.402 (0.293 <sup>ns</sup> )
cons	Constant	1.217 (0.694*)	0.306 (0.469 <sup>ns</sup> )	-0.701 (0.647 <sup>ns</sup> )	-1.457 (0.437***)
alpha	Over-dispersion parameter	0.390	0.264		0.166
(p-value)	(Likelihood-ratio test of alpha=0)	(0.000)	(0.000)		(0.000)
ll	Log-likelihood	-350.659	-444.925		-807.272
N	Observations	240	240		240

Standard errors are given in parentheses.

NB: (\*\*): significant at 1%; (\*): significant at 5%; (\*) : significant at 10%; (<sup>ns</sup>): non significant

For both models the estimated coefficients have the expected sign. However, the test of dependence between the counts in the bivariate negative binomial model relies on the test of zero unobserved heterogeneity - that the model has zero overdispersion,  $1/\alpha = 0$  (Munkin and Trivedi [1999]). Because the overdispersion parameter  $\alpha$  is highly significant and positive, thus the bivariate negative binomial counts model is the more appropriate model.

A main concern in several studies is the impact of teaching and service duties on scientific production. Although, Morrisey and Cawley [2008] and Bosquet and Combes [2013] findings, a few studies exhibit a negative relation between teaching and service loads, and scientific productivity. Taylor *et al.* [2006] conclude to a negative effect of teaching on scientific productivity of Americans researchers. Using French economists data, Kossi *et al.* [2015] find similar results. The results of the econometric analysis tend to demonstrate that teaching and service duties not only reduce the level of scientific production but also the quality of research productivity. In particular, professors that are engaged in teaching and administrative duties more than the 192 hours publish in high quality journals nearly 35% less than those who are engaged at most the teaching statutory service. Besides, any statistical significance of the effect of this variable is found on low quality publications.<sup>20</sup> These results corroborate the findings of Frey [2009] who finds a negative correlation between publications in high quality journals and others tasks of professors.<sup>21</sup>

The results show that women publish less than men in high and low quality publications. However, the gender effect on high quality publications is only statistically

---

20. The variable "teaching and administrative duties" was stratified to test whether high level of teaching hours could affect the number of low quality publications. But we get similar results.

21. Frey [2009] shows that academic economists face a "Publication Impossibility Theorem System" or PITS that demands huge effort to achieve the requirements of publication in top economics journals. He argues that it is in general impossible for academic economists to meet such publishing requirements because of multiple others tasks that they often perform. The most important of these tasks are teaching, supporting young students, informing and advising the public and participating in university administration.

significant at 90 % level of confidence. This result, although not highly significant, is in line with the results of Taylor *et al.* [2006] who find that men publish over 40% more than women on average in all fields of economy. For example, responsibilities in family life, career ambitions, time devoted to research and degree of specialization are often considered as factors having gender dimension. Thus, these “gendered” factors may generate a decline in research productivity growth, more for women than men (Fuchs *et al.* [2001], Hunter and Leahey [2010]).<sup>22</sup> We find that males publish high quality publications and low quality publications throughout the 4-year evaluation period, 36% and 35% more than females, respectively.

Over the 4-year evaluation, only the number of high quality publications observed decreases with the age of professors. Besides, we don’t find any quadratic relation between the age of professors and their number of publications. This result is not surprising because our sample consists of professors who have an average age about 49.16 years that is close to the peak of age in scientific productivity found by Mairesse and Turner [2003]. Our estimates may capture only the decline of the research quality after the peak occurred. More precisely, each additional year of age is associated with 4% decrease in number of high quality publications.

The empirical estimates strongly support the hypothesis that affiliation with the *top10* French universities has a statistically significantly positive impact on the number of high quality publications and a statistically significantly negative impact on the number of low quality publications. But, any statistical difference between professors affiliated with *next20* universities and the others less ranked universities is found in both quality tiers of refereed journals. Thus, the prestige of university influences the quality of publications and generates its quick diffusion in academic community. *Ceteris paribus*, being a professor affiliated with any of ten “elite” universities leads to about

---

22. Women often specialize less (Leahey [2006]) and more often concentrate on teaching and service (Kossi *et al.* [2013]), and therefore spend less time on research.

52% increase in the number of the high quality of publications and 39% decrease in the number of low quality publications than their colleagues affiliated with others French ranked-universities. These results suggest that professors in prestigious departments are encouraged to publish papers in high quality journals and thus have less incentive to place papers in journals of lesser quality as compared to those who are affiliated with less prestigious universities. Ours results partly confirm the findings of Manes and Shapira [2011]. They found that the relative price attached to high quality journals is higher in top-ranked departments than lower-ranked departments.

Our results also confirm the evidence of Matthew effect highlighted in the literature. We find that professors that are more productive in the past tend to publish more articles, especially high quality publications. In particular, professors in the highest ranked  $h$ -index publish 79% quality publications more than those who are in the first quartile of our sample (25% lowest  $h$ -index). The number of high quality publications increases as soon as one moves to the highest quartile of  $h$ -index. However, in the low quality publications, we observe a slight decrease as we move to the highest quartile of  $h$ -index. Overall, we find that professors with high “intrinsic”abilities or high skills tend to produce more high quality of publications at the expense of low quality of refereed journals as their  $h$ -index increases. But, they still produce 58% low quality publications more than professors in the lower quartile of past performance. These results reinforce previous findings about “Matthew effect”. Highly productive professors maintain or increase their number of high quality publications because they gain reputation and have access to resources, while those who do not, become less productive (Allison and Steward [1974], Gonzalez-Brambila and Veloso [2007]).

Collaboration is found to be positively related to the high and low quality and the quantity of publications. Particularly, the average number of co-authors per publication has a significant and positive impact on the average number of both quality tiers of publications, which is even higher for high quality publications. Moreover, our estimates

suggest that the number of publications is subject to “decreasing returns to scale” in terms of the average number of coauthors in only high quality publications. Sauer [1998] did not find any statistically significant impact of collaboration on scientific productivity. Other studies of Hollis [2001] and Meddof [2003] based on a sample of economists conclude to negative effects of co-authorship on publications. Our results are more related to the findings of Ductor [2011] who obtains a positive effect of co-authorship for economists between 1971 and 1999 after controlling for the unobserved heterogeneity and endogenous co-authorship formation.<sup>23</sup>

Finally, our results show that the research fields receive different interest in terms of frequency of publications in our estimations. In the fields of Microeconomics (*JelD*) and Regional, Real Estate and Transportation Economics (*jelR*), professors tend to publish articles in high quality journals more frequently than their colleagues in the field of Macroeconomics and Monetary Economics (*jelE*). However, the fields such International Economics (*jelF*), Business Administration and Business Economics; Marketing; Accounting (*jelM*) and, Economic Development, Technologic Change and Growth (*jelO*) seem to gain less visibility than the field of Macroeconomics and Monetary Economics (*JelE*). In low publications, professors tend to publish less frequently in the field of History of Economic Thought and Economic History (*jelBN*) and in the field of Industrial Organization (*jelL*).

#### 4.4.2 Analysis of portfolio allocation

The parameter estimates for beta regression (Beta-ML) are reported in table 6. For comparison purpose, we also reported the estimates by least squares (OLS) and by quasi

---

23. Lee and Bozeman [2005] noted the possibility of the endogeneity collaboration in their study and found positive impact of collaboration on publishing productivity measured by number of publications. Ductor [2011] finds positive relation between coauthorship and scientific productivity after controlling for the endogeneity of collaboration.

maximum likelihood (QML) as proposed by Papke and Wooldridge [1996]).<sup>24</sup>

---

24. The log-odds transformation of  $\tilde{y}_i$  i.e.  $E \left[ \log \left( \frac{\tilde{y}_i}{1-\tilde{y}_i} \mid d_i, x_i \right) \right] = \delta_j d_i + \mathbf{x}'_i \beta_j$  is done before the estimation by least square. Regarding the QML, the functional form of  $\tilde{y}_i$  is defined by  $E(\tilde{y}_i \mid \mathbf{X}_i) = G(\delta_j d_i + \mathbf{x}'_i \beta_j)$  where  $G(\cdot)$  can be specified as logistic, standard normal, cauchit and loglog complementary functions. All these functional forms are tested to select the correct specification for conditional mean of  $\tilde{y}_i$ . We find no significant difference in such functional forms. Thus, the results reported in table 4 are obtained by using the logistic function. However, standard normal function is used to handle the potential endogeneity of teaching and service loads " $d_i$ ". For this issue, we use two-stage least squares (2SLS) and the fractional probit as proposed by Wooldridge [2010]. The latter model consists of including in the second step the OLS residuals obtained from the regression " $d_i$ " on " $z_i$ " including instruments in the first step. The same excluded variables are considered : the number of professors in logs and the number of students in logs. We don't have any conclusive evidence of the endogeneity of the teaching and service loads in the two models used.

**Tab. 4.6** – Parameter estimates for the proportions of high quality journals by OLS, QLM and Beta-ML

		OLS	QLM	Beta-ML
dhens	=1 if professor teaches more than 192 hours	-0.274 (0.164 <sup>*</sup> )	-0.259 (0.130 <sup>**</sup> )	-0.217 (0.120 <sup>*</sup> )
gender	=1 if male	0.036 (0.167 <sup>ns</sup> )	0.061 (0.149 <sup>ns</sup> )	0.026 (0.124 <sup>ns</sup> )
age	Years of age	-0.033 (0.009 <sup>***</sup> )	-0.028 (0.008 <sup>***</sup> )	-0.025 (0.007 <sup>***</sup> )
top10	=1 if professor is affiliated with top ten ranked universities	0.635 (0.240 <sup>***</sup> )	0.486 (0.183 <sup>***</sup> )	0.488 (0.176 <sup>***</sup> )
next20	=1 if professor is affiliated with universities ranked from 11 to 30	-0.187 (0.175 <sup>ns</sup> )	-0.162 (0.144 <sup>ns</sup> )	-0.142 (0.130 <sup>ns</sup> )
dhi2	=1 if Q1 < lagged h-index ≤ Me	-0.248 (0.215 <sup>ns</sup> )	-0.221 (0.180 <sup>ns</sup> )	-0.222 (0.164 <sup>ns</sup> )
dhi3	=1 if Me < lagged h-index ≤ Q3	-0.072 (0.213 <sup>ns</sup> )	-0.070 (0.169 <sup>ns</sup> )	-0.072 (0.159 <sup>ns</sup> )
dhi4	=1 if lagged h-index > Q3	0.199 (0.223 <sup>ns</sup> )	0.131 (0.181 <sup>ns</sup> )	0.138 (0.163 <sup>ns</sup> )
lcoaut	ln(average number of coauthors)	-0.787 (0.553 <sup>ns</sup> )	-0.616 (0.470 <sup>ns</sup> )	-0.581 (0.457 <sup>ns</sup> )
lcoautsq	ln(average number of coauthors squared)	0.708 (0.451 <sup>ns</sup> )	0.551 (0.389 <sup>ns</sup> )	0.531 (0.386 <sup>ns</sup> )
d2009	=1 if professor is part of wave 2009	0.005 (0.179 <sup>ns</sup> )	0.002 (0.147 <sup>ns</sup> )	0.000 (0.132 <sup>ns</sup> )
d2010	=1 if professor is part of wave 2010	-0.199 (0.205 <sup>ns</sup> )	-0.160 (0.167 <sup>ns</sup> )	-0.157 (0.153 <sup>ns</sup> )
jelBN	History of Economic Thought and Economic History	0.781 (0.387 <sup>**</sup> )	0.649 (0.330 <sup>**</sup> )	0.582 (0.301 <sup>*</sup> )
jelC	Mathematical and Quantitative Methods	-0.022 (0.270 <sup>ns</sup> )	0.002 (0.213 <sup>ns</sup> )	-0.027 (0.195 <sup>ns</sup> )
jelD	Microeconomics	0.242 (0.287 <sup>ns</sup> )	0.214 (0.231 <sup>ns</sup> )	0.178 (0.214 <sup>ns</sup> )
jelE	Macroeconomics and Monetary Economics	Ref.	Ref.	Ref.
jelF	International Economics	-0.411 (0.390 <sup>ns</sup> )	-0.367 (0.333 <sup>ns</sup> )	-0.308 (0.282 <sup>ns</sup> )
jelG	Financial Economics	-0.318 (0.296 <sup>ns</sup> )	-0.319 (0.245 <sup>ns</sup> )	-0.249 (0.218 <sup>ns</sup> )
jelHK	Public Economics and, Law and Economics	-0.121 (0.362 <sup>ns</sup> )	-0.150 (0.295 <sup>ns</sup> )	-0.081 (0.262 <sup>ns</sup> )
jelIJ	Health, Education and Welfare and Labor Economics	-0.341 (0.298 <sup>ns</sup> )	-0.306 (0.246 <sup>ns</sup> )	-0.267 (0.216 <sup>ns</sup> )
jelL	Industrial Organization	0.621 (0.321 <sup>*</sup> )	0.515 (0.249 <sup>**</sup> )	0.468 (0.233 <sup>**</sup> )
jelM	Business Administration and Business Economics; Marketing; Accounting	-0.323 (0.479 <sup>ns</sup> )	-0.268 (0.391 <sup>ns</sup> )	-0.292 (0.357 <sup>ns</sup> )
jelO	Economic Development, Technologic Change, and Growth	-0.495 (0.360 <sup>ns</sup> )	-0.436 (0.325 <sup>ns</sup> )	-0.394 (0.254 <sup>ns</sup> )
jelQ	Agricultural and Natural Resource Economics ; Environmental and Ecological Economics	-0.020 (0.510 <sup>ns</sup> )	-0.076 (0.376 <sup>ns</sup> )	-0.026 (0.359 <sup>ns</sup> )
jelR	Regional, Real Estate, and Transportation Economics	0.459 (0.319 <sup>ns</sup> )	0.390 (0.261 <sup>ns</sup> )	0.344 (0.240 <sup>ns</sup> )
cons	Constant	1.433 (0.548 <sup>***</sup> )	1.248 (0.467 <sup>***</sup> )	1.106 (0.418 <sup>***</sup> )
R2	R-squared	0.22	0.21	
ll	Log-likelihood	-113.592	-113.592	53.592
N	Observations	240	240	240

Standard errors are given in parentheses.  
 NB: (\*\*\*) : significant at 1% ; (\*\*) : significant at 5% ; (\*) : significant at 10% ; (ns) : non significant



The three models give similar results in terms of expected signs for coefficients and significant variables and complete previous results. In particular, these three models conclude all of them to a negative impact of teaching and service on the portfolio composition of professors. Precisely, devoting more than 192 hours in teaching and service loads decreases the proportion of high quality journals in professors' portfolio by 5%. Our estimates show a negative relationship between age and the proportion of high quality journals but this effect remains marginal. We find that each additional year of age decreases the proportion of high quality journals by only 0.5%.

Overall, these results showed that the peer affects abilities matter more than intrinsic abilities in the trade-off between high quality publications and low quality publications whatever the econometric specifications used. Typically, being affiliated with any of the "top10" universities is found to increase by 11.36% the proportion of high quality journals than being affiliated with other French universities. However, we don't find any significant impact of upper quartiles of past performance relative to the first lower quartile on the composition of professor portfolio in our estimates. These results are consistent with the findings of Manes and Shapira [2011] and thus suggesting a trade-off between the quality and the quantity due to peer-effects abilities. In other words, professors in top-ranked universities have a strong incentive to substitute low quality refereed journals for high quality ones whereas those who are affiliated with less prestigious universities are more likely to publish in low quality journals.

Of the 13 research fields included in the regression, only the fields of History of Economic Thought and Economic History (*jelBN*) and Industrial Organization (*jelM*) have a significant impact on the proportion of high quality journals. These results suggest that the professors in these fields face a trade-off between high quality publications and low quality publications. They confirm the result found in the previous subsection. Precisely, we find that professors in these fields tend to substitute low quality publications for high quality publications more than those in others fields.

## 4.5 Conclusion

This paper analyzes the determinants of portfolio of publications choice of professors with a particular focus on peer-effects abilities. In particular, we are concerned with the tendency of economics departments that self-select into separate regimes ; one in which quality is preferred over quantity and the other in which quantity dominates the research output. We test this theoretical results and empirical findings on an original database of French academic economists involved in academic competition. Firstly, we use the Bivariate Negative Binomial regression model to estimate jointly the number of high quality publications and the number of low quality publications observed in 4-year evaluation period of PES. Secondly, we estimate the fractional responses models to analyze the publications portfolio composition of professors in our sample.

The major contribution of this paper is to take into account the heterogeneity of publication outlets. The introduction of such heterogeneity leads to the emergence of two separate institutions: top-ranked universities in which professors are more likely to substitute low quality publications for high quality publications and less prestigious universities where they publish more articles outside the high quality refereed journals. Moreover, when focusing closely on the proportion of high quality journals in the total publications of each professor our estimates conclude to quality-quantity trade-off. However, any significant impact of upper quartiles of past performance relative to the first lower quartile on the portfolio composition of professor is found in our estimates.

We also find a negative relation between teaching including administrative duties and high quality publications. Moreover, our results also conclude to a negative impact of teaching and service loads on the proportion of high quality journals in the publications portfolio of professors. In particular, these results seem to confirm a trade-off between teaching and service loads and research activities that is likely to arise when time devoted to teaching and administrative duties comes at the expense of investments in high

quality publications.

In the light of the aforementioned results, high quality publications are found to matter for the prestige and the visibility of universities. Thus, these findings could provide guidelines for future French policy to support research. These guidelines could address training and supervision of future researchers, human resources management, incentives and access of funds in each academic institution to improve the research quality. Such supports must be implemented without overseeing the specific characteristics of each activity of “teachers-researchers”. Specifically, universities or departments can set up flexible contracts that allow professors to concentrate on research or teaching for a specific time interval defined. This can help in turn to improve the quality and the quantity of scientific output.

## 4.6 Appendix : Parameter estimates for two-stage instrumental variables approach

Tab. 4.7 – Parameter estimates for two-stage instrumental variables approach

		Stage 1 :	Stage 2 :	
		Binary endogenous predictor	Negative Binomial with endogenous regressor	
		Teaching and service	High quality publications	Low quality publications
dhens	=1 if professor teaches more than 192 hours		0.754 (1.402 <sup>ns</sup> )	0.502 (0.139 <sup>ns</sup> )
gender	=1 if male	0.117 (0.081 <sup>ns</sup> )	0.116 (0.293 <sup>ns</sup> )	0.215 (0.229 <sup>ns</sup> )
age	Years of age	0.004 (0.004 <sup>ns</sup> )	-0.051 (0.016 <sup>***</sup> )	-0.012 (0.015 <sup>**</sup> )
top10	=1 if professor is affiliated with top ten ranked universities	0.074 (0.109 <sup>ns</sup> )	0.530 (0.347 <sup>ns</sup> )	-0.443 (0.303 <sup>ns</sup> )
next20	=1 if professor is affiliated with universities ranked from 11 to 30	0.009 (0.070 <sup>ns</sup> )	0.047 (0.217 <sup>ns</sup> )	0.174 (0.175 <sup>ns</sup> )
dhi2	=1 if Q1 < lagged h-index ≤ Me	-0.269 (0.084 <sup>***</sup> )	0.204 (0.521 <sup>ns</sup> )	0.355 (0.457 <sup>ns</sup> )
dhi3	=1 if Me < lagged h-index ≤ Q3	-0.221 (0.086 <sup>**</sup> )	0.719 (0.393 <sup>*</sup> )	0.566 (0.317 <sup>*</sup> )
dhi4	=1 if lagged h-index > Q3	-0.214 (0.088 <sup>**</sup> )	0.885 (0.411 <sup>**</sup> )	0.533 (0.360 <sup>ns</sup> )
lcoaut	ln(average number of coauthors)	0.167 (0.207 <sup>ns</sup> )	1.624 (0.979 <sup>*</sup> )	1.454 (1.115 <sup>ns</sup> )
lcoautsq	ln(average number of coauthors squared)	-0.103 (0.167 <sup>ns</sup> )	-0.676 (0.677 <sup>ns</sup> )	-0.804 (0.957 <sup>ns</sup> )
d2009	=1 if professor is part of wave 2009	0.108 (0.079 <sup>ns</sup> )	-0.132 (0.344 <sup>ns</sup> )	-0.153 (0.250 <sup>ns</sup> )
d2010	=1 if professor is part of wave 2010	0.149 (0.083 <sup>*</sup> )	-0.153 (0.408 <sup>ns</sup> )	0.032 (0.340 <sup>ns</sup> )
leffens	ln( number of professors in universities)	-0.714 (0.292 <sup>**</sup> )		
leffetud	ln(number of students in universities)	0.594 (0.281 <sup>**</sup> )		
jel FE	Journals of economic literature fixed effect	Yes	Yes	Yes
endores	predicted residual term in stage 1 and included in count regression in stage 2		-1.211 (1.407 <sup>ns</sup> )	-0.449 (1.332 <sup>ns</sup> )
cons	Constant	-0.466 (0.876 <sup>ns</sup> )	0.859 (0.846 <sup>ns</sup> )	0.162 (0.683 <sup>ns</sup> )
R2	R-squared	0.16		
endores (Chi2)	Exogeneity tests for dhens		0.74	0.11
(Prob>Chi2)	(Wald tests of [endores]=0)		(0.389)	(0.736)
N	Observations	240	240	240

Standard errors (with bootstrap after 400 replications) are given in parentheses.  
 NB:(\*\*\*) : significant at 1%; (\*\*): significant at 5%; (\*): significant at 10%; (<sup>ns</sup>): non significant



# Conclusion générale

Dans un contexte où la recherche de l'excellence universitaire est au cœur des préoccupations des institutions académiques et des pouvoirs publics, cette thèse avait pour objectif de contribuer à l'étude des déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs dans un contexte de compétition académique (Prime d'Excellence Scientifique). Ces préoccupations sont, entre autres, justifiées par les effets d'annonce du classement de Shanghai des universités et la concurrence par comparaison plus marquée entre les universités qui ne cessent de stimuler le besoin de critères de mesure pour évaluer la production scientifique.

Compte tenu de la spécificité de notre champ d'analyse, les quatre contributions théoriques et économétriques proposées dans cette thèse, s'attachent à articuler deux importantes dimensions, jusqu'ici rarement traitées conjointement par la littérature :

- 1) les effets d'externalités collectives dans la production scientifique, largement débattus par les travaux développés en économie de la science ;
- 2) le caractère multitâche de l'activité des enseignants-chercheurs, dont l'analyse a fait l'objet d'une littérature particulièrement développée en économie des ressources humaines.

Privilégiant une démarche microéconométrique, notre thèse mobilise les données originales issues des candidatures des enseignants-chercheurs de la section 05 du Comité National des Universités (économie) au dispositif "Prime d'Excellence Scientifique".

Nous avons construit un échantillon de données à partir des trois premières vagues de ce dispositif mis en œuvre de 2009 à 2012. On dispose dans cette base de données non seulement de toutes les informations relatives aux caractéristiques et biographies individuelles, mais également des critères de mesure des différentes activités des enseignants-chercheurs (formation, publication, responsabilités collectives) au cours de leur période d'évaluation. Des informations sur l'environnement de la recherche (établissement de rattachement, structure de recherche, collaborations,...) complètent les éléments d'information nécessaires pour pouvoir tester les propriétés d'équilibre des modèles présentés dans chacun des chapitres.

Dans le premier chapitre de la thèse, nous proposons une modélisation économétrique des déterminants de l'obtention de la Prime d'Excellence Scientifique des enseignants-chercheurs français en économie. Nous nous sommes intéressés au caractère multitâche de la production individuelle et à la dimension dynamique de cette forme particulière de compétition académique mise en place depuis 2009. La littérature sur les modèles de tournois dynamiques a mis en évidence d'une part, une allocation de l'effort vers la tâche la plus rentable et d'autre part, un biais dynamique (Effet Matthieu) qui favoriserait les promotions futures par un mécanisme de «fast-track». Mais, les études empiriques dans ce domaine ne se sont pas suffisamment intéressées au cas des enseignants-chercheurs en économie et *a fortiori* lorsqu'il s'agit d'étudier le cas français.

La base des données issues des candidatures aux campagnes nationales 2009, 2010 et 2011, est très originale car le principe de l'évaluation des candidatures à la PES est conforme à la logique des modèles de tournois dynamiques multitâches. La dimension dynamique de cette base de données concerne non seulement les enseignants-chercheurs bénéficiaires d'une Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche (PEDR) qui arrive à échéance et qui candidatent, mais également les candidats qui n'ayant pas obtenu la prime lors des premières campagnes, postulent à nouveau. L'estimation économétrique des probabilités de transition nous a permis d'identifier l'évolution des pondérations

accordées par le jury national à chacun des critères de sélection évalués au cours de ce tournoi dynamique. Les résultats économétriques montrent que les publications scientifiques constituent le facteur le plus déterminant dans les chances de succès à la PES. Ils montrent également que la promotion passée au titre du précédent dispositif PEDR, qui peut être mis en relation avec l'avantage cumulatif (succès passés), augmente les chances de promotion au cours de ce tournoi académique.

Le second chapitre s'est penché sur le facteur déterminant de l'attribution de la PES et de la promotion des enseignants-chercheurs : la production scientifique. Les travaux empiriques sur la production scientifique font état de l'observation régulière de la loi de Lotka [1926] et de l'existence d'un cycle de vie de la production. En s'appuyant sur les fondements théoriques, ce chapitre montre que l'observation conjointe et régulière de ces deux faits stylisés peut être expliquée par les perspectives de recrutement et de promotion au cours de la carrière. En particulier, il ressort de cette analyse que les effets d'externalités associés à l'environnement de recherche des enseignants chercheurs sont susceptibles d'expliquer à la fois la dynamique individuelle de la production scientifique et la concentration de celle-ci entre un petit nombre d'enseignants-chercheurs. La mobilisation de la méthode des régressions quantiles permet de tenir compte de la distribution de l'indice de production scientifique construit à cet effet.

Nos résultats économétriques concluent à ce niveau à l'existence d'une hétérogénéité des techniques de production scientifique des enseignants-chercheurs. Deux régimes de production scientifiques extrêmes sont identifiés. Un régime de production scientifique constitué des spécialistes qui bénéficient des effets d'externalités de leur environnement immédiat de travail et qui ne sont pas impactés par les activités d'enseignement ou des responsabilités pédagogiques et administratives. Un second régime de production scientifique est celui des polyvalents, moins sensibles à ces effets d'externalités, mais dont la performance en matière de publication est tributaire des investissements dans l'enseignement ou dans les responsabilités pédagogiques et administratives. Toutefois,



nos résultats ne réfutent pas l'existence d'un cycle de production scientifique qui serait sensible au stock de compétences accumulées dans l'environnement de travail des enseignants-chercheurs.

Tenant compte des interactions potentielles entre les tâches d'enseignement et de recherche mises en évidence dans le chapitre 2, le troisième chapitre propose d'analyser à partir d'un modèle théorique et économétrique, les effets de l'environnement de recherche sur le choix d'activités des enseignants-chercheurs. Dans le modèle principal-agent multitâches proposé, l'enseignement et la recherche sont complémentaires pour l'université (le principal) mais substituables pour l'enseignant-chercheur (l'agent). Les investissements nécessaires des enseignants-chercheurs à la réalisation des tâches sont supposés dépendre des coûts et des gains relatifs associés à ces deux principales tâches. La contribution essentielle de ce modèle théorique par rapport à la littérature existante, réside dans la prise en compte des effets d'externalités. Le modèle prédit que les effets d'externalités issus de la concentration spatiale des compétences en recherche et/ou en formation à un moment donné du temps, peut conduire à l'émergence de profils « typés » de spécialistes (en recherche ou en formation) ou à l'opposé de « généralistes » associant production scientifique, implications pédagogiques et responsabilités collectives. La typologie des profils et leurs propriétés est soumise à réfutation à partir de notre base de données.

Les résultats économétriques obtenus sur les données issues des campagnes PES confortent largement ces prédictions théoriques. En particulier en contrôlant la simultanéité et l'endogénéité du choix des tâches de l'enseignement et de la recherche, les résultats économétriques de ce chapitre concluent à des interactions asymétriques entre ces tâches : l'enseignement affecte négativement de manière plus forte la recherche que la recherche n'affecte les activités d'enseignement. L'un des enseignements de ce chapitre est que les mesures incitatives en faveur de la recherche influencent la composition du portefeuille de publications scientifiques des enseignants-chercheurs. Compte tenu de la diversité

des supports de publications, on est alors en mesure de s'interroger sur l'existence d'une stratégie de choix « qualitatif » de portefeuille de publications par les enseignants-chercheurs dans ce contexte de compétition académique.

Prenant en compte l'hétérogénéité des publications scientifiques en économie, le quatrième chapitre présente une contribution à l'analyse des déterminants de l'arbitrage « quantité-qualité » dans la production scientifique. Le survol de la littérature dans ce domaine montre que le choix de composition de portefeuille de publication entre la quantité et la qualité est en lien direct avec les différentiels de coûts de production entre ces deux stratégies de publications. Il ressort notamment de cette littérature que la coopération scientifique ainsi que les effets d'externalités associés à l'environnement, peuvent réduire le coût relatif d'entrée dans les revues les mieux classées et de fait contribuent à l'arbitrage « quantité-qualité » dans la production scientifique individuelle. Nous étudions les déterminants du choix de deux types publications définies dans le classement des revues d'économie du Centre National de la Recherche Scientifique (CNRS) : les publications de premier rang et les publications de second rang.

Les résultats économétriques de l'estimation jointe de ces deux types de publications concluent à un arbitrage entre les publications de bonne qualité et les publications dans les revues moins bien classées. Plus précisément, les professeurs affiliés aux meilleures universités en termes de score de publication, ont tendance à substituer les publications de bonne qualité aux publications dans les revues les moins bien classées. Des estimations économétriques complémentaires du type « *beta regression model* » réalisées à partir de la proportion des publications des revues bien classées dans le portefeuille de publications, confirment les résultats précédents. La contribution essentielle de ce chapitre est de montrer que les effets d'externalité de l'environnement impactent les interactions entre les deux catégories de publications. Les résultats économétriques montrent également qu'en moyenne, les enseignants-chercheurs qui s'impliquent fortement dans les tâches d'enseignement et de responsabilités pédagogiques, scientifiques, et administratives ont

peu de chances de publier dans les revues de bonne qualité.

A la lumière de ces quatre contributions, quelques prolongements déjà suggérés dans le corps du texte de la thèse restent cependant envisageables. En particulier, la prise en compte de l'enseignement dans les critères d'attribution de la PES. Cette prise en compte est cruciale puisque les publications scientifiques qui constituent le facteur déterminant l'activité dans la promotion des enseignants-chercheurs est souvent en conflit avec l'activité de l'enseignement (chapitres 2, 3 et 4). Ces réflexions ont d'ailleurs été menées très récemment dans le rapport Hautcoeur [2014] sur "l'avenir des sciences économiques à l'Université en France". En particulier, ce rapport centre l'éclairage sur la diversification et l'amélioration des critères de recrutement et promotion dans les universités françaises. Il soutient la prise en compte de l'enseignement (évaluation par les étudiants, rédaction de manuels, innovations pédagogiques,...) dans la promotion des enseignants-chercheurs au cours de leur carrière. Le rapport recommande également la valorisation de l'activité de l'enseignement par l'attribution de prix, primes et rémunérations symboliques pour la qualité de l'enseignement et le développement d'innovations pédagogiques (au niveau local et national).

En effet, la mise en place des dispositifs incitatifs en faveur de la recherche peut conduire à des comportements d'hyperspécialisation tout au long du cycle de vie active. Les contributions théorique et empirique de la thèse, présentées essentiellement dans les chapitres 2 et 3 abordent ce problème dans un contexte de compétition académique. En particulier, l'arbitrage entre polyvalence des tâches et spécialisation des tâches peut engendrer des effets asymétriques et poser le problème de dualisme du métier opposant les spécialistes de la recherche et les polyvalents. La superposition de ces deux régimes dans la profession des enseignants-chercheurs pose d'ailleurs le problème de politiques d'incitations différenciées à mettre en place dans ce contexte de multitâche. Le chapitre 4 suggère que les politiques d'incitations consistant à assigner les tâches aux enseignants-chercheurs selon leurs compétences relatives entre les tâches constituent

une solution efficace et avantageuse pour les deux parties contractantes. Dans la lignée de ces réflexions sur les politiques incitatives différenciées à mettre en place, le rapport Hautcoeur [2014] recommande vivement une modulation partielle et pluri-annuelle pour favoriser différents investissements spécifiques entre enseignement et recherche au cours de la carrière des enseignants-chercheurs. Par exemple, les investissements importants dans l'enseignement devraient être accompagnés par moins de contraintes sur les objectifs de recherche, et vice-versa.

Une autre approche pouvant permettre d'améliorer la production scientifique individuelle et collective est de constituer des pôles d'excellence pouvant générer des effets d'agglomérations par la concentration spatiale des compétences comme le recommande le rapport Aghion [2010]. Les réformes institutionnelles (mise en place de l'AERES, de l'ANR, loi LRU) poursuivent globalement ces objectifs.

Cependant, ces réformes, en particulier les politiques incitatives mises en place pour améliorer l'excellence de la recherche, devraient faire l'objet d'évaluations. Ces évaluations de politiques publiques pourraient permettre de cibler les véritables politiques en matière de gestion des ressources humaines. Une étude d'impact de la Prime d'Excellence Scientifique sur la production scientifique des enseignants-chercheurs quatre ans après son attribution pourrait constituer une piste possible de l'évaluation d'une des politiques incitatives. Toutefois, le dispositif PES a souffert d'une évaluation contingentée des dossiers de candidature. Les jurys ont souvent été confrontés au respect de proportions maximales dans l'attribution de leurs évaluations globales (20% de A, 30% de B maximum). Or, la discipline des sciences économiques s'est fortement professionnalisée au cours de ces dernières décennies en s'alignant sur les critères internationaux (ranking des revues notamment, ouverture à l'international).

Dans ce contexte, l'harmonisation de la discipline avec les standards internationaux associée à une auto-sélection de plus en plus forte des candidats a pu conduire le système

des « quotas » à des effets de découragement. En effet, dans la logique de tournoi qui préside au principe de la PES, le signal adressé aux « perdants » de la compétition est certes en cohérence avec l'évaluation relative de leur position dans l'échantillon. Mais avec une qualité moyenne en forte amélioration et une réduction de l'hétérogénéité qualitative des candidats dans la discipline, le signal n'est plus en adéquation avec la perception subjective de la qualité « absolue » des « reçus-collés » ayant obtenu la note "B". Au-delà, dans le contexte où la décision d'attribution prise par l'établissement se fait à un niveau pluridisciplinaire, le résultat collectif n'est pas à l'abri d'un problème de redistribution inéquitable des moyens entre les domaines, si ces derniers ne pratiquent pas les mêmes critères en matière de production scientifique.

Le retour au dispositif à la Prime d'Encadrement Doctoral et de la Recherche (PEDR) avec l'évaluation par le Conseil National des Universités (CNU) s'inscrit dans une perspective d'une évaluation plus équilibrée, intégrant notamment l'encadrement doctoral qui était moins valorisé par le dispositif PES précédent. La décision finale reste toutefois à la discrétion des établissements.

# Bibliographie

- Acemoglu, D. 1996. "A microfoundation for social increasing returns in human capital accumulation." *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 779–804.
- Adams, J., and Z. Griliches. 1996. "Measuring science : An exploration." *Proceedings of the National Academy of Sciences* 93 :12664–12670.
- Aghion, P. 2010. "L'excellence universitaire : leçons des expériences internationales." *Rapport remis à la Ministre de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche*, pp. .
- Aghion, P., and E. Cohen. 2004. "Education et croissance, rapport du Conseil d'Analyse économique." *La documentation française, Paris*, pp. 68–69.
- Aghion, p., D. Mathias, M. Hoxby Caroline, and S.A. Mas-Colell. 2009. "The Governance and Performance of Research Universities : Evidence from Europe and the US." *NBER working paper* 14851.
- Allgood, S., and W.B. Walstad. 2013. "How economists allocate time to teaching and research." *The American Economic Review* 103 :654–658.
- Allison, P.D., and J.S. Long. 1990. "Departmental effects on scientific productivity." *American Sociological Review*, pp. 469–478.
- Allison, P.D., and J.A. Stewart. 1974. "Productivity differences among scientists : Evidence for accumulative advantage." *American sociological review*, pp. 596–606.
- Amemiya, T. 1975. "Qualitative response models." In *Annals of Economic and Social Measurement, Volume 4, number 3*. NBER, pp. 363–372.

- Arrow, K. 1962. "Economic welfare and the allocation of resources for invention." In *The rate and direction of inventive activity : Economic and social factors*. Princeton University Press, pp. 609–626.
- Aschauer, D.A. 1989. "Is public expenditure productive ?" *Journal of monetary economics* 23 :177–200.
- Ault, D.E., G.L. Rutman, and T. Stevenson. 1979. "Mobility in the labor market for academic economists." *The American Economic Review*, pp. 148–153.
- . 1982. "Some factors affecting mobility in the labor market for academic economists." *Economic Inquiry* 20 :104–132.
- Baker, G., R. Gibbons, and K.J. Murphy. 1994. "Subjective Performance Measures in Optimal Incentive Contracts." *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 1125–1156.
- Balafoutas, L., and M. Sutter. 2010. "Gender, Competition and the Efficiency of Policy Interventions." *IZA, DP N°4955*, pp. .
- Barro, R.J. 1991. "A cross-country study of growth, saving, and government." In *National saving and economic performance*. University of Chicago Press, pp. 271–304.
- Baum, C.F., M.E. Schaffer, S. Stillman, et al. 2003. "Instrumental variables and GMM : Estimation and testing." *Stata journal* 3 :1–31.
- Beauvallet, M. 2010. *Les stratégies absurdes : comment faire pire en croyant faire mieux*. Points.
- Becker, G., K. Murphy, and R. Tamura. 1990. "Economic growth, human capital and population growth." *Journal of Political Economy* 98 :S12–S137.
- Becker, G.S. 1964. "Human capital : A theoretical and empirical analysis, with special reference to education.", pp. .
- Becker, W.E. 1979. "Professorial behavior given a stochastic reward structure." *The American Economic Review*, pp. 1010–1017.

- Beugnot, J., B. Fortin, G. Lacroix, and M.C. Villeval. 2013. "Social networks and peer effects at work." *CIRANO-Scientific Publications 2013s-27*, pp. .
- Bodenhorn, H. 1997. "Teachers, and scholars too : Economic scholarship at elite liberal arts colleges." *The Journal of Economic Education* 28 :323–336.
- Bonaccorsi, A., and C. Daraio. 2003. "Age effects in scientific productivity." *Scientometrics* 58 :49–90.
- Bosquet, C., P.P. Combes, and C. Garcia-Peñalosa. 2013. "Gender and competition : evidence from academic promotions in France." *CEPR Discussion Paper No.DP 9711*, pp. .
- Brehm, J., and S. Gates. 1993. "Donut shops and speed traps : Evaluating models of supervision on police behavior." *American Journal of Political Science*, pp. 555–581.
- Cameron, A.C., and P.K. Trivedi. 2005. *Microeconometrics : methods and applications*. Cambridge university press.
- . 2009. "Microeconomics using stata." *Lakeway Drive, TX : Stata Press Books*, pp. .
- Carayol, N. 2006. "Les propriétés incitatives de l'effet Saint Matthieu dans la compétition académique." *Revue économique* 57 :1033–1051.
- Carayol, N., and M. Matt. 2004. "Does research organization influence academic production ? : Laboratory level evidence from a large European university." *Research Policy* 33 :1081–1102.
- . 2006. "Individual and collective determinants of academic scientists' productivity." *Information Economics and Policy* 18 :55–72.
- Clark, D.J., and K.A. Konrad. 2007. "Contests with Multi-tasking\*." *The Scandinavian Journal of Economics* 109 :303–319.
- Cole, J.R., S. Cole, et al. 1973. *Social stratification in science*. University of Chicago Press.



- Combes, P.P., and L. Linnemer. 2001. "La publication d'articles de recherche en économie en France." *Annales d'Economie et de Statistique*, pp. 5–47.
- . 2003. "Where are the economists who publish ? Publication concentration and rankings in Europe based on cumulative publications." *Journal of the European Economic Association* 1 :1250–1308.
- Coupé, T., V. Smeets, and F. Warzynski. 2006. "Incentives, sorting and productivity along the career : Evidence from a sample of top economists." *Journal of Law, Economics, and Organization* 22 :137–167.
- Courtault, J.M., N. Hayek, E. Rimboux, and T. Zhu. 2010. "Research in economics and management in France : A bibliometric study using the h-index." *The Journal of Socio-Economics* 39 :329–337.
- Crane, D. 1965. "Scientists at major and minor universities : A study of productivity and recognition." *American sociological review*, pp. 699–714.
- Criss, B.R. 2006. "Gender differences in multitasking." *National Undergraduate Research Clearinghouse* 9.
- Czerny, A.I., and P.J. Jost. 2013. "Tournaments and Multitasking.", pp. .
- Datta Gupta, N., A. Poulsen, and M.C. Villeval. 2013. "Gender matching and competitiveness : Experimental evidence." *Economic Inquiry* 51 :816–835.
- Davidson, R., and J.G. MacKinnon. 2004. *Econometric theory and methods*, vol. 5. Oxford University Press New York.
- Dewatripont, M., I. Jewitt, and J. Tirole. 1999. "The economics of career concerns, part I : Comparing information structures." *The Review of Economic Studies* 66 :183–198.
- Diamond, A. 1984. "An economic model of the life-cycle research productivity of scientists." *Scientometrics* 6 :189–196.

- 
- . 2008. "Economics of Science In Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume." *The New Palgrave Dictionary of Economics*, pp. 328–334.
- Diamond, A.M. 1986. "The life-cycle research productivity of mathematicians and scientists." *Journal of Gerontology* 41 :520–525.
- Dubois, P., J.C. Rochet, and J.M. Schlenker. 2014. "Productivity and mobility in academic research : Evidence from mathematicians." *Scientometrics* 98 :1669–1701.
- Ductor, L. 2011. "Does Co-Authorship Lead to Higher Academic Productivity ?" *Available at SSRN 1997770*, pp. .
- Ederer, F. 2010. "Feedback and motivation in dynamic tournaments." *Journal of Economics & Management Strategy* 19 :733–769.
- El Ouardighi, F., K. Kogan, and R. Vranceanu. 2013. "Publish or teach ? Analysis of the professor's optimal career path." *Journal of Economic Dynamics and Control* 37 :1995–2009.
- Ellison, G. 2002a. "Evolving Standards for Academic Publishing : A q-r Theory." *Journal of Political Economy* 110 :994–1034.
- . 2002b. "The Slowdown of the Economics Publishing Process." *Journal of Political Economy* 110 :947–993.
- Endersby, J.W. 1996. "Collaborative research in the social sciences : Multiple authorship and publication credit." *Social Science Quarterly*, pp. 375–392.
- Fox, M.F. 1992. "Research, teaching, and publication productivity : Mutuality versus competition in academia." *Sociology of education*, pp. 293–305.
- Franckx, L., A. D'Amato, and I. Brose. 2004. "Multitask rank order tournaments." *Economics Bulletin* 10 :1–10.
- Frey, B.S. 2009. "Economists in the PITS ?" *International Review of Economics* 56 :335–346.

- Frey, B.S., L. Goette, et al. 1999. *Does pay motivate volunteers ?*.
- Frey, B.S., and F. Oberholzer-Gee. 1997. "The cost of price incentives : An empirical analysis of motivation crowding-out." *The American economic review*, pp. 746–755.
- Fuchs, S., J. Von Stebut, and J. Allmendinger. 2001. "Gender, science, and scientific organizations in Germany." *Minerva* 39 :175–201.
- Garvin, D.A. 1980. *The economics of university behavior..* ERIC.
- Gary-Bobo, R., and A. Trannoy. 2015. "Le recrutement collégial." *Revue économique* 66 :13–36.
- . 2009. "Professeur d'université, profession libérale d'État." *Commentaire*, pp. 981–996.
- Gautier, A., and X. Wauthy. 2007. "Teaching versus research : A multi-tasking approach to multi-department universities." *European Economic Review* 51 :273–295.
- Gay, C., W. Latham, and C. Le Bas. 2008. "Collective knowledge, prolific inventors and the value of inventions : An empirical study of French, German and British patents in the US, 1975–1999." *Economics of Innovation and New Technology* 17 :5–22.
- Gingras, Y. 2008. "La Fièvre de l'évaluation de la recherche du mauvais usage de faux indicateurs." *Bulletin de méthodologie sociologique* 100 :41–44.
- Ginther, D.K., and K.J. Hayes. 2003. "Gender differences in salary and promotion for faculty in the humanities 1977–95." *Journal of Human Resources* 38 :34–73.
- . 1999. "Gender differences in salary and promotion in the humanities." *American Economic Review*, pp. 397–402.
- Gneezy, U., M. Niederle, A. Rustichini, et al. 2003. "Performance in competitive environments : Gender differences." *Quarterly Journal of Economics* 118 :1049–1074.
- Gonzalez-Brambila, C., and F.M. Veloso. 2007. "The determinants of research output and impact : A study of Mexican researchers." *Research Policy* 36 :1035–1051.

- Goodwin, T.H., and R.D. Sauer. 1995. "Life cycle productivity in academic research : Evidence from cumulative publication histories of academic economists." *Southern Economic Journal*, pp. 728–743.
- Green, J.R. 1983. "A Comparison of Tournaments and Contracts." *The Journal of Political Economy* 91 :349–364.
- Griliches, Z. 1979. "Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth." *The Bell Journal of Economics*, pp. 92–116.
- Grimes, P.W., and C.A. Register. 1997. "Career Publications and academic job rank : Evidence from the class of 1968." *The Journal of Economic Education* 28 :82–92.
- Hagstrom, W.O. 1968. "Departmental prestige and scientific productivity." In *Sociological Abstracts*. vol. 16, p. 16.
- Hannaway, J. 1992. "Higher order skills, job design, and incentives : An analysis and proposal." *American educational research journal* 29 :3–21.
- Hansen, W.L., B.A. Weisbrod, and R.P. Strauss. 1978. "Modeling the earnings and research productivity of academic economists." *The Journal of Political Economy*, pp. 729–741.
- Harzing, A.W. 2010. *The publish or perish book*. Tarma Software Research Melbourne.
- Hautcoeur, P. 2014. "L'avenir des sciences économiques à l'Université en France."
- Hollis, A. 2001. "Co-authorship and the output of academic economists." *Labour Economics* 8 :503–530.
- Holmstrom, B. 1982. "Moral hazard in teams." *The Bell Journal of Economics*, pp. 324–340.
- Holmstrom, B., and P. Milgrom. 1991. "Multitask principal-agent analyses : Incentive contracts, asset ownership, and job design." *Journal of Law, Economics, & Organization*, pp. 24–52.

- Holmström, B., and P. Milgrom. 1990. "Regulating trade among agents." *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)/Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, pp. 85–105.
- Holtmann, A. 1988. "Theories of Non-profit Institutions." *Journal of Economic Surveys* 2 :29–45.
- Hunter, L., and E. Leahey. 2010. "Parenting and research productivity : New evidence and methods." *Social Studies of Science* 40 :433–451.
- Jaffe, A.B. 1989. "Real effects of academic research." *The American Economic Review*, pp. 957–970.
- Kahn, S. 1993. "Gender differences in academic career paths of economists." *The American Economic Review*, pp. 52–56.
- Kaldor, N. 1956. "Altematives Theories of Distribution." *Rev. of Ec. Studies*, pp. .
- Katz, D.A. 1973. "Faculty salaries, promotions, and productivity at a large university." *The American Economic Review*, pp. 469–477.
- Kenny, L.W., and R.E. Studley. 1995. "Economists' salaries and lifetime productivity." *Southern Economic Journal*, pp. 382–393.
- Klette, T.J., J. Møen, and Z. Griliches. 2000. "Do subsidies to commercial R&D reduce market failures ? Microeconometric evaluation studies." *Research Policy* 29 :471–495.
- Koenker, R., and G. Bassett Jr. 1978. "Regression quantiles." *Econometrica : journal of the Econometric Society*, pp. 33–50.
- Koenker, R., and K. Hallock. 2001. "Quantile regression : An introduction." *Journal of Economic Perspectives* 15(4) :43–56.
- Kossi, Y., J.Y. Lesueur, and M. Sabatier. 2013. "Compétition académique et modes de production scientifique des économistes français." *Revue d'économie politique* 123 :469–494.

- . 2015. "Publish or teach? The role of the scientific environment on academics' multi-tasking." *Industrial and Corporate Change*, pp. 1–20.
- Larré, F. 2009. "La mise en incitation des enseignants : solution théorique ou réponse pragmatique?" *Revue française de pédagogie. Recherches en éducation*, pp. 27–43.
- Lazear, E. 1998. "Personnel Economics for Managers." *New York ; John Wiley & Sons*, pp. .
- Lazear, E.P. 1989. "Pay equality and industrial politics." *Journal of political economy*, pp. 561–580.
- . 1995. *Personnel economics*, vol. 1993. MIT press.
- . 1986. "Salaries and piece rates." *Journal of business*, pp. 405–431.
- Lazear, E.P., and S. Rosen. 1981. "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts." *The Journal of Political Economy* 89 :841–864.
- Lee, S., and B. Bozeman. 2005. "The impact of research collaboration on scientific productivity." *Social studies of science* 35 :673–702.
- Lesueur, J.Y. 2012. "La production scientifique des enseignants-chercheurs en économie." *Revue économique* 63 :743–778.
- Levin, S.G., and P.E. Stephan. 1991. "Research productivity over the life cycle : Evidence for academic scientists." *The American Economic Review*, pp. 114–132.
- Lévy-Garboua, L. 2008. "Rapport sur le premier concours national d'agrégation de l'enseignement supérieur pour le recrutement de Professeurs des Universités en Sciences Economiques (Année 2007-2008)." *Revue d'Economie Politique* 5 :603–623.
- Liner, G.H., and E. Sewell. 2009. "Research requirements for promotion and tenure at PhD granting departments of economics." *Applied Economics Letters* 16 :765–768.
- Lissoni, F., J. Mairesse, F. Montobbio, and M. Pezzoni. 2011. "Scientific productivity and academic promotion : a study on French and Italian physicists." *Industrial and Corporate Change* 20 :253–294.

- Long, J.S. 1978. "Productivity and academic position in the scientific career." *American sociological review*, pp. 889–908.
- Long, J.S., P.D. Allison, and R. McGinnis. 1993. "Rank advancement in academic careers : Sex differences and the effects of productivity." *American Sociological Review*, pp. 703–722.
- Long, J.S., and R. McGinnis. 1981. "Organizational context and scientific productivity." *American sociological review*, pp. 422–442.
- Lotka, A.J. 1926. "The frequency distribution of scientific productivity." *Journal of Washington Academy Sciences*, pp. .
- Lucas, R.E. 1988. "On the mechanics of economic development." *Journal of monetary economics* 22 :3–42.
- Lucas Jr, R.E. 1993. "Making a miracle." *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pp. 251–272.
- MacDonald, G., and L.M. Marx. 2001. "Adverse specialization." *Journal of Political Economy* 109 :864–899.
- Maddala, G. 1983. "Limited-dependent and qualitative variables in Economics."
- Mairesse, J., and L. Turner. 2002. "A Look at individual differences in scientific research productivity : an econometric analysis of the publications of the French CNRS physicists in condensed matter (1980–1997)." In *Conference "Rethinking Science Policy : Analytical Frameworks for Evidence-Based Policy"*, SPRU, Brighton, March. pp. 21–23.
- Malcomson, J.M. 1986. "Rank-order contracts for a principal with many agents." *The Review of Economic Studies* 53 :807–817.
- . 1984. "Work incentives, hierarchy, and internal labor markets." *The Journal of Political Economy*, pp. 486–507.

- 
- Manes, E., and D. Shapira. 2011. "Poverty (Tenure) Track." *WP. Ben-Gurion University, Israel*, pp. .
- Mansfield, E. 1991. "Academic research and industrial innovation." *Research policy* 20 :1–12.
- Manski, C.F., and S.R. Lerman. 1977. "The estimation of choice probabilities from choice based samples." *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pp. 1977–1988.
- Marshall, A.W., and I. Olkin. 1990. "Multivariate distributions generated from mixtures of convolution and product families." *Lecture Notes-Monograph Series*, pp. 371–393.
- McDowell, J.M. 1982. "Obsolescence of knowledge and career publication profiles : Some evidence of differences among fields in costs of interrupted careers." *The American Economic Review*, pp. 752–768.
- McDowell, J.M., L.D. Singell, and J.P. Ziliak. 1999. "Gender and promotion in the economics profession." *Industrial & Labor Relations Review* 54 :224–244.
- Medoff, M.H. 2003. "Collaboration and the quality of economics research." *Labour Economics* 10 :597–608.
- Merton, R.K. 1957. "Priorities in scientific discovery : a chapter in the sociology of science." *American sociological review*, pp. 635–659.
- Merton, R.K., et al. 1968. "The Matthew effect in science." *Science* 159 :56–63.
- Metcalfe, S. 1987. "Technical change." *The New Palgrave, A Dictionary of Economics* 4 :617–620.
- Meyer, M.A. 1992. "Biased contests and moral hazard : Implications for career profiles." *Annales d'Economie et de Statistique*, pp. 165–187.
- . 1991. "Learning from coarse information : Biased contests and career profiles." *The Review of Economic Studies* 58 :15–41.



- Milgrom, P., and J. Roberts. 1997. *Economie, organisation et management*. De Boeck Supérieur.
- Mixon, F.G., and L.J. Treviño. 2005. "Is there gender discrimination in named professorships? An econometric analysis of economics departments in the US South." *Applied Economics* 37 :849–854.
- Moore, W.J., R.J. Newman, and G.K. Turnbull. 2001. "Reputational capital and academic pay." *Economic Inquiry* 39 :663–671.
- Morgan, J., H. Orzen, and M. Sefton. 2012. "Endogenous entry in contests." *Economic Theory* 51 :435–463.
- Morrisey, M.A., and J. Cawley. 2008. "The production of published research by US academic health economists." *International journal of health care finance and economics* 8 :87–111.
- Munkin, M.K., and P.K. Trivedi. 1999. "Simulated maximum likelihood estimation of multivariate mixed-Poisson regression models, with application." *The Econometrics Journal* 2 :29–48.
- Narin, F., and A. Breitzman. 1995. "Inventive productivity." *Research Policy* 24 :507–519.
- Nelson, R.R. 1959. "The Simple Economics of Basic Scientific Research." *The Journal of Political Economy* 67 :297–306.
- Niederle, M., and L. Vesterlund. 2007. "Do Women Shy Away from Competition? Do Men Compete Too Much?" *Quarterly Journal of Economics* 122.
- Papke, L.E., and J.M. Wooldridge. 1996. "Econometric methods for fractional response variables with an application to 401 (k) plan participation rates." *Journal of Applied Econometrics* 11 :619–632.
- Partha, D., and P.A. David. 1994. "Toward a new economics of science." *Research policy* 23 :487–521.

- 
- Polanyi, M. 2000. "The republic of science : Its political and economic theory." *Minerva* 38 :1–21.
- Prasad, S. 2009. "Task assignments and incentives : generalists versus specialists." *The RAND Journal of Economics* 40 :380–403.
- Prendergast, C. 1999. "The provision of incentives in firms." *Journal of economic literature*, pp. 7–63.
- Rauber, M., and H.W. Ursprung. 2006. "Evaluation of researchers : A life cycle analysis of German academic economists.", pp. .
- . 2008. "Life cycle and cohort productivity in economic research : The case of Germany." *German Economic Review* 9 :431–456.
- Richardson, R. 1999. *Performance Related Pay in Schools : An Assessment of the Green Papers : A Report Prepared for the National Union of Teachers*. London School of Economics and Political Science.
- Romer, P. 1991. "Progrès technique endogène." *Annales d'Economie et de Statistique*, pp. 1–32.
- Romer, P.M. 1990. "Endogenous Technological Change." *Journal of Political Economy* 98.
- . 1986. "Increasing returns and long-run growth." *The journal of political economy*, pp. 1002–1037.
- Rosen, S. 1986. "Prizes and Incentives." In *American Economic Review*. Citeseer.
- Sabatier, M. 2010. "Do female researchers face a glass ceiling in France ? A hazard model of promotions." *Applied Economics* 42 :2053–2062.
- Sattinger, M. 1975. "Comparative advantage and the distributions of earnings and abilities." *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pp. 455–468.
- Sauer, R.D. 1988. "Estimates of the returns to quality and coauthorship in economic academia." *The Journal of Political Economy*, pp. 855–866.

- Schumpeter, J. 1911. "Théorie de l'évolution économique Recherches sur le profit, le crédit, l'intérêt et le cycle de la conjoncture, Paris, Dalloz, 1935.", pp. .
- Scott, L.C., and P.M. Mitias. 1996. "Trends in rankings of economics departments in the US : An update." *Economic inquiry* 34 :378.
- Siegfried, J.J. 2006. "Does Teaching Enhance Research in Economics? A Few More Thoughts." *Southern Economic Journal* 72 :760.
- Simonton, D.K. 1988. "Age and outstanding achievement : What do we know after a century of research?" *Psychological bulletin* 104 :251.
- Solow, R.M. 1956. "A contribution to the theory of economic growth." *The quarterly journal of economics*, pp. 65–94.
- Stephan, P.E. 1996. "The economics of science." *Journal of Economic literature*, pp. 1199–1235.
- Stephan, P.E., and S.G. Levin. 1997. "The critical importance of careers in collaborative scientific research." *Revue d'économie industrielle* 79 :45–61.
- . 1988. "Measures of scientific output and the age-productivity relationship.", pp. .
- . 1992. *Striking the mother lode in science : The importance of age, place, and time*. Oxford University Press, USA.
- Sutter, M., and M. Kocher. 2004. "Patterns of co-authorship among economics departments in the USA." *Applied Economics* 36 :327–333.
- Taylor, S.W., B.F. Fender, and K.G. Burke. 2006. "Unraveling the academic productivity of economists : The opportunity costs of teaching and service." *Southern Economic Journal*, pp. 846–859.
- Thiele, V. 2010. "Task-specific abilities in multi-task principal–agent relationships." *Labour Economics* 17 :690–698.

- Tirole, J. 1992. "Collusion and the Theory of Organisations." *Laffont, J.-J.*, pp. .
- Tombazos, C.G. 2005. "A revisionist perspective of European research in economics." *European Economic Review* 49 :251–277.
- Tschirhart, J. 1989. "Ranking economics departments in areas of expertise." *The Journal of Economic Education* 20 :199–222.
- Voir Hirsch, J. 2005. "An Index to quantify an individual's scientific output." *Proceedings of the National Academy of Sciences* 102 :16569–16572.
- Waldman, M. 1984. "Worker allocation, hierarchies and the wage distribution." *The Review of Economic Studies*, pp. 95–109.
- Ward, M.E. 2001. "Gender and promotion in the academic profession." *Scottish Journal of Political Economy* 48 :283–302.
- Weisbrod, B.A. 2009. *The nonprofit economy*. Harvard University Press.
- . 1989. "Rewarding performance that is hard to measure : the private nonprofit sector." *Science* 244 :541.
- Wooldridge, J.M. 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Zellner, A., and H. Theil. 1962. "Three-stage least squares : simultaneous estimation of simultaneous equations." *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pp. 54–78.
- Zuckerman, H. 1977. *Scientific elite : Nobel laureates in the United States*. Transaction Publishers.



## Abstract

In a context where both academic institutions and government consider academic excellence as crucial, this thesis aims at contributing to the study of the determinants of scientific productivity of professors. Using an original database of French academic economists who participated in the "Prime d'Excellence Scientifique" tournament, the four proposed contributions show the importance of considering two dimensions often ignored so far: collective externalities, and the multidimensional nature of professors' activities. The first chapter confirms the importance of peer-reviewed publications in the award of the "Prime d'Excellence Scientifique". It also identifies discouraging factors in this dynamic tournament.

The second chapter shows that the scientific environment can explain both the path dependency in individual scientific productivity and the high inequality and skewness of individual productivity distribution. Our results also support the existence of life cycle in scientific production.

The third chapter develops a principal-agent model to understand how university professors allocate their time between two substitutable tasks : publishing and teaching. The econometric analysis confirm the key predictions of the model : these tasks are conflicting and the institutional context affects the activity choices of professors.

The fourth chapter adopts a joint estimate of two types of publications using the journals ranking in Economics of the French National Committee for Scientific Research (CNRS). We find a tradeoff between the high quality publications and low quality publications, and this tradeoff is imputable to the scientific environment of professors.

**Keywords :** tournament theory, academic competition, multitasking, scientific environment

## Résumé

Dans un contexte où la recherche de l'excellence universitaire est au cœur des préoccupations des institutions académiques et des pouvoirs publics, cette thèse a pour objectif de contribuer à l'étude des déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs français en économie. En mobilisant les données originales issues des candidatures des enseignants-chercheurs à la "Prime d'Excellence Scientifique", les quatre contributions proposées s'attachent à articuler deux importantes dimensions, jusqu'ici rarement traitées conjointement par la littérature: les effets d'externalités collectives dans la production scientifique, et le caractère multitâche de l'activité des enseignants-chercheurs.

Le premier chapitre de la thèse montre que les publications scientifiques constituent le facteur le plus déterminant dans les chances de succès à la PES. Il identifie également les facteurs de découragement au cours de ce tournoi dynamique.

Le second chapitre montre que les effets d'externalités associés à l'environnement de recherche des enseignants-chercheurs expliquent la dynamique individuelle de la production scientifique et la concentration de celle-ci entre un petit nombre d'enseignants-chercheurs.

Le troisième chapitre montre que l'enseignement et la recherche sont conflictuels. Nous mettons en évidence que les effets d'externalités issus de la concentration spatiale des compétences en recherche et/ou en formation influencent le choix d'activités des enseignants-chercheurs.

Le quatrième chapitre propose une estimation jointe de deux types de publications selon le classement CNRS des revues. Il conclut à un arbitrage entre les publications de bonne qualité et les publications dans les revues moins bien classées, arbitrage sensible aux effets d'externalité de l'environnement de recherche.

**Mots Clés :** tournoi dynamique, compétition académique, multitâches, environnement scientifique