

W P 1030

**La production scientifique des enseignants-  
chercheurs en économie :  
Quelques résultats économétriques issus du  
dispositif PES**

---

Jean-Yves Lesueur

Novembre 2010

**GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique Lyon-St Étienne**

93, chemin des Mouilles 69130 Ecully – France

Tel. +33 (0)4 72 86 60 60

Fax +33 (0)4 72 86 60 90

6, rue Basse des Rives 42023 Saint-Etienne cedex 02 – France

Tel. +33 (0)4 77 42 19 60

Fax. +33 (0)4 77 42 19 50

Messagerie électronique / Email : [gate@gate.cnrs.fr](mailto:gate@gate.cnrs.fr)

Téléchargement / Download : <http://www.gate.cnrs.fr> – Publications / Working Papers

**La production scientifique des enseignants-chercheurs en économie :**

**Quelques résultats économétriques issus du dispositif PES**

Jean-Yves LESUEUR, Université de Lyon  
Lyon F-69003 France  
CNRS, GATE Lyon St Etienne, UMR 5824, Ecully,  
F-69130, France

Novembre 2010

L'auteur tient à remercier la DGESIP du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche pour l'autorisation d'exploiter les informations de la campagne nationale de la Prime d'Excellence Scientifique 2009 en économie. Nos remerciements s'adressent également à Ségolène Balocco et Marie Danielle Body pour leurs contributions respectives au codage d'une partie de la base de données. Cet article a également bénéficié de discussions stimulantes avec Nathalie Havet, Mareva Sabatier, Béragère Szostak et Jean-Louis Rullière. Les éventuelles imperfections restent toutefois de la seule responsabilité de l'auteur.

## **Résumé :**

La littérature sur la mesure et les déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs s'est montrée particulièrement prolifique ces dix dernières années. Le cas français est particulièrement intéressant à étudier tant les successions de réformes en vue d'améliorer la position des universités françaises dans le classement de Shanghai se sont récemment succédées à un rythme effréné. La réforme du statut des enseignants chercheurs et l'application progressive de la loi du 10 août 2007 *Liberté et Responsabilité des Universités* ont ouvert un changement structurel profond dans le management des ressources humaines au sein des universités françaises. Dans ce contexte, si la littérature s'est intéressée aux critères de mesure de la production scientifique, rares sont les études qui ont pu contrôler, lors de l'évaluation de la production scientifique, les multiples facettes qui animent l'activité d'un enseignant-chercheur à partir d'une même base statistique. La mise en place en France depuis 2009 de la Prime d'Excellence Scientifique (PES) offre une base de données originale et particulièrement adaptée à cette attente à deux niveaux. D'une part la procédure de sélection des candidats respecte les conditions d'une logique de tournoi bien connue des économistes du travail. D'autre part la richesse des données permet de contrôler les différentes dimensions de l'activité des enseignants – chercheurs ainsi que leur environnement de recherche lors de l'étude des facteurs explicatifs de leur production scientifique. Nous exploitons dans cet article les données relatives aux candidats de la première campagne de la PES 2009 appartenant au domaine des sciences économiques. L'économétrie des données censurée est utilisée en mobilisant deux critères de mesure de la production scientifique, l'un qualitatif l'autre quantitatif. Les résultats économétriques obtenus confirment l'existence d'un effet Saint Matthieu lié au cycle de vie de la production scientifique. L'étude complète les rares résultats délivrés par la littérature sur les économistes français.

**Mots clefs** : Production scientifique – Tournoi - Effet Saint Matthieu – Loi de Lotka

## **Abstract:**

This paper studies the determinants of scientific productivity from an original database of French academic economists active in 2009. All individuals of this data set were involved in the first experience of the “Prime d'Excellence Scientifique”. This academic competition was introduced by the French academic system to select best publishers and PhD supervisors. The context of this experience is consistent with the tournament theory in two points. The scientific productivity was observed in a same period from 2005 to 2009 and competitors were ranking by their relative performance in publication based on a same scientific journals classification. We test productivity regressions with censored data models, using quantity and quality measures of output. We control for individual characteristics, environmental context, initial publication performance and time allowed to alternative occupation like teaching, doctoral supervision, administrative and scientific responsibilities. Other things being equal, the more productive before the tournament are always the winners of the tournament. This result confirms the regular observation of the Lotka law. Moreover, the existence of a dynamic bias in promotion (St Matthieu effect) with age and tenure position is not reject by our results. Time spent on the same tenured position after promotion as professor has, other things being equal, a negative impact on productivity. However experience accumulated before promotion contributes positively to publication. This life cycle in scientific productivity is however less and less pronounced inside the successive ranks in the tenure position as full professor. Gender effect is not statistically significant but we confirm a strong positive effect of co-author publication. Mobility associated with promotion along the career has a good influence on research productivity. However, time allowed to other activities like courses and administrative responsibilities reduced it. More surprising is the fact that the affiliation to a CNRS research institute (National Scientific Research Center) has no significant effect on individual level of publications. In a period of a strong transformation in the academic system in France, linked with the application of the *Liberty and Responsibility Law* (loi LRU) and the new competitive environment of French universities, our results induced some intuitions for new management incentives schemes.

**Keywords:** Scientific productivity – academic promotion – tournament – Saint Matthieu effect – Lotka Law

**Classification JEL:** J3 - J4 – C5 – M5

## Introduction :

L'étude des déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs s'est montrée particulièrement prolifique dans la littérature ces dix dernières années. Initialement appliquée au cadre des sciences dites « dures », cette course dans l'évaluation de la productivité de la recherche académique, quelle relève du niveau individuel ou des équipes de recherche voire des universités, a progressivement gagné les sciences humaines et sociales. De part son recours à des méthodes scientifiques issues des mathématiques et de la statistique, mais également de par la forte dimension internationale de ses supports de publication, la science économique a tout naturellement été soumise ces dernières années à cet exercice. Au delà d'un mouvement animé par la littérature, les effets d'annonce du classement de Shanghai des universités et le développement d'un *job market* des docteurs et des enseignants chercheurs ont stimulé le besoin de critères de mesure plus précis pour évaluer la production scientifique. Une certaine controverse s'est même progressivement développée dans la littérature dans le choix des indicateurs (Courtault, Hayek, Rimboux et Zhu 2010, Gingras 2008, Tombazos 2005, Combes et Linnemer 2003, 2001).

Le cas français est particulièrement intéressant à étudier tant les successions de réformes en vue d'améliorer la position des universités dans le classement de Shanghai se sont succédées à un rythme effréné ces dernières années. La mise en place d'instance comme l'AERES pour évaluer les performances des établissements universitaires comme des laboratoires de recherche, de l'ANR en 2007 pour l'aide au financement de la recherche, mais également plus récemment la réforme du statut des enseignants chercheurs (décret du 25/04/2009) et l'émergence officielle du statut d'enseignants-chercheur « produisant », ont contribué au développement de critères de mesure plus fiables de leur production scientifique. Plus en amont, l'un des enjeux de la loi du 10 août 2007 *Liberté et Responsabilité des Universités*, est également de délivrer plus d'autonomie aux universités pour mettre en place des mécanismes d'incitation (monétaire ou non monétaire) en vue de favoriser l'activité de publication. Le rapport Aghion (2010), qui centre l'éclairage sur les moyens à employer pour faire émerger en France des pôles d'excellence dans l'enseignement supérieur et la recherche, met ainsi en évidence sur données américaines, une corrélation positive entre le degré d'autonomie des universités et leur production scientifique. Concernant les sciences exactes et expérimentales, un rapport de l'Académie des Sciences réalisé à la demande du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche en juillet 2009 a établi les bases déontologiques, tant sur les pratiques que sur les critères, de l'évaluation individuelle des chercheurs.

Les études réalisées sur la production scientifique dans le domaine des sciences économiques restent relativement limitées à ce jour (Frey 2009, Morrisey et Cawley 2008, Taylor, Fender et Burke 2006), et a fortiori lorsqu'il s'agit d'étudier le cas français (Combes et

Linnemer 2001,2003). Dans un article qui a contribué à cet exercice, Combes et Linnemer (2001) rappellent toutefois combien l'évaluation de la production des enseignants-chercheurs en sciences économiques est difficile. L'activité d'un enseignant-chercheur est en effet multiforme et les pondérations accordées à chacune de ses activités tendent à évoluer au cours de sa carrière. Combes et Linnemer (2001) ont focalisé leur attention sur douze indicateurs de mesure de la production d'articles de recherche en économie en France. Ils exploitent une base de données extrêmement riche qui couvre 1540 chercheurs et enseignants chercheurs français en économie ainsi que leurs publications dans les 681 revues d'économie recensées par EconLit. Les auteurs reconnaissent toutefois le caractère restrictif des classements auxquels ils parviennent. En effet la méthode utilisée ne permet pas de contrôler l'impact sur les publications du temps consacré aux autres activités associées au métier d'enseignant-chercheur.

Dans une analyse critique du système « *Publish or Perish* », Frey (2009) utilise en particulier cet argument pour y opposer son « *Publication Impossibility Theorem System* ». En effet, les implications dans les activités de recherche (publications, communications en colloques, réponse aux appels d'offre de contrats de recherche...) apparaissent souvent comme la partie donnant le plus directement lieu à évaluation parmi les différentes activités d'un enseignant – chercheur. A celles - ci s'ajoutent toutefois les tâches d'enseignement, dont le temps alloué dépend du niveau de formation (Licence (L), Master (M), Doctorat (D)) ou du type d'établissement d'affectation (Université, IUT). L'encadrement des étudiants au titre de mémoires ou de rapports de stages aux niveaux L et M, l'encadrement doctoral mais également les nombreuses responsabilités collectives, administratives ou scientifiques, qui guettent l'enseignant chercheur lorsqu'il témoigne d'un peu d'intérêt à la défense des institutions dans lesquelles il évolue, ne doivent toutefois pas être oubliées dans cet inventaire. Aux implications dans les instances de décisions locales (conseil d'UFR, comités de sélection, conseils d'université, direction de département, de laboratoires de recherche, d'Ecoles Doctorales) se superposent également pour certains des responsabilités dans les instances d'évaluation nationales (Comité National des Universités, Comité National du CNRS).

Enfin l'hétérogénéité des statuts au sein des enseignants – chercheurs (professeurs, maîtres de conférences) comme entre les chercheurs (CNRS, INRA) et les enseignants-chercheurs, pose le problème de mise en concordance des inputs de la production scientifique et des outputs évalués. Si ces derniers sont mis sous le feu des projecteurs, les inputs qui ont contribué à leur réalisation sont très rarement, faute d'information disponibles, contrôlés lors de l'évaluation, que celle ci relève des individus ou des institutions. Enfin, à l'hétérogénéité des différents métiers cumulés au sein d'une même profession, doit être superposé l'hétérogénéité de l'environnement dans lequel la fonction ou le métier est exercé.

Le développement des mécanismes d'évaluation, la réforme du statut des enseignants chercheurs, l'autonomie des universités ouvrent un changement structurel profond dans la gestion des ressources humaines au sein des universités françaises. Si l'on ne peut nier que la procédure de recrutement des enseignants-chercheurs en France n'a pas d'équivalent outre atlantique où une logique de marché prévaut, l'entrée dans la profession comme les promotions au cours de la carrière répondent à un mécanisme de tournoi bien connu des économistes du travail (Musselin, 2005). De part la procédure de concours et d'évaluation par le Comité National des Universités, c'est plus la performance relative qui conduit à la récompense (promotion individuelle) que la performance absolue. Dans ce contexte, si des réflexions ont été menées sur les critères de mesure de la production scientifique, rares sont les études qui ont pu contrôler, lors de l'évaluation de la production scientifique, les multiples facettes qui animent l'activité d'un enseignant-chercheur à partir d'une même base statistique. La mise en place depuis 2009 en France de la Prime d'Excellence Scientifique (PES) qui a succédé à la Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche, offre une base statistique particulièrement riche qui pourrait répondre à ces attentes.

L'étude présentée dans cet article mobilise les données individuelles issues de la première strate d'enseignants-chercheurs évalués par la commission nationale de la PES 2009 pour la 5<sup>ème</sup> section du Comité National des Universités (sciences économiques). Elle offre une première réponse à une analyse « contrôlée » des déterminants de la production scientifique d'un échantillon d'économistes ayant candidaté à la première campagne de la PES. Certes, l'échantillon que nous avons constitué devrait être progressivement complété au fil des campagnes PES pour aboutir à un échantillon plus représentatif de la population des enseignants-chercheurs de cette section du CNU. Toutefois, le contexte du mécanisme de tournoi est respecté par le fait que la base de données originale qui a été constituée, permet d'étudier les différentes dimensions de l'évaluation dans une fenêtre d'observation temporelle identique pour tous les candidats, à savoir du 1/01/2005 au 1/01/2009. Une grille d'évaluation homogène des publications est également retenue à travers le classement CNRS des revues.

L'article est structuré en quatre sections. La première section présente les principes d'évaluation retenus par la commission nationale et les mécanismes d'attribution de la PES. Quelques statistiques au niveau national pour toutes les sections CNU et pour l'économie en particulier complètent cette première étape. La deuxième section offre une présentation statistique de l'échantillon mobilisé. Dans une troisième étape, nous étudions les déterminants de la production scientifique. A partir d'une évaluation qualitative puis quantitative du critère de publication, les résultats de plusieurs estimations économétriques sont commentés à la lueur des résultats comparables délivrés par la littérature. La dernière section de l'article résume les principaux résultats obtenus et les prolongements envisageables.

## 1 – La Prime d'Excellence Scientifique : Critères d'attribution et mécanisme de tournoi :

### a) Les modalités de sélection des candidatures :

L'article 1 du Décret du 8 juillet 2009 précise les modalités de mise en place de la prime d'excellence scientifique. Celle-ci se substitue à la prime d'encadrement doctoral et de recherche (PEDR) prévue par l'article L 954-2 du code de l'éducation et est attribuée par les établissements publics d'enseignement supérieur et de recherche. Du point de vue des critères d'éligibilité, l'article 1 précise que la PES « (...) peut-être accordée aux personnels dont l'activité scientifique est jugée d'un niveau élevé par les instances d'évaluation dont ils relèvent ainsi qu'à ceux qui exercent une activité d'encadrement doctoral. Elle peut également être attribuée aux personnels lauréats d'une distinction scientifique de niveau international ou national conférée par un organisme de recherche dont la liste est fixée par arrêté du ministre chargé de la recherche ou apportant une contribution exceptionnelle à la recherche » ( JO du 10/07/09).

La PES peut ainsi être attribuée aux professeurs et maîtres de conférences titulaires ou stagiaires comme aux directeurs de recherche et chargés de recherche. Pour pouvoir satisfaire aux conditions d'éligibilité les candidats doivent avoir accompli (ou s'engager à accomplir pendant une période de quatre ans renouvelables pour les chercheurs) un service d'enseignement d'au moins 64 heures équivalents TD. La PES est accordée de plein droit aux enseignants chercheurs placés en délégation auprès de l'Institut Universitaire de France. Comme le dispositif PEDR, la prime est versée pendant une durée de quatre ans mais son principe se distingue de la PEDR à plusieurs niveaux.

Le processus de décision qui conduit à l'attribution de la PES se réalise en deux étapes. Dans une première étape, une instance d'évaluation nationale (la même qui présidait aux décisions d'attribution de la PEDR) donne préalablement son avis. L'instance nationale se décompose en autant de comités d'expertises qu'il y a de sections du CNU. Les avis de chaque comité d'expertise sont alors transmis aux établissements qui prennent ensuite la décision finale d'attribution ou pas de la PES. Cette décision relève du chef d'établissement après avis du conseil scientifique.

Par ailleurs le montant de la PEDR était établi sur la base de barèmes par grade à savoir un montant de 6683 euros pour les professeurs de classe exceptionnelle et première classe, 5111 euros pour les professeurs de deuxième classe et 3583 euros pour les maîtres de conférences. Le dispositif PES laisse toute latitude à l'établissement, dans la mesure de sa contrainte budgétaire et de l'orientation de sa politique scientifique, de fixer le montant de la PES dans une fourchette allant d'un taux minimal de 3500 euros à un taux maximal de 15000 euros. Pour la campagne 2009 près de la moitié des établissements ont appliqué aux lauréats de la PES les barèmes fixés par grade pour les ex bénéficiaires de la PEDR. Pour les autres établissements les stratégies

retenues ont été assez variées. Pour certains, un barème à deux niveaux a été établi sans distinction de grade selon l'avis formulé par l'instance nationale. D'autres en revanche ont retenu un taux unique variant selon les cas de 4300 euros à 7000 euros. D'autres encore ont appliqué un taux plafond assez élevé entre 8000 et 8600 euros. Ces quelques chiffres témoignent de l'enjeu important en termes de dispositif incitatifs dans la gestion des ressources humaines auxquels doivent désormais s'adapter les établissements dans un environnement concurrentiel.

L'article 8 du décret du 8 juillet 2009 précise toutefois quelques dispositions transitoires relatives à la mise en place progressive jusqu'au 31 décembre 2012 des responsabilités et compétences élargies (RCE) dans les établissements. En effet la commission nationale d'évaluation de la PES est maintenue jusqu'à cette date pour établir son avis. Celui-ci s'applique obligatoirement pour tous les candidat(e)s ne relevant pas d'un établissement bénéficiant des RCE. Pour les autres établissements passés aux RCE, le chef d'établissement peut, sur avis de son Conseil d'Administration, recevoir préalablement l'avis de l'instance nationale avant d'attribuer la PES.<sup>1</sup>

Pour toutes les disciplines, 4 activités principales dans l'activité scientifique observée de 2005 à 2009 ont été retenues pour l'évaluation :

- Les publications : Pour l'économie, on distingue notamment dans cette rubrique les articles publiés dans les revues classées par le CNRS, les ouvrages, les contributions à ouvrages et les autres articles publiés (revues non classées CNRS) et les actes de colloques internationaux;
- L'encadrement doctoral et scientifique : On recense à ce niveau le nombre de thèses soutenues (ayant donné lieu ou pas à publications), le nombre de thèses en cours et en particulier pour les maîtres de conférences non HdR le nombre de mémoires de niveau Master 2 encadrés dans la période. Il est à noter à ce niveau que le contenu des dossiers électroniques remplis par les candidat(e)s apporte tous les éléments d'information utiles comme par exemple les taux d'encadrement (co- direction ou pas) ;
- Le rayonnement : On recense ici toutes les actions entreprises permettant d'évaluer le degré d'insertion dans les réseaux de recherche nationaux et internationaux. Sont notamment pris en compte l'obtention de prix et distinctions scientifiques, les invitations dans des universités étrangères, les missions d'expertises auprès d'institutions étrangères réputées, la participation en tant que membre de comités de

---

<sup>1</sup> Concernant la première campagne PES de 2009, toutes disciplines confondues, sur les 143 établissements représentés seuls 4 des établissements récemment passés aux RCE n'ont pas fait appel à l'avis de l'instance nationale (Aix-Marseille 2, Clermont-Ferrand 1, Paris 6 et Toulouse 1). Concernant les candidatures en sciences économiques qui nous intéressent dans cet article, les universités d'Aix Marseille 2 et de Toulouse 1 ont toutefois adopté une grille d'évaluation identique à celle retenue par l'instance nationale d'évaluation, faisant même appel exclusivement à des évaluateurs extérieurs, dont parfois membres des comités d'expertises propres à la section CNU concernée de l'instance nationale.

- rédaction ou de *referee* à des revues scientifiques labélisées. Enfin sont répertoriées sous ce critère la participation en tant que membre élu ou nommé, à des instances nationales d'évaluation (CNU, CNRS, AERES) ou locales (conseils d'établissement) ;
- Les responsabilités scientifiques constituent le quatrième et dernier critère d'évaluation. On regroupe sous cet item les responsabilités de laboratoire de recherche, d'Ecole Doctorale, de master, mais également les activités de valorisation de la recherche à partir de contribution ou de responsabilité de contrats de recherche (ANR par exemple), voire encore l'organisation de colloques nationaux ou internationaux.

Pour chaque candidature, le comité d'expertise propre à chaque section CNU, donne un avis noté A, B ou C pour chaque activité principale retenue comme critère d'évaluation ainsi qu'un avis synthétique reprenant la même graduation. L'avis final ainsi que les avis par activités sont communiqués pour chaque candidat aux établissements. L'interprétation de chaque note est de connaissance commune et s'établit ainsi :

A = très satisfaisant (la prime devrait être accordée)

B = satisfaisant (la prime pourrait être accordée au choix du président ou directeur d'établissement)

C = insuffisant (la prime ne devrait pas être accordée)

#### **b) Quelques résultats statistiques :**

Globalement toutes sections disciplinaires confondues, le dispositif PES a rencontré un réel succès puisqu'une augmentation très sensible des candidatures (+ 13,4%) a été enregistrée par rapport à la campagne PEDR 2008. Sur les 6779 candidats évalués par les comités d'expertises au niveau national, 1383 candidats ont été classés A et 2104 notés B, soit au total 3487 candidats (51,4%) pour lesquels l'instance nationale a manifesté un avis très favorable ou favorable à l'attribution de la prime. Sur ces 3487 candidats, 2767 ont été sélectionnés au final par les établissements, soit un taux de satisfaction de 40,8%. Si l'on ajoute les primes accordées par les établissements passés aux Responsabilités et Compétences Elargies (RCE) et n'ayant pas mobilisé l'instance nationale d'évaluation, le nombre total de primes attribuées par les établissements<sup>2</sup> a été de 3041. Ce chiffre, légèrement inférieur au nombre de PEDR attribuées en 2008 (3191), reste toutefois supérieur au nombre de sortants de la PEDR 2005 qui pouvaient potentiellement candidater à la PES 2009.

Globalement, les propositions de l'instance nationale d'évaluation ont été suivies pour près de 99% des candidats. En effet, toutes disciplines confondues, 98,3 % des candidats classés

---

<sup>2</sup> Le chiffre de 3041 primes ne tient pas compte des primes accordées par l'établissement Toulouse 1, statistiques non encore communiquées à la Cellule PES de la DGES IP au moment de la réalisation du bilan de la campagne 2009.

A se sont vu attribuer une PES par les établissements et 98,6% des candidats ayant reçu une note C n'ont pas été retenus. Concernant les candidats qui avaient été classés B par l'instance nationale, 64,6 % d'entre eux ont été retenus par les établissements.

Dans les disciplines Droit, Sciences Politiques – Economie – Gestion les évaluations A et B de l'instance nationale ont été suivies par les établissements à raison respectivement de 76,26% en Droit et Sciences Politiques, 70,58 % en Economie mais seulement 56,82 % en Gestion. Dans leur grande majorité, les établissements ont adopté les critères d'évaluation proposés par l'instance nationale et portant sur les quatre activités principales. L'étude du taux de participation et du taux de satisfaction (lauréats /candidats) par grands secteurs disciplinaires délivre également quelques résultats utiles (tableau 1). Un des premiers constats qui ressort nettement du tableau 1, est la forte disparité du taux de candidatures à la PES par grands secteurs disciplinaires. Avec un taux de participation de 27,7 %, les enseignants – chercheurs des sciences exactes manifestent le plus fort engouement à cette première campagne, soit un taux 3,2 fois plus élevé que celui enregistré dans les disciplines des SHS. Les enseignants – chercheurs des sciences de la vie font preuve de la plus faible participation avec un taux n'atteignant pas 6%. Au sein des disciplines des SHS, les enseignants – chercheurs des sciences économiques se caractérisent par le taux de participation le plus élevé (près de 11%) contre seulement 4,6% pour les sciences de gestion et près de 7,5% pour les disciplines du Droit et des Sciences Politiques.

Bien qu'il faille rechercher plus en amont les facteurs explicatifs qui pourraient expliquer ces comportements d'auto-sélection très hétérogènes selon les secteurs disciplinaires, on pourrait associer à ces premiers chiffres l'hétérogénéité des coûts d'opportunités supportés par les enseignants-chercheurs lorsqu'ils s'impliquent dans la recherche académique compte tenu de la valorisation alternative de leurs compétences auprès du secteur privé ou public (expertises, contrats, consultations...). Cette piste de réflexion a notamment été testée par Morrissey et Cawley (2008) auprès d'un échantillon de 460 enseignants – chercheurs spécialisés en économie de la santé aux Etats-Unis. On perçoit bien en quoi l'autonomie désormais laissée aux établissements de fixer l'enveloppe budgétaire comme le taux de la PES, peut donc jouer un rôle correcteur ou au contraire propice à un renforcement de l'auto sélection déjà manifeste dans certains secteurs disciplinaires. L'hétérogénéité des situations rencontrées par exemple au sein du secteur des SHS voire même au sein des groupes de disciplines qui la composent, pose un réel problème dans l'utilisation de cet instrument d'incitation à la production scientifique.

Cette disparité des taux de candidatures à la PES met également en évidence la forte hétérogénéité des conditions de compétition dans chaque tournoi propre à chaque secteur disciplinaire, lors de l'évaluation des candidatures par l'instance nationale. L'analyse de la répartition des primes par grands secteurs disciplinaires fait apparaître la plus faible

représentativité des disciplines des sciences humaines et sociales (16,7%) par rapport aux sciences exactes (55,8%) et aux sciences de la vie (37%).

**Tableau 1 : Taux de participation et taux de satisfaction par grands groupes disciplinaires**

Secteurs disciplinaires	Enseignants-chercheurs au 31.12.2008	Candidats PES 2009	Taux de participation (%) (col.3 / col.2)	PES accordées	Taux de satisfaction (%) (col. 5 / col.3)
Sciences Exactes	12844	3562	27,73	1544	43,34
Sciences de la vie	19430	1160	5,97	461	39,74
Sciences Humaines et Sociales	24146	2057	8,52	762	37,04
<b>Dont :</b>					
- Droit /Sciences Polit.	3610	269	7,45	106	39,40
- Sciences Economiques	1786(*)	191	10,69	72	37,69
- Sciences de Gestion	1869	86	4,60	25	29,07
<b>Total secteurs disciplinaires</b>	<b>52935</b>	<b>6779</b>	<b>12,80</b>	<b>2767</b>	<b>40,81</b>

Sources : DGES IP

(\*) Non compris les statistiques relatives aux 4 établissements RCE n'ayant pas eu recours à l'instance nationale.

## 2 – Description de l'échantillon

Les candidats à la PES doivent renseigner, sur l'application mise en ligne par la DGESIP, un dossier de candidature et joindre un CV résumant leurs activités sur la période concernée, soit du 1.01.2005 au 1.01.2009 pour ce qui concerne la campagne PES 2009. 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 191 candidatures examinées par la commission nationale. Cet échantillon représente 10,7% de la population totale des enseignants-chercheurs de la section 05 du CNU<sup>3</sup>. Notons que comme dans l'étude de Combes et Linnemer (2001), notre échantillon est par nature biaisé<sup>4</sup>. 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>5</sup>. Le tableau 2 donne une illustration de la représentativité de

<sup>3</sup> Calcul effectué une fois déduit les effectifs relatifs aux 4 établissements RCE n'ayant pas eu recours à l'instance nationale.

<sup>4</sup> L'échantillon exploité par Combe et Linnemer (2001) a été constitué à partir des rapports d'activités des laboratoires affiliés au CNRS, à l'INRA ou à des institutions comme le CEPIL, l'OFCE, l'INSEAD ou HEC. Les enseignants – chercheurs relevant des équipes non CNRS ne sont donc pas couverts par cette étude.

<sup>5</sup> Notons toutefois que dans l'hypothèse où nous disposerions d'une base de données exhaustive réunissant, pour toute la population des enseignants – chercheurs de la section 05 du CNU, les informations recensées dans les fichiers des candidats de la PES, le traitement économétrique d'un éventuel biais de sélection poserait problème. En effet, 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 trouver des variables instrumentales fortement corrélés à la

notre échantillon par grade en comparaison de la distribution de l'effectif par grade des enseignants-chercheurs de la section 05 du CNU recensée au 31.12.2008.

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 (51,83 % de notre échantillon contre une représentativité de 29,9% au niveau de la section 05). Les écarts sont en particulier sensibles pour les professeurs de deuxième classe qui se trouvent fortement sur représentés.

**Tableau 2 : Représentativité de l'échantillon par grade**

	<b>PRCE</b>	<b>PRC1</b>	<b>PRC2</b>	<b>MCHC</b>	<b>MCCN</b>	<b>Total</b>
<b>Effectif section CNU 05 au 31.12.2008</b>	125	264	196	231	1140	1956
<b>Répartition (%)</b>	6,4	13,5	10,0	11,8	58,3	100
<b>Effectif échantillon PES 2009</b>	14	37	48	15	77	191
<b>Répartition en %</b>	7,33	19,37	25,13	7,85	40,31	100

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

Les données recueillies à partir des candidatures et dont l'essentiel est résumé dans le tableau 3 sont très riches. Elles concernent non seulement les caractéristiques individuelles comme l'âge, le genre le grade, l'établissement de rattachement, mais permettent également de calculer l'expérience accumulée depuis l'entrée dans la carrière, l'ancienneté dans l'établissement d'affectation au moment de la candidature, l'ancienneté dans le grade. On note ainsi dans le tableau 1 que l'âge moyen est de presque 45 ans, avec une faible proportion de femmes candidates, soit un peu moins de 24%. L'expérience moyenne dans la carrière est de 13,5 années avec une ancienneté moyenne dans l'établissement d'un peu plus de 9 ans. Près de 52% des candidats relèvent du corps des professeurs dont un peu plus de 25% au titre de la deuxième classe. L'analyse de l'ancienneté dans le grade montre qu'en moyenne et tous corps confondus, les candidats qui se présentent à la PES ont obtenu leur dernière promotion dans le grade deux ans auparavant. L'analyse par corps témoigne d'une ancienneté dans le grade plus forte autour de 3 ans voire plus pour les professeurs de classe exceptionnelle et de première classe.

La comparaison des dates de titularisation dans le corps des enseignants-chercheurs et des dates d'affectation dans leur établissement permet d'identifier les éventuelles mobilités effectuées au cours de la carrière, que celle-ci aient pu être en lien avec un changement de grade ou pas. Plus de 63% de l'échantillon a ainsi enregistré un changement d'établissement d'affectation depuis son entrée dans la profession. On dispose également des informations sur le volume d'enseignement effectué par niveau d'études (L, M, D) lors des deux dernières années universitaires (2007/2008 - 2008/2009). Malgré une forte dispersion enregistrée à ce niveau, en

---

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 inobservable par l'économètre.

moyenne les candidats ont assuré de manière assez équilibrée une répartition de leur service d'enseignement entre le niveau L et le niveau M. La somme des valeurs moyennes d'heures d'enseignement assurées sur les 3 niveaux L, M et D est en effet assez proche du service statutaire fixé à 192 heures équivalents TD.

Les candidats à la PES ont en moyenne effectués chaque année près de 25 HTD complémentaires. On note une très forte hétérogénéité du poids de la dimension pédagogique parmi les candidats, la valeur maximale d'heures complémentaires assurées par l'un des candidats étant de plus de 347 heures. Le volume moyen de décharge de service dans la période est voisin de 23 heures avec une valeur maximale correspondant à une décharge d'une année pleine soit 192H.

Plus de 56% des candidats sont rattachés du point de vue de leurs activités de recherche à une unité mixte de recherche du CNRS, l'essentiel des autres candidatures relevant d'une équipe d'accueil ou de manière très marginale d'une jeune équipe. Du point de vue des implications des candidats dans des fonctions électives et responsabilités collectives dans leur établissement donnant lieu à des primes, on note que près de 7 % bénéficient d'une prime de charge administrative (doyen, directeur d'une Ecole Doctorale, membre d'une équipe présidentielle,...) contre près de 10 % pour les titulaires d'une prime de responsabilité pédagogique (responsable de formation au sein d'une UFR). Les informations contenues dans les dossiers et les CV ont permis également d'évaluer le niveau d'implication des candidats dans les instances nationales d'évaluation (CNU, AERES, CNRS,...) ou dans d'autres responsabilités locales ne donnant lieu la plupart du temps ni à décharge de service ni à primes spécifiques (directeurs de laboratoires notamment).

Les informations fournies par la DGESIP, ont également permis d'identifier parmi les candidats à la PES, ceux qui arrivaient à échéance de leur Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche, soit 22,5% de l'échantillon. Le dossier de candidature apporte également des informations sur les doctorants en cours d'encadrement comme les thèses soutenues, qu'elles relèvent d'une direction totale ou partielle (co-direction). La dispersion des données sur cette dimension qui constitue l'un des critères non négligeable de l'évaluation, est assez forte comme en témoigne les chiffres du tableau 3. En moyenne sur la période, les habilités à diriger des recherches de l'échantillon ont encadré entre 1 et 2 thèses et ont fait soutenir à peu près 1 thèse dans la période. Le taux d'encadrement peut toutefois prendre des valeurs très élevées et parfois en dehors des normes préconisées par l'AERES puisque l'on enregistre une valeur maximale de 15 thèses en cours pour un candidat.

Tableau 3 : Statistiques descriptives de l'échantillon

Variables	Définition	Moyenne ou fréquence	Ecart- type	Mini	Maxi
GEN	Genre (Hommes =1)	76,4 %		0	1
AGE	Age	44,85	9,57	29	68
EXP	Expérience professionnelle depuis l'entrée dans l'enseignement supérieur (années)	13,50	8,75	1	39
EXPaPRO	Expérience professionnelle avant la promotion dans le grade actuel (années)	11,29	8,14	1	37
ANCET	Ancienneté dans l'établissement (années)	9,15	7,53	1	36
MCCN	Maitre de conférence classe normale	40,31 %		0	1
MCHC	Maitre de conférence hors classe	7,85 %		0	1
PR2C	Professeur 2 <sup>ème</sup> classe	25,13 %		0	1
PR1C	Professeur 1 <sup>ère</sup> classe	19,37 %		0	1
PRCE	Professeur Classe Exceptionnelle	7,33 %		0	1
ANCEGRA	Ancienneté dans le grade (tous corps MC et PR et toutes classes confondus)	2,21	1,94	1	14
PRCEA	Ancienneté dans le grade des professeurs de classe exceptionnelle	2,93	3,58	1	14
PR1CA	Ancienneté dans le grade des professeurs de 1 <sup>ère</sup> classe	3,18	2,45	1	10
PR2CA	Ancienneté dans le grade des professeurs de 2 <sup>ème</sup> classe	2,33	1,76	1	8
MCA	Ancienneté des maîtres de conférences	2	1,14	1	7
MOBI	Mobilité (avec ou sans changement de corps)	63,35 %		0	1
PRP	Prime de Responsabilité Pédagogique	9,95 %		0	1
PCA	Prime de Charge Administrative	6,81 %		0	1
PEDR	Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche	22,51 %		0	1
NTHC	Nombre de Thèses en Cours d'Encadrement	1,51	2,28	0	15
NTS	Nombre de Thèses Soutenues de 2005 à 2009	0,94	1,67	0	8,5
NHEML	Nombre d'Heures Moyen Enseignées en Licence de 2007 à 2009 (équivalent TD)	94,95	67,74	0	347,5
NHEMM	Nombre d'Heure Moyen Enseignées en Master de 2007 à 2009 (équivalent TD)	93,65	59,20	0	319
NHEMD	Nombre d'Heures Moyen Enseignées en Doctorat de 2007 à 2009 (équivalent TD)	5,44	15,66	0	100,5
NMHC	Nombre Moyen d'Heures Complémentaires de 2007 à 2009 (équivalent TD)	24,90	46,69	0	309,5
NMHDS	Nombre d'Heures Moyen de Décharge de Service de 2007 à 2009 (équivalent TD)	23,18	41,92	0	192
UMR	Le laboratoire du candidat est une Unité Mixte de Recherche CNRS	56,02 %		0	1
EA	Le laboratoire du candidat est une Equipe d'Accueil	41,88 %		0	1
JE	Le laboratoire du candidat est une Jeune Equipe	1,57 %		0	1
NR	Le laboratoire du candidat est une Equipe non reconnue	0,52 %		0	1
IPS	Indice de Production Scientifique	5,22	5,16	0	26,25
HIND2009(*)	H Index des candidats en 2009	4,76	4,20	0	33
HIND2005(*)	H Index des candidats sur la période 1980-2005	3,82	3,61	0	27
COAUT	Nombre moyen de coauteurs dans les publications d'articles classés CNRS de 2005 à 2009	1,10	1,03	0	7,57

(\*) Calcul effectué à partir du logiciel « Publish or Perish » de Harzing qui se base sur les informations de Google Scholar

**Tableau 3 (suite) : Statistiques descriptives de l'échantillon**

<b>Avis de l'instance nationale d'évaluation (global et par critère)</b>				
%		A	B	C
AVG	Avis Global	20,94	32,46	46,60
PUB	Publications	38,22	34,03	27,75
ENC	Encadrement doctoral	28,80	28,80	42,40
RAY	Rayonnement	20,94	36,65	42,41
RSC	Responsabilités Scientifiques	18,85	42,93	38,22
<b>Répartition des 72 PES attribuées par les établissements :</b>				
Selon l'AVG de l'instance nationale		40	29	3
Selon l'avis de l'instance nationale sur le critère PUB		54	15	3

Le dossier de candidature renseigne bien entendu sur les publications les plus significatives dans la période, ce qui nous a permis de construire un indicateur de production scientifique (IPS) en complément de l'évaluation qualitative à trois niveaux (A, B, C) des publications effectuée par la commission nationale. 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 et recensés dans des revues répertoriées dans le classement du CNRS (juin 2008). Les publications annoncées comme à paraître n'ont pas été prises en compte lors des évaluations, qu'il s'agisse de l'avis formulé par le jury national ou que ce soit dans le calcul de l'indice de production scientifique. Ce dernier a été calculé de manière assez simple<sup>6</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 ainsi 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 déflatée 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 3 varient entre 0 et 26,25 avec une moyenne autour de 5,22.

Nous avons également mesuré pour chaque candidat le facteur d'impact de leurs citations à partir de leur  $h$  index. Le  $h$  index des citations ou encore appelé indice  $h$  de Hirsch (2005), est une évaluation de la production scientifique largement utilisée dans la littérature. Il 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. Cet indice a été mesuré d'une part pour la période

<sup>6</sup> 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).

en cours (Hind2009) et d'autre part pour les années avant 2005, c'est à dire avant la période de comptage des publications retenue pour l'évaluation de la PES<sup>7</sup>. Sous les deux critères de mesure, le *h* index manifeste une variance aussi élevée que notre indice de production scientifique avec pour 2009, une valeur extrême de 33 et une moyenne autour de 4,76.

Le contenu des CV des candidats a apporté des informations complémentaires sur leur activité scientifique comme sur leur cursus de formation antérieur (lieu de réalisation du doctorat et éventuellement durée de réalisation de la thèse, expérience post-doc etc.). C'est notamment à partir des CV que les critères comme le rayonnement ou les responsabilités scientifiques collectives peuvent être mesurés. Malheureusement pour la campagne PES 2009 les CV ne respectaient pas un formatage type, désormais imposé depuis la campagne PES 2010. L'un des inconvénients majeurs fut de ne pas pouvoir exploiter certaines informations car pas toujours renseignées par les candidats (ce fut le cas du lieu de réalisation de la thèse et de sa durée par exemple).

Le tableau 3 présente enfin les évaluations effectuées par la commission nationale sur les candidatures. Les quatre critères d'évaluation ont conduit à un avis global qui se répartit entre 20,94 % d'avis très favorable, 32,4% d'avis favorable et 46,6 % d'avis défavorables. Il est à noter que sur les 40 candidats ayant obtenu un avis très favorable, 82,5 % relèvent du corps des professeurs ou assimilés contre 17,5 % pour le corps des maîtres de conférences. 11 des 40 candidats ayant reçus un avis très favorable étaient également titulaire d'une PEDR arrivée à son échéance. L'attribution de la PES s'est donc avérée plus sélective que ne l'était l'attribution de la PEDR si l'on note que sur les 43 des 191 candidats qui en étaient jusqu'alors titulaires, 11 seulement ont obtenu un avis très favorable (A) et 14 un avis favorable (B).

Les informations adressées par les établissements à la DGESIP concernant leurs décisions finales d'attribution de la PES (72 attribuées) permettent d'enregistrer que globalement, l'avis de l'instance nationale a été très fortement suivi. La totalité des avis très favorables (A) et 46,7 % des avis favorables (B) se sont vu affecter une PES par les établissements. Seules trois candidatures qui avaient reçues un avis défavorable de la commission nationale se sont vues attribuer la PES par leur établissement, soit 3,3 % seulement des candidatures évaluées C par l'instance nationale. Globalement l'avis formulé en première instance par la commission nationale est donc assez proche des décisions prises par l'établissement. On note également que plus de 38 % des candidats ont obtenu une évaluation très favorable au critère de publication de l'instance nationale. Au total si l'on ajoute les candidats ayant obtenu B sur ce critère, c'est près de 72% des candidatures qui ont obtenu un score satisfaisant au titre de la production scientifique.

---

<sup>7</sup> Le calcul a été effectué à partir du logiciel « Publish or Perish » de Harzing qui se base sur les informations de Google Scholar

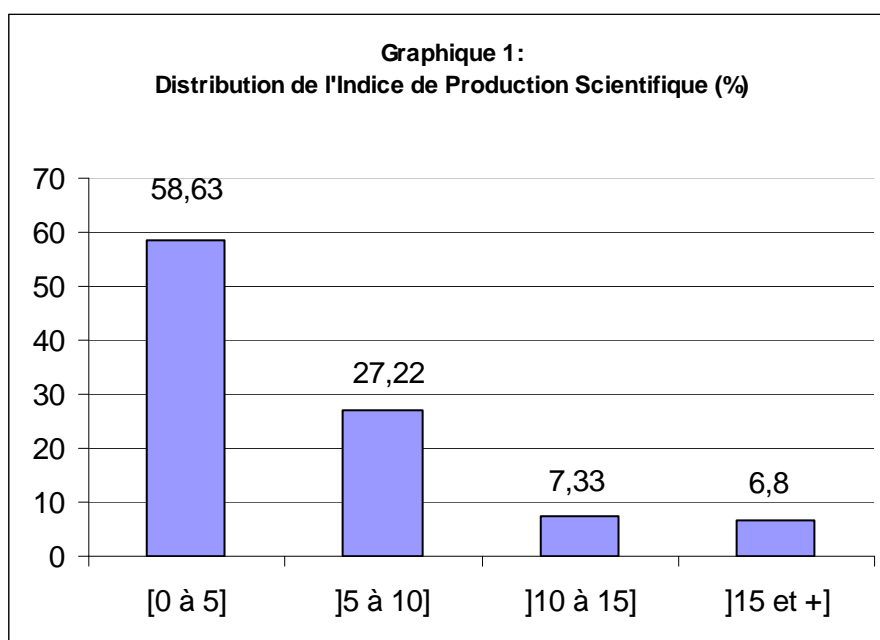
Les résultats obtenus sur les deux autres critères d'évaluation que sont le rayonnement et les responsabilités scientifiques manifestent des scores « très favorables » moins élevés.

Enfin, il s'avère que les décisions d'attributions de la PES par les établissements couvrent exactement 95,8 % des candidats qui avaient obtenus un avis très favorable (A) ou au moins favorable (B) sur le seul critère de publication. Le critère de publication ayant joué un rôle prégnant dans l'évaluation de la commission nationale et l'attribution de la PES, nous étudions désormais dans la section suivante, les déterminants de la production scientifique des candidats à la PES.

### 3 - Les déterminants de la production scientifique :

#### 31 – Existe-t-il un effet Saint Matthieu ?

L'analyse statistique de l'indice de production scientifique que nous avons construit, sur la base des publications déclarées sur la période 2005 à 2009, permet de renouer avec un fait stylisé assez robuste et bien connu dans la littérature depuis les travaux précurseurs de Lotka (1926). En effet comme en témoigne le graphique 1, la production scientifique réalisée dans la période est très inégalement distribuée entre les enseignants-chercheurs candidats à la PES de 2009.



Près de 59 % de la population enregistre un score de publication inférieur à 5 alors que seulement 6,8 % de la population manifeste des scores supérieurs à 15. Un petit nombre d'enseignants-chercheurs publient beaucoup alors qu'un grand nombre publie peu. Lotka (1926) a approximé cette relation à partir d'une distribution de type hyperbolique<sup>8</sup>. Deux interprétations

<sup>8</sup> 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.

sont régulièrement avancées par la littérature pour répondre à cette relation qui s'est avérée assez robuste quelles que soient les périodes d'observation et les champs disciplinaires d'application.

La première consiste à supposer l'existence d'une distribution inégale des talents entre les individus dont les origines, en dehors des aptitudes initiales inobservables, peuvent être recherchées dans les conditions de leur formation initiale (lieu de réalisation de la thèse, qualité de l'encadrement doctoral et de son environnement,...). La deuxième interprétation, particulièrement soutenue dans l'article de Carayrol (2006), met l'accent sur un traitement inégalitaire des chercheurs au cours de leur carrière par leur environnement scientifique. Par une sorte de mécanisme de croissance inégalitaire « endogène », 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 dans la suite de leur carrière leur promotion pour l'accès aux grades les plus élevés (effet de *fast track*). Cet effet cumulatif au cours de la carrière engendrerait donc pour les uns (en faible nombre) un cercle vertueux, mais pour les autres (plus nombreux) un cercle vicieux de la production scientifique. Cette inégalité dans les conditions de concurrence dynamique pour les promotions ou l'accès à des primes au cours de la carrière, a également été qualifié depuis les travaux précurseurs de Lotka, d'effet Saint Matthieu<sup>9</sup> (Merton 1968, Carayol 2006).

Bien que la dissociation des effets d'aptitude et de l'effet Saint Matthieu soit particulièrement difficile à contrôler lors des estimations économétriques, cette interprétation peut être mise en relation avec la constatation régulière dans les travaux empiriques d'une sorte de cycle de vie de la production scientifique au cours de la carrière. L'effort de production scientifique serait ainsi plus élevé en début de carrière qu'il ne l'est une fois atteint le niveau de promotion désiré. Rauber et Ursprung (2007) mettent clairement en évidence cet effet de cycle de vie de la production scientifique concernant les publications des chercheurs et enseignants-chercheurs économistes allemands. Leur base de donnée couvre 699 économistes ayant obtenu leur doctorat entre 1963 et 1998 et qui étaient en activité 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. Les résultats économétriques obtenus sur l'ensemble de l'échantillon font clairement apparaître un pic dans la production scientifique après huit années d'expérience professionnelle, soit au voisinage de la titularisation comme *full professor*. Toutefois, les résultats montrent également qu'à l'issue de ce seuil, on n'observe pas une décroissance régulière de l'activité de publication. Si une légère baisse voire une certaine stabilité de la production scientifique est observée en milieu de carrière,

---

<sup>9</sup> Dans l'évangile selon St Matthieu on peut en effet lire « *Celui qui a, on lui donnera un surplus, mais celui qui n'a pas, même ce qu'il a lui sera enlevé* » !

elle est en revanche suivie d'une remontée de l'activité de publication en fin de carrière. Enfin, les effets de cohortes montrent clairement que les générations les plus jeunes sont également les plus productives. Les résultats des estimations économétriques par quantiles réalisées par cohorte, montrent 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. Les auteurs soulignent que l'ouverture à la concurrence internationale et la formation suivie par certains enseignants-chercheurs outre atlantique a sans nul doute influencé positivement la productivité des nouvelles générations de doctorants devenus enseignants-chercheurs dans leur activité de publication en début de carrière.

Dans une étude récente mobilisant les données de panels (2004 – 2005) d'enseignants chercheurs français et italiens en Physique, Lissoni, Mairesse, Montobbio et Pezzoni (2009) 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.

Nos données comme celle de l'étude de Rauber et Usprung (2007) offrent une photo à l'instant  $t$  d'une superposition de générations différentes dans leur grade et leur ancienneté. La taille de notre échantillon et son caractère incomplètement renseigné sur la date d'obtention de la thèse de doctorat des candidats à la PES ne nous permet pas d'appliquer une méthode identique pour tester l'hypothèse du cycle de vie de la production scientifique. Pour poursuivre toutefois dans cette réflexion, il est intéressant d'étudier les contributions des enseignants-chercheurs candidats à la PES à la production scientifique par âge moyen et par niveau de carrière et d'ancienneté dans le grade. Le résultat statistique est présenté dans le tableau 6.

**Tableau 6 : Indice de production scientifique et position dans le cycle de vie**

Niveau d'IPS	Age moyen	Ancienneté dans le grade actuel	Expérience accumulée avant l'entrée dans le grade actuel	Effectif total	% de MCCN dans l'effectif total	% de MCHC dans l'effectif total	% de PR2C dans le total des PR	% de PRIC dans le total des PR
[0 à 5]	47	2,3	12,4	113	36,6	9,8	51,6	36,6
] 5 à 10]	41,7	1,8	9,0	51	53,8	1,9	39,1	47,8
] 10 à 15]	39,4	1,2	8,1	14	50,0	14,2	80,0	20,0
] 15 et +]	44,8	3,7	13,5	13	7,7	7,7	36,3	27,7

Les seuils de promotion dans le grade supérieur étant la classe normale pour les maîtres de conférence (pour l'accès à la hors classe ou le passage au grade de professeur) et la deuxième classe puis la première classe pour les professeurs (pour l'accès successif à la première classe puis la classe exceptionnelle), nous avons mis en relation les poids respectifs de ces différentes catégories d'enseignants-chercheurs avec le niveau de production scientifique. La lecture du tableau 6 ne semble pas incompatible avec l'existence d'un cycle de vie de la production

scientifique voire d'un effet Saint Matthieu. En effet, pour les classes d'IPS allant de 5 à 15, la production scientifique est essentiellement assurée par les enseignants chercheurs les plus jeunes de l'échantillon dont l'âge moyen varie entre 39 et 42 ans et pour plus de 55 % d'entre eux appartenant au corps des maîtres de conférences (respectivement 55,7% puis 64,2 % des effectifs de chacune des classes d'IPS) ou pour les professeurs, relevant plutôt de la 2<sup>ème</sup> classe (80 % de la population dans cette strate) notamment pour les valeurs de l'IPS comprises entre 10 et 15. L'effort de production scientifique semble donc plus élevé en début de carrière en vue de l'accès au corps des professeurs pour les maîtres de conférences de classe normale et de l'accès à la première classe pour les professeurs de deuxième classe. Concernant les professeurs, ils constituent l'essentiel (84,6 %) de la classe des plus publiant (IPS de 15 et plus) avec un âge moyen d'environ 45 ans et ont pour une large part atteint le niveau de la première ou de la classe exceptionnelle (près de 54 % de la classe). La représentativité des maîtres de conférences est donc majoritaire dans les niveaux de production scientifique intermédiaire entre 5 et 15, mais n'est quasiment plus représentative dans le niveau de publication supérieur à 15. En transposant sans grand risque ce résultat « statique » à un scénario plus dynamique, on pourrait raisonnablement suggérer que les plus productifs dans le corps des maîtres de conférences accèdent généralement rapidement au corps des professeurs de deuxième classe. On note également que si 80 % des professeurs qui manifestent un niveau de publication compris entre 10 et 15 ont atteint la 2<sup>ème</sup> classe, leur représentativité n'est plus que de 36,3% dans la classe de production scientifique la plus élevée. Ici encore en poursuivant le scénario précédent, il semblerait qu'une grande majorité des professeurs de 2<sup>ème</sup> classe publiant, accèdent rapidement à la première puis à la classe exceptionnelle par un effet de *fast track*. On note enfin que la classe des moins publiant (56,5%), correspond tout grade confondu à des générations plus anciennes (près de 47 ans en moyenne), ayant accumulé en moyenne plus de 12 ans d'expérience professionnelle dans l'enseignement supérieur avant d'accéder à leur grade actuel. Parmi les professeurs représentatifs de cette classe de publication, 36,6 % d'entre eux ont accédé à la première classe.

Il faut bien entendu se montrer prudent dans cette simple analyse statistique compte tenu de la taille limitée des sous-échantillons et des nombreux facteurs qui peuvent expliquer au fil de la carrière l'évolution de la production scientifique. Notamment, cette différence des taux de publication entre les enseignants chercheurs selon leur grade et selon le cycle de vie doit être également reliée à l'évolution du poids des autres activités comme les responsabilités scientifiques ou administratives et le degré d'implication dans l'encadrement doctoral au fil de la carrière. La possibilité qui est donnée par notre base de données de contrôler les autres activités (pédagogiques, scientifiques et administratives) des enseignants-chercheurs offre une opportunité de mieux tester cet éventuel effet cycle de vie de la production scientifique dans le cadre de l'accès à la PES.

### 32 – Quels facteurs explicatifs de la production scientifique ?

Compte tenu des informations collectées et des facteurs régulièrement mis en avant par la littérature dans ce domaine, il est possible d'identifier trois groupes de variables ayant pu affecter le niveau de publication des enseignants-chercheurs candidats à la PES sur la période 2005 – 2009.

Le premier groupe de variable est relatif aux caractéristiques individuelles observables. On pense bien entendu à l'effet de l'âge ou de l'expérience accumulée depuis l'entrée dans la carrière universitaire (NEXP), variables permettant d'identifier en première analyse l'éventuel effet de cycle de vie de la production scientifique. En exploitant les 714 réponses à une enquête par messagerie électronique menée auprès des 4864 enseignants chercheurs en économie en poste dans les universités et collèges américains en 2003, Taylor, Fender et Burke (2006), montrent que chaque année supplémentaire d'expérience accumulée depuis l'obtention du doctorat réduit la productivité scientifique de 1,9% en moyenne. Dans leur étude sur la production scientifique de 359 économistes de la santé aux Etats – Unis, Morrissey et Cawley (2008) mettent pour leur part en évidence un effet quadratique de l'expérience professionnelle avec un extrémum atteint au voisinage de 24 années d'expérience professionnelle.

Un effet genre (GEN) est également régulièrement signalé par les travaux empiriques dans ce domaine pour montrer en quoi la participation plus intense des femmes à la production domestique du ménage et les interruptions d'activité à l'occasion des naissances, peuvent affecter l'intensité de leur production scientifique. Lissoni, Mairesse, Montobbio et Pezzoni (2009) confirment pour les physiciens français, l'impact négatif de l'effet genre sur la production individuelle avec une contribution marginale plus forte pour les professeurs (- 0,94) que pour les maîtres de conférences (- 0,40). A partir d'un échantillon d'enseignants-chercheurs économistes allemands, Rauber et Ursprung (2007) montrent que les femmes manifestent par rapport aux hommes, une plus faible production scientifique dans les huit premières années de leur carrière jusqu'à 38 ans. Ce n'est que vers 48 ans que leur production scientifique devient comparable à celle des hommes. Exploitant une enquête auprès des enseignants chercheurs en économie en poste dans les universités et collèges américains en 2003, Taylor, Fender et Burke (2006), soulignent également que toutes choses égales par ailleurs, les femmes manifestent une production scientifique de plus faible niveau que celui des hommes, de l'ordre de 41% en moyenne. En mobilisant les données de 11231 docteurs en sciences de l'ingénieur en poste dans les universités américaines, Stark (2004) précise que cet effet genre négatif sur les publications, est surtout perceptible chez celles dont les enfants sont en bas âges. La comparaison des résultats dans la même étude avec un échantillon concernant exclusivement les docteurs en sciences sociales, discipline où la part des femmes est plus représentative, ne permet toutefois pas de faire apparaître un effet genre statistiquement significatif. D'autres études ne manifestent également aucun effet de genre statistiquement significatif. Fox et Mohapatra (2007) exploitent les 685

réponses individuelles à l'enquête par messagerie électronique menée en 1994 auprès de 1215 facultés américaines couvrant les disciplines des sciences physiques, de la chimie, des sciences de la vie, de l'informatique et des sciences de l'ingénieur. L'introduction de l'effet genre s'avère non significatif parmi les facteurs explicatifs du nombre de publication dans les revues à comité de lecture réalisées lors des trois dernières années par les enseignants chercheurs ayant répondu à l'enquête. Tel est également le résultat obtenu par Morrissey et Cawley (2008) sur la production scientifique de 359 économistes de la santé aux Etats – Unis.

L'ancienneté dans le grade, évaluée globalement (ANCEGRA) ou discriminée par grade au sein de chaque rang (PRC1A, PRC2A, MCA) doit permettre de contrôler l'impact de la durée d'attente avant chaque promotion (changement de classe ou changement de corps) sur l'effort de production scientifique. C'est semble-t-il à ce niveau que l'effet désincitatif de long terme mis en évidence par l'effet Saint Matthieu pourrait être testé. La prise en compte de l'effet du *h* index mesuré avant 2005 (HI2005) complète le contrôle de cet effet. Il s'agit en effet d'identifier le biais dynamique par lequel les chercheurs les plus réputés (les plus cités), continuent de manifester le niveau de publication le plus élevé, éventuellement grâce à un environnement scientifique plus favorable.

Un deuxième groupe de variables doit permettre de contrôler la qualité de l'environnement scientifique dans lequel les candidats à la PES ont évolué dans la période d'observation. L'université dans laquelle exerce le candidat, l'université d'origine où a été réalisé le doctorat (lorsqu'elle est renseignée) mais également le type de laboratoire de rattachement (UMR, EA, JE) constituent des indicateurs a priori pertinents à ce niveau. L'appartenance à une équipe de recherche reconnue devrait engendrer des conditions plus favorables à la dynamique de publication par une concentration des moyens, une plus grande facilité d'accès aux inputs de la recherche (financement de participation à colloques, synergie par publications collectives et participation à des contrats de recherche etc....) et une meilleure intégration dans les réseaux de recherche internationaux.

La prise en compte d'une variable de mobilité en cours de carrière (MOBI) a également permis d'étudier l'effet du changement d'environnement scientifique, que celui-ci relève d'une promotion à l'issue d'un changement de corps ou d'une décision volontaire sans changement de corps. L'effet attendu sur la production scientifique peut être discuté comme bien entendu la causalité. Le marché des mutations pour les maîtres de conférences étant faiblement actif et notre échantillon étant majoritairement composé de professeurs, la mobilité identifiée dans notre échantillon couvre effectivement pour plus de 76%, le cas des professeurs avec une représentativité décroissante lorsque l'on examine les grades de plus en plus élevés au sein de ce corps. Par ailleurs, les mobilités qui sont captées dans nos données prennent pour l'essentiel deux formes. Il peut s'agir d'une transition à l'issue d'un concours pour l'accès au corps des

professeurs d'université, mais la mobilité peut également concerner une décision en cours de carrière en vue d'intégrer un environnement plus favorable au développement de sa thématique de recherche (cas des mutations). On doit bien entendu intégrer dans ce dernier cas, certaines décisions de retour vers l'université d'origine après avoir respecté la règle des trois années universitaires de présence dans l'établissement d'affectation (sauf accord spécifique de l'établissement avant cette échéance). Alors que le deuxième cas de figure doit a priori exercer un effet favorable à la production scientifique car il témoigne d'un « appariement souhaité » par les deux parties, l'effet attendu sur la production scientifique du premier cas qui concerne en fait les nouveaux entrants dans le grade de professeur, peut être discuté. Le sens attendu de la relation dépend ici encore de l'expérimentation progressive qui pourra s'instaurer entre le nouvel entrant et son université d'affectation. Celle – ci couvre plusieurs dimensions comme, l'adéquation des structures de recherche en place avec ses propres orientations de recherche, la qualité du service d'enseignement proposé, les opportunités d'encadrement doctoral et de coopération scientifique, la qualité du climat social dans la composante d'affectation et le nouveau laboratoire d'accueil...Enfin, bien d'autres facteurs en dehors du contexte professionnel peuvent entrer en compte comme notamment les contraintes familiales. Le problème de la causalité peut rapidement être évacué de notre analyse. On pourrait en effet suspecter que les plus publiant, ayant de plus forte chances d'être promus, devraient être en moyenne plus rapidement promus et donc plus mobiles que les non-publiant, de sorte qu'une causalité inverse allant de la production scientifique vers la mobilité pourrait être défendue. Compte tenu du cadrage temporel dans lequel nous étudions cette relation, ce problème de causalité inverse peut être rejeté. En effet nous étudions bien l'impact d'une mobilité enregistrée avant le dépôt du dossier de candidature à la PES dans l'établissement d'affectation sur la production scientifique observée de 2005 à 2009. La causalité testée est donc bien celle allant de l'effet d'un changement d'environnement scientifique sur la production scientifique.

Nous avons également retenu le nombre moyen de co-auteurs mobilisés dans les publications dans la période (COAT) comme proxy du degré de coopération scientifique dont a pu bénéficier chaque candidat à la PES et de la densité de son réseau de recherche. Sur les données des enseignants - chercheurs en physique, Lissoni, Mairesse, Montobbio et Pezzoni (2009), estiment des équations de production scientifique (en quantité et en qualité) qui 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 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, Fender et Burke (2006), estiment à 22,5% l'amélioration de la production scientifique annuelle apportée en moyenne sur la période par chaque co-auteur supplémentaire. Rauber et Ursprung (2007) 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.

Nous avons également souhaité évaluer l'effet qu'a pu exercer 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 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*<sup>10</sup>. Rauber et Ursprung (2007) obtiennent dans leurs résultats économétriques des effets systématiquement positifs et statistiquement significatifs pour les champs de recherche de la microéconomie, de la macroéconomie, de l'économie publique et de l'économétrie.

Enfin un troisième groupe de variables doit permettre de contrôler l'impact de l'activité consacrée aux autres tâches de leur métier par les candidats. Des variables ont été construites pour mesurer l'intensité de la charge pédagogique, soit en terme de nombre d'heures moyen par niveau d'étude dans le service statutaire lors des deux dernières années universitaires (NHEML, NHEMM, NHEMD), soit en terme d'heures complémentaires effectuées (NMHC) ou à l'opposé de décharges de service (NMHDS). Les responsabilités en matière de formation ou d'administration ont également été mesurées par les informations délivrées sur la perception de primes de responsabilités pédagogiques (PRP) ou de primes de charges administratives (PCA). A priori l'effet attendu d'une plus forte implication dans les activités d'enseignement tendrait à conclure à une réduction de la production scientifique.

<sup>10</sup> Compte tenu de la taille réduite de notre échantillon, nous nous sommes limités au niveau le plus agrégé de la nomenclature du JEL en retenant les thématiques suivantes (les effectifs N figurent entre parenthèses):

JEL 1 : Ecoles de pensée économique et méthodologie + Histoire économique (N= 17)

JEL 2 : Méthodes mathématiques et quantitatives (N = 28)

JEL 3 : Microéconomie (N = 11)

JEL 4 : Macroéconomie et Economie Monétaire (N = 28)

JEL 5 : Economie Internationale (N = 14)

JEL 6 : Economie Financière (N = 11)

JEL 7 : Economie Publique + l'économie et le juridique (N=12)

JEL 8 : Santé, Education et Bien Etre + Economie du travail et démographie (N = 21)

JEL 10 : Organisation industrielle (N = 23)

JEL 12 : Economie du développement, changement technologique et croissance (N = 12)

JEL 13 : Economie urbaine, rurale et régionale (N = 8)

JEL 15 : Economie de l'agriculture et des ressources naturelles (N = 6)

L'approche originale menée par Becker et Kennedy (2005) tente toutefois de démontrer à partir de phénomènes factuels, pour certains d'entre eux bien connus des spécialistes d'histoire de l'analyse économique, le résultat inverse selon lequel l'activité d'enseignement pourrait stimuler la recherche. Ces auteurs ont procédé à une enquête qualitative auprès de 150 professeurs économistes parmi les plus productifs en matière de recherche dont un certain nombre de Prix Nobel. Les résultats de leur enquête montrent que sur les 65 réponses reçues, cinquante pour cent d'entre elles ont donné des exemples concrets d'expériences personnelles dans lesquelles l'enseignement auprès des étudiants a stimulé la publication d'un article scientifique fondamental pour la discipline, voire l'émergence d'une thématique de recherche novatrice. Si du point de vue de la méthode de réfutation, l'approche menée par les auteurs est sans doute contestable<sup>11</sup>, elle présente le mérite de dévoiler quelques exemples alimentant la thèse soutenue d'un impact positif de l'enseignement sur la production scientifique. W. Baumol aurait ainsi perçu le besoin d'une reformulation de la théorie de la réglementation lors d'un cours portant sur l'extension du monopole naturel au cadre multi-produit. Vernon Smith aurait découvert son champ de recherche lors d'une expérience menée en classe sur le modèle de concurrence par un certain Edward Chamberlin, lequel à travers ces expérimentations en cours aurait produit son article de 1948 dans le *Journal of Political Economy* !

Au delà de l'introspection personnelle à laquelle pourra se livrer tout enseignant chercheur lisant ces lignes, les résultats économétriques obtenus à partir d'échantillon moins biaisés, tant du point de vue des enseignants chercheurs que des étudiants concernés, n'apportent malheureusement pas de confirmation de cette thèse. Taylor, Fender et Burke (2006) concluent ainsi à un effet négatif statistiquement significatif du volume d'heures enseignées sur la production scientifique des enseignants chercheurs américains en économie. L'impact de cet effet s'avère fortement discriminant selon le niveau auquel l'enseignement est dispensé. Les auteurs montrent ainsi que trois heures supplémentaires d'enseignement au niveau de la licence (bachelor degree) réduit la productivité dans la publication de près de 18,5 % contre seulement 9,8% lorsque ce même volume d'enseignement est assuré au niveau du doctorat. Morrissey et Cawley (2008) ne trouvent en revanche aucun effet statistiquement significatif du volume d'heure enseigné lors des 24 derniers mois au niveau licence ou master, sur la production scientifique de leur échantillon d'économistes de la santé américains.

L'évaluation du rayonnement (RAY) effectué par l'instance nationale pourrait également être introduite dans ce groupe de variables puisqu'elle tient compte notamment des fonctions exercées soit au niveau national dans les instances d'évaluation (CNU, Comité National du CNRS, AERES) soit au niveau local dans les conseils d'établissement. Toutefois la prise en

---

<sup>11</sup> Une critique fut d'ailleurs rapidement publiée par Siegfried (2006) dans le *Southern Economic Journal* pour contester la méthode et sa fragilité au problème de sélection !

compte dans ce même critère des invitations dans des universités étrangères, l'amène également à couvrir le champ de l'environnement de la recherche et de la qualité de l'insertion dans les réseaux internationaux. Les responsabilités scientifiques peuvent être mieux synthétisées par la note attribuée pour ce critère par l'instance nationale (RSC). Morrissey et Cawley (2008) obtiennent un effet positif statistiquement significatif des charges administratives sur la production scientifique en évaluant l'élasticité à un supplément de publication de près de 47% au cours de la carrière. Ce résultat global est toutefois conditionné par le champ thématique très spécifique dans lequel s'inscrit leur étude tant il recouvre deux réalités très différentes. En procédant à des estimations économétriques complémentaires, Morrissey et Cawley (2008) montrent ainsi que la relation positive obtenue n'est significative qu'en ce qui concerne les publications réalisées dans les revues répertoriées en médecine. L'effet n'est plus significatif lorsqu'il concerne les publications dans des revues généralistes en économie ou des revues spécialisées en économie de la santé. Les auteurs reconnaissent également que leur résultat doit être interprété avec prudence car une large part des individus ayant été codifiés comme exerçant des responsabilités administratives étaient directeurs d'un laboratoire de recherche.

Enfin la charge d'encadrement doctoral a pu être évaluée d'une part à travers le nombre de thèses en cours (NTHC) et le nombre de thèses soutenues sous la direction (ou co-direction) du candidat dans la période (NTS). Bien qu'à ce niveau encore la causalité puisse être mise en cause, l'encadrement doctoral peut également être un puissant stimulant à la publication. Taylor, Fender et Burke (2006) montrent dans leur étude qu'un enseignant chercheur en poste dans un établissement délivrant le grade de docteur, améliore la production scientifique de plus de 47% en moyenne par rapport à leurs pairs qui exercent dans des établissements n'offrant pas de programme doctoral. On peut toutefois s'attendre à ce qu'un excès d'encadrement doctoral puisse au contraire devenir nuisible à la production scientifique.

Sur la base de ces trois groupes de variables, nous avons effectué des estimations économétriques en retenant comme indicateur de production scientifique de manière alternative soit la notation qualitative effectuée par l'instance nationale (PUB), soit l'indice de production scientifique (IPS) dont nous avons précisé la construction précédemment. Les outils de l'économétrie des variables censurées ont été retenus en utilisant dans le premier cas un modèle Probit ordonné et dans l'autre cas un modèle Tobit. Les résultats les plus significatifs obtenus sous ces deux spécifications sont consignés dans le tableau 7 dans lequel les colonnes 1 à 3 présentent plusieurs estimations sous l'hypothèse Probit ordonné, la colonne 4 concernant les résultats des estimations économétriques du modèle Tobit. Toutes les estimations ont été réalisées en utilisant la méthode de la correction de White (1978). Cette procédure d'estimation permet d'obtenir des  $t$  tests non biaisés sur les variables exogènes du modèle en présence d'un éventuel biais d'hétéroscédasticité.

Plusieurs variables se sont avérées non statistiquement significatives, et ce quelles que soient les spécifications économétriques retenues. Il en est ainsi du type de laboratoire de rattachement (UMR, EA, JE), du nombre de thèses soutenues (NTS), du nombre d'heures d'enseignements assurés dans chaque niveau de formation comme du volume d'heures complémentaires réalisées ou de décharges de service obtenues. De même, l'introduction de constantes spécifiques identifiant les différents établissements de rattachement des candidats ne s'est jamais avérée significative. Enfin, aucun effet de genre ne semble caractériser la production scientifique des candidats à la PES 2009 comme en témoigne son effet non significatif quelle que soit la spécification retenue. L'effet des engagements en matière d'enseignement ayant pu être capté par la variable PRP, c'est sans doute le résultat relatif au type de laboratoire de rattachement qui reste au final assez inattendu. Les efforts manifestés en France par les instances d'évaluations pour favoriser la concentration des moyens autour d'un faible nombre de laboratoires atteignant ainsi une certaine taille critique au niveau international, devait conduire à observer 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 plus de 56% de l'effectif relève d'une telle structure de recherche.

Bien qu'il faille se montrer prudent dans l'interprétation des résultats obtenus dans le tableau 7 compte tenu de la taille de l'échantillon, ces derniers manifestent toutefois les effets attendus du point de vue des trois groupes de variables précédemment définies. On note par ailleurs une certaine convergence des résultats obtenus sous les deux spécifications économétriques estimées.

On s'intéresse dans un premier temps aux résultats des estimations économétriques du Probit ordonné. L'effet négatif statistiquement significatif de la variable PCA contrôlant l'implication des candidats à la PES dans les responsabilités administratives au sein de leur établissement comme celui de la variable PRP concernant les responsabilités pédagogiques témoignent de l'impact défavorable du temps consacré à ces activités sur le niveau de publication. En revanche le fait d'avoir des responsabilités scientifiques au sein de l'établissement d'affectation agit favorablement sur la production scientifique. Le contact étroit avec le niveau D (directeurs de laboratoire, d'ED...) comme avec les réseaux de recherche nationaux et internationaux (organisation de colloques, responsable de programmes de recherche et participations à des contrats de recherche) semble assurer un effet stimulant et générer des sources d'externalités pour la publication.

Le nombre de thèse en cours (NTHC) manifeste un effet négatif et statistiquement significatif sur la production scientifique. On déduit de ce résultat que l'éventuel effet stimulant sur la production scientifique de co-publication entre directeur de thèse et doctorant est largement compensé par l'effet négatif d'un excès d'encadrement doctoral. Nous avons essayé de raffiner ce

résultat en stratifiant la variable NTHC en trois niveaux (0 – 5 ; 6 – 8 ; 8 et +) pour essayer de détecter un éventuel effet de seuil. Aucune des estimations économétriques réalisées sous cette spécification ne s'est avérée plus significative que celle retenant la variable continue NTHC. Le calcul de l'effet marginal de cette variable montre que toute augmentation d'un point du nombre de thèses en cours réduit de 6% la probabilité d'obtenir une bonne évaluation du critère de publication pour chaque doctorant supplémentaire.

Les publications en co - signatures sont également favorables à la production scientifique et nos résultats statistiquement significatifs de la variable COAT semblent renouer avec ceux de Taylor, Fender et Burke (2006) sur données américaines, de Rauber et Ursprung (2007) concernant les enseignants chercheurs économistes allemands et Lee et Bozeman (2005) sur les chercheurs en sciences exactes et sciences de l'ingénieur aux Etats - Unis.

Pour tenir compte du risque de biais d'endogénéité de cette variable mis en évidence par Lee et Bozeman (2005), nous avons eu recours de manière systématique à la procédure de test suggérée par Nakamura et Nakamura (1981)<sup>12</sup>. Pour toutes les estimations économétriques, les résultats obtenus permettent de rejeter l'hypothèse d'endogénéité de cette variable au seuil de 1%. Le calcul de l'effet marginal de la variable COAT à partir des résultats obtenus dans la colonne 1 du tableau 7, montre que chaque co-auteur supplémentaire améliore de 7,5% en moyenne la probabilité d'obtenir le meilleur score au titre du critère de publication.

La prise en compte de la notoriété des candidats à partir de leur *h* index, mesuré dans la période antérieure à celle concernant l'évaluation de leur dossier pour la PES (variable HI2005), manifeste un effet positif et statistiquement significatif. Ici encore l'effet marginal de cette variable, calculé à partir des estimations de la colonne 1, montre que toute amélioration d'un point du facteur d'impact des publications augmente de 3,4% en moyenne la probabilité d'obtenir la plus forte évaluation au critère de publication. Rappelons qu'il s'agit d'essayer de capter à ce niveau la loi de Lotka selon laquelle les publications sont concentrées autour d'un faible nombre de chercheurs ou plus généralement l'existence d'un processus d'avantage cumulatif dans la production scientifique tel qu'il est défini par l'effet Saint Matthieu. Les candidats dotés du plus fort facteur d'impact pour leurs publications avant 2005 ont donc une probabilité plus forte d'appartenir à ceux qui témoignent encore, après cette date, du plus haut niveau de publication.

---

<sup>12</sup> Par référence à cette procédure de test, la variable COAT a été régressée sur un ensemble d'instruments. Dans une deuxième étape, les résidus d'estimation (RCOAT) ont été introduits dans chacune des spécifications Probit ordonné et Tobit estimées. L'hypothèse d'exogénéité de COAT est statistiquement acceptée si le t test des résidus n'est pas significatif au seuil de 5%. Cette hypothèse n'est pas réfutée comme en témoigne les valeurs non significatives du t de Student de la variable RCOAT présentées dans le tableau 7.

**Tableau 7 : Les résultats des estimations économétriques**

Variable expliquée : PUB	Estimations probit ordonné			Estimation Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
GENR	- 0,261 (-1,28) ns			- 0,039 (- 0,63) ns
EXP	- 0,0589 (- 4,29)***	- 0,066 (- 4,59)***		
EXPaPRO			- 0,144 (-4,78)***	- 0,041 (-5,36)***
PRCE*EXPaPRO			0,082 (2,23)**	0,028 (3,04)***
PRC1*EXPaPRO			0,085 (2,76)***	0,025 (2,93)***
PRC2*EXPaPRO			0,130 (3,70)***	0,031 (3,27)***
ANCGRA	0,0846 (1,63) ns	0,228 (2,50)**	0,461 (3,49)***	0,075 (2,36)**
PRCE*ANCGRA		- 0,049 (-0,42)ns	- 0,344 (-2,21)**	-0,039 (- 1,10) ns
PRC1*ANCGRA		-0,0166 (-1,60) ns	- 0,465 (-3,10)***	- 0,072 (- 1,85)*
PRC2*ANCGRA		- 0,221 (-2,19)**	- 0,661 (-4,35)***	- 0,113 (- 3,19)***
MOBI	0,433 (2,14)*	0,682 (2,84)***	0,625 (2,52)**	0,088 (1,10) ns
RSC	0,614 (4,37)***	0,630 (4,47)***	0,594 (4,07)***	0,166 (3,77)***
PRP	- 0,661 (-2,16)**	- 0,718 (-2,57)*	-0,806 (- 2,67)***	- 0,142 (- 1,32) ns
PCA	- 0,938 (-3,22)***	- 0,980 (-3,32)***	-1,054 (- 3,91)***	- 0,205 (- 1,87)*
NTHC	- 0,166 (-3,10)***	- 0,144 (-2,74)***	- 0,149 (- 2,71)***	- 0,030 (- 1,92)*
COAT	0,200 (1,73)*	0,215 (1,81)*	0,241 (2,04)**	0,094 (2,58)***
HI2005	0,0934 (3,20)***	0,094 (3,12)***	0,089 (2,92)***	0,012 (1,64)*
UMR	0,154 (0,86) ns			0,035 (0,60) ns
JEL2	0,759 (2,71)***	0,752 (2,49)**	0,757 (2,54)**	0,105 (1,32) ns
JEL6	0,899 (2,63)***	1,00 (2,94)***	0,931 (2,30)**	0,305 (2,41) **
JEL15	-0,901 (- 1,54) ns	-1,01 (-1,70)*	-1,235 (-1,93)*	- 0,326 (- 1,77)*
Constante				0,528 (4,65)***
% prédictions correctes	54,25	59,57	59,04	
Log de vraisemblance	-163,03	-161,29	- 155,13	-93,08
Ratio de vraisemblance (Chi2)	84,34	87,81	100,15	
Pseudo R2	0,205	0,214		0,322
Test d'exogénéité de COAT (variable RCOAT)	- 0,205 (- 0,737) ns	- 0,401 (-1,08) ns	- 0,391 (-0,932) ns	0,088 (0,365) ns
Nombre d'observations	188	188	188	188

(\*\*\*) significatif au seuil de 1% - (\*\*) significatif au seuil de 5% - (ns) : non significatif

Enfin 3 des variables dichotomiques contrôlant la thématique de recherche se sont avérées statistiquement significatives lors des différentes estimations économétriques menées. On enregistre ainsi un effet très favorable sur les publications, des domaines de recherche relevant des méthodes mathématiques et quantitatives (JEL 2) et de l'économie financière (JEL 6). En revanche les candidats spécialisés en économie de l'agriculture et des ressources naturelles manifestent, toutes choses égales par ailleurs par rapport à leurs pairs, des performances de publication plus faibles. Cette dernière variable n'est toutefois statistiquement significative qu'au seuil de 10% dans toutes nos estimations.

L'effet de complémentarité du domaine des méthodes mathématiques et quantitatives avec de nombreux domaines d'application de la science économique peut sans doute expliquer les économies de variétés que peuvent exploiter les spécialistes de ce domaine dans le cadre de publication en co-signature, que ce soit dans des revues généralistes ou plus appliquées. Le développement du recours aux outils de l'économétrie et de la théorie des jeux lors de la dernière décennie et l'élargissement de leurs applications aux différentes spécialités de la science économique constitue un exemple assez caricatural de l'avantage comparatif dont un spécialiste de l'un ou l'autre de ces outils peut disposer pour améliorer son score de publication. L'économie financière couvre un champ d'analyse particulièrement actif dans la discipline et présente la particularité de se situer au confluent des sciences économiques et des sciences de gestion (finance de marché / finance d'entreprise / finance comportementale). Cette particularité ouvre une plus forte variété de canaux de publication. Par ailleurs, la proximité de ce domaine d'intérêt avec l'actualité économique comme l'existence de réseaux de recherche nationaux et internationaux clairement identifiés, offrent des conditions particulièrement favorables à la production scientifique par rapport à d'autres domaines dont la thématique est plus étroite. On notera à ce niveau que les opportunités extérieures offertes par ce domaine de spécialisation (expertises, consultations, enseignement dans le secteur privé) et qui auraient pu affecter négativement le niveau de publication, ne semblent pas avoir exercé d'influence déterminante.

L'analyse du cycle de vie de la production scientifique a pu être réalisée en contrôlant les effets discriminants de l'expérience professionnelle accumulée depuis l'entrée dans l'enseignement supérieur, mais également l'ancienneté accumulée dans le grade occupé au moment de l'évaluation de la candidature. Les résultats obtenus dans la colonne 1 du tableau 7 renouent avec la plupart des résultats obtenus par la littérature. Globalement, tout grade confondu, l'expérience accumulée agit négativement sur le niveau de publication. Le calcul de l'effet marginal de cette variable montre que chaque année d'expérience supplémentaire réduit de 2,1% la probabilité d'obtenir un très bon score au critère de publication. L'influence de l'expérience accumulée en dehors de l'établissement d'affectation ayant été contrôlée par la variable de mobilité, nous avons étudié l'impact de l'ancienneté accumulée dans le grade. Les

résultats consignés dans la colonne (1) du tableau 7 montrent que globalement cette variable n'a pas d'impact significatif au seuil de 5% sur la production scientifique.

Les estimations économétriques complémentaires menées dans les colonnes 2 et 3 du tableau 7 ont toutefois permis de mieux identifier les effets spécifiques de l'ancienneté et de l'expérience dans le cycle de production scientifique. La décomposition de la variable contrôlant l'ancienneté dans le grade, pour chacune des classes au sein de la catégorie des professeurs, améliore le pouvoir prédictif du modèle et révèle des effets très discriminants de cette variable. Ce résultat explique le caractère non significatif de la variable ANCGRA lors de l'estimation du probit ordonné dans la colonne (1). En effet, selon les résultats présentés dans la colonne (2) du tableau 7, si globalement l'ancienneté dans le grade tend maintenant à améliorer de manière statistiquement significative les performances de publication avec un effet marginal de l'ordre de 8,25 % par année d'ancienneté, cet effet affecte en revanche négativement les performances de publications de ceux qui ont accédé au grade de professeur de deuxième classe comme en témoigne l'effet croisé statistiquement significatif obtenu pour ce grade. L'effet marginal mesuré à ce niveau est de l'ordre de - 8,0 %. L'effort de publication semblerait donc se réduire une fois avoir été promu professeur lorsque l'ancienneté dans la deuxième classe augmente. Par complémentarité ceci confirme en revanche que l'ancienneté dans le grade avant la promotion dans le corps des professeurs, c'est à dire accumulée en tant que maître de conférence et mesurée à travers l'effet désormais statistiquement significatif et positif de la variable ANCGRA, contribue favorablement à la publication. L'effort de publication semblerait donc plus élevé pour les générations entrées dans la carrière et qui accumulent une ancienneté dans leur premier grade, qu'il ne l'est pour ceux qui ont été promus dans le corps des professeurs d'université et accumulent une ancienneté dans la deuxième classe. Toutefois la variable d'ancienneté dans le grade n'étant pas statistiquement significative pour les professeurs de première classe (en compétition pour l'accès à la classe exceptionnelle), il semblerait que cet effet ne joue pas de manière aussi évidente pour les promotions au sein de ce grade.

Pour poursuivre dans cette intuition nous avons réalisé une dernière estimation économétrique du Probit ordonné présentée dans la colonne (3) du tableau 7. Il s'agit ici de séparer l'expérience accumulée avant la promotion (date d'entrée répertoriée dans le dossier) dans le grade actuel (EXPaPRO), de l'ancienneté accumulée dans le grade (ANCGRA). La même démarche qui consiste à retenir pour ces deux variables des effets croisés par classe dans le corps des professeurs d'université a été retenue.

Concernant les résultats obtenus sur l'ancienneté dans le grade, ils sont conformes à ceux révélés par les estimations économétriques présentés dans la colonne (2) du tableau. La variable ANCGRA, qui capte donc pour l'essentiel l'effet de l'ancienneté dans le grade des maîtres de conférences, reste favorable à la production scientifique avec un effet marginal de + 16,4 %. Mais

dans cette nouvelle spécification, ce sont désormais tous les effets croisés au titre des divers grades des professeurs d'université sans exception, qui affectent de manière significative et négative la production scientifique. L'impact de cet effet est toutefois décroissant lorsque l'on évolue vers les classes les plus élevées, la dégradation de la production scientifique étant d'autant moins forte que l'on accède plus rapidement aux classes successives au sein du corps des professeurs. En effet, le calcul des effets marginaux pour les niveaux d'ancienneté dans le grade et pour les trois classes de professeurs montre que toute année supplémentaire contribue, toutes choses égales par ailleurs, à une réduction de la production scientifique de -23,5 % pour les professeurs de 2<sup>ème</sup> classe, de -16,5% pour les professeurs de première classe et de -12,2 % pour les professeurs de classe exceptionnelle.

La variable contrôlant l'expérience accumulée avant la promotion dans le grade actuel (EXPaPRO), s'avère statistiquement significative et négative faisant à nouveau état de l'effet de cycle de vie de la production scientifique déjà mis en évidence. Toutefois les effets croisés de cette variable avec les indicatrices de grade des professeurs étant également contrôlés dans l'estimation, cet effet mesure essentiellement le rôle de l'expérience accumulée avant la promotion dans le grade par les maîtres de conférences. A l'opposé des effets croisés concernant l'ancienneté dans le grade actuel, l'expérience accumulée avant l'accès au grade de professeur affecte positivement et de manière statistiquement significative au seuil de 5% la production scientifique des professeurs, quelle que soit leur classe d'appartenance. Le calcul des effets marginaux pour chacune de ces variables permet d'évaluer respectivement à + 4,64 % pour les professeurs de 2<sup>ème</sup> classe, + 3,05 % pour les professeurs de première classe et 2,9 % pour les professeurs de classe exceptionnelle la contribution de chaque année d'expérience dans le rang immédiatement inférieur sur la probabilité d'avoir un avis très favorable au critère de publication. Ce résultat permet de noter que l'efficacité marginale de l'expérience professionnelle accumulée avant l'accès au corps des professeurs est plus élevée que celle qui conditionne les promotions successives à l'intérieur du corps des professeurs.

L'association des effets marginaux positifs de l'expérience accumulée avant l'entrée dans le grade et négatifs de l'ancienneté une fois promu dans le grade de professeur, fait donc apparaître des profils « publication – expérience / ancienneté » de moins en moins prononcés lorsque l'on se déplace vers les classes les plus élevées.

Ces résultats sont obtenus en contrôlant par ailleurs les éventuelles implications relevant des responsabilités collectives au niveau scientifique ou administratif que ce soit au niveau local ou national. Cette observation pourrait nourrir, en l'adaptant, l'une des propriétés d'équilibre du modèle de tournoi dynamique présenté par Carayol (2006) et simulant l'entrée puis la promotion dans la carrière universitaire. Dans ce modèle, le biais introduit par l'effet Saint Matthieu favorise, lors du concours à la promotion en deuxième étape du jeu, les vainqueurs du tournoi de

la première étape (l'entrée dans la carrière). A l'équilibre, la prise en compte de cet effet par les agents, engendre une augmentation des efforts de publication en première période (pour l'entrée dans la carrière), mais une réduction des efforts de production scientifique de seconde période (promotion). Globalement toutefois dans ce modèle, sur le plan de l'équilibre collectif, l'effet incitatif de court terme l'emporte sur l'effet dés incitatif de long terme de sorte que l'effet Saint Matthieu serait globalement efficient.

Toutes les autres variables de contrôle retenues dans cette dernière spécification du modèle Probit ordonné conservent le même pouvoir explicatif que celui qui a été obtenu dans les colonnes (1) et (2) du tableau 7.

Les résultats économétriques du modèle Tobit réalisées à partir de notre indice de production scientifique restituent pour l'essentiel les résultats les plus importants obtenus à partir du modèle Probit ordonné, et notamment ceux concernant l'effet du cycle de production scientifique. Les effets de la mobilité (MOBI), de la détention d'une prime de responsabilité pédagogique (PRP) ou l'effet spécifique JEL2 s'avèrent toutefois non significatif au seuil de 10% dans cette nouvelle spécification économétrique tout en présentant des signes conformes à ceux obtenus dans le modèle Probit ordonné.

#### **4 – Conclusion :**

L'étude qui vient d'être proposée s'inscrit dans une littérature bibliométrique de plus en plus dense s'interrogeant sur les facteurs explicatifs de la production scientifique des enseignants-chercheurs en Sciences Humaines et Sociales. L'exploitation des données issues de la première campagne de sélection des candidatures à la Prime d'Excellence Scientifique dans le domaine des Sciences Economiques réalisée dans cet article est originale à plusieurs niveaux.

Elle contribue à l'analyse d'un domaine des SHS jusqu'ici relativement peu étudié par la littérature. La richesse des informations permet de contrôler lors de l'analyse des facteurs explicatifs de la production scientifique, les différentes activités associées à la profession d'enseignant-chercheur comme les contraintes d'environnement de la recherche, ce qui a été rarement fait dans les études menées au niveau français. A ce titre les inputs de la production scientifique sont reliés avec un output mesuré dans une fenêtre d'observation identique pour tous les candidats à la PES. Deux critères de mesure de la production scientifique ont été construits dans cette optique. Le premier critère, d'ordre qualitatif, se base sur l'appréciation formulée par la commission nationale sur le critère de publication. Le deuxième relève de la construction d'un indice de production scientifique. Dans les deux cas la référence retenue est celle des seules publications répertoriées dans le classement du CNRS. Trois groupes de variables ont été retenus pour contrôler les facteurs explicatifs de la production scientifiques selon qu'elles concernent les

caractéristiques individuelles, la qualité de l'environnement de la recherche ou l'allocation du temps dans d'autres activités que la publication.

Les résultats qui ressortent des estimations économétriques à partir des modèles Probit ordonné (mesure qualitative) et Tobit (mesure quantitative avec censure) sont assez convergents. Ils confirment l'existence d'un cycle de vie de la production scientifique qui n'est pas sans lien avec l'effet Saint Matthieu. L'effort de production scientifique est concentré autour d'un faible nombre d'enseignants chercheurs déjà caractérisés par un facteur d'impact de leurs publications élevé à la période de leur candidature. Cet effort se révèle particulièrement intense en début de carrière afin d'accéder au grade de professeur et tend globalement à s'éroder au fur et à mesure que l'expérience augmente. Les résultats très discriminants obtenus en décomposant l'ancienneté dans le grade et l'expérience accumulée avant la promotion renforcent le caractère significatif de cet effet cycle de vie en identifiant des profils « publication – expérience / ancienneté » de moins en moins prononcé lorsque l'on se déplace vers les grades les plus élevés au sein des professeurs.

On peut s'interroger à ce niveau sur les efforts du système de recrutement des professeurs qui, pour contrôler la sélection contraire lors de l'entrée (concours national sélectif pour l'accès au corps des professeurs, renforcement des critères de promotion au niveau du CNU), pourraient générer des effets d'aléa moral une fois passé le cap du recrutement ou de l'entrée dans le premier segment du corps des professeurs. Les pratiques qui se développent dans certains établissements consistant à offrir des allègements de services pour les nouveaux entrants dans le grade de professeur pourraient d'une part corriger cet effet d'érosion de la propension à publier une fois franchie la promotion dans le corps des professeurs. Il faut se montrer bien entendu prudent sur cette interprétation des résultats qui mériterait un approfondissement et une confirmation sur la base d'un échantillon plus étendu. D'autres facteurs pourraient en effet être évoqués pour interpréter l'effet négatif de l'ancienneté dans le grade une fois accédé au corps des professeurs comme par exemple un effet de découragement associé à un goulet d'étranglement au niveau des opportunités de promotion offertes tant au niveau national que local, voire encore la manifestation du principe de Peter (Lazear 2004).

D'autres facteurs comme le recours à des Co auteurs, la mobilité en cours de carrière ou l'implication dans des responsabilités scientifiques apportent une contribution statistiquement significative et positive à la production scientifique. Les résultats obtenus confirment également que les implications dans les responsabilités de formation ou collectives réduisent de manière sensible le niveau des publications. La thématique de recherche peut engendrer des effets très discriminants sur la production scientifique. Assez curieusement, le rattachement des candidats à des unités de recherche labélisées par le CNRS n'exerce aucun effet statistiquement significatif sur la performance scientifique. De même aucun effet genre n'est observé dans nos résultats contrairement à certains résultats issus de la littérature.

## Bibliographie

- Académie des Sciences, Institut de France (2009), *L'évaluation individuelle des chercheurs et des enseignants – chercheurs en Sciences Exactes et Expérimentales*, 8 juillet.
- Aghion P. (2010), *L'Excellence Universitaire: Leçons des Expériences Internationales*, Rapport d'étape de la mission Aghion à Valérie Pécresse, Ministre de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche, janvier.
- Becker W. et P. E. Kennedy (2005), Does Teaching Enhance Research in Economics ?, *American Economic Review*, P&P , 95 (2), pp.172 – 176
- Carayol N. (2006), Les Propriétés Incitatives de l'Effet Sait Matthieu dans la Compétition Académique, *Revue Economique*, 57 (5), pp. 1033 – 1051.
- Combes P. P. et L. Linnemer (2001), La Publication d'Articles de Recherche d'Economie en France, *Annales d'Economie et de Statistique*, N° 62, pp.5 – 47.
- Combes P. P. et L. Linnemer (2003), Where are the Economists who Publish? Publication Concentration and European Ranking Based on Cumulative Publications, *Journal of the European Economic Association*, 1 (56), pp. 1250 – 1308.
- Courtault J.M., N. Hayek E. Rimboux et T. Zhu (2009), Research in Economics and Management in France: A Bibliometric Study Using the h – index, *Journal of Socio Economics*, 39, pp. 329 – 337.
- DGES IP (2009), *Prime d'Excellence Scientifique 2009: Bilan de la Campagne d'Evaluation Nationale des Candidatures des Enseignants Chercheurs.*, Service de la Coordination Stratégique et des Territoires, Cellule PES.
- Fox M.F. et S. Mohapatra (2007), Social – Organizational Characteristics of Work and Publication Productivity among Academic Scientists in Doctoral-Granting Departments, *The Journal of Higher Education*, 78 (5), pp.542 – 571.
- Frey B.S. (2009), Economist in the PITS ?, WP N° 406, Mars, Institute for Empirical Research in Economics, University of Zurich.
- Gingras Y. (2008), La Fièvre de l'Evaluation de la Recherche. Du Mauvais Usage de Faux Indicateurs, Note de Recherche du CIRST, Mai, Université du Québec à Montréal.
- Hirsch J. E., (2005), An Index to Quantify an Individual's Scientific Output, *Proceedings of the National Academy of Science*, 102(46), pp. 16569 – 16572.
- Lazear E. R., (2004), The Peter Principle: A Theory of Decline, *The Journal of Political Economy*, 112 (1), pp. 141 – 163.
- Lee S. et B. Bozeman, (2005), The Impact of Research Collaboration on Scientific Productivity, *Social Studies of Science*, 35, 673, pp. 673 – 702.
- Levy Garboua L. (2008), Rapport sur le premier concours national d'agrégation de l'enseignement supérieur pou le recrutement des professeurs des universités en sciences économiques (Année 2007 – 2008), *Revue d'Economie Politique* 118 (5), septembre – octobre, pp.603 – 623.
- Lissoni F. , Mairesse J. , Montobbio F. , Pezzoni M. (2009), Scientific Productivity and Academic Promotion : A Study on French and Italian Physicists, WP. N° 27, Bocconi University.
- Lotka A. J.. (1926), The Frequency Distribution of Scientific Productivity, *Journal of the Washington Academy of Sciences*, 16 512), pp. 317 – 323.
- Merton R. K. , (1968), The Matthew Effect in Science, *Science*, 159 (3810), pp. 56 – 63.
- Morrisey M. A. et J. Cawley (2008), The Production of Public Research by U.S Academic Health Economists, *International Journal of Health Care and Finance Economics*, vol.8, PP. 87 – 111.
- Musselin C. (2005), European Academic Labor Markets in Transition, *Higher Education*, 49(1/2), pp. 135 – 154.
- Nakamura A. et Nakamura M. (1981), On the Relationship Among Several Specification Error Tests Presented by Durbin , Wu and Haussman, *Econometrica*, vol. 49, pp. 1583 – 1588.

- Rauber M. et Ursprung H. W. (2007), Life Cycle and Cohort Productivity in Economic Research: the Case of Germany, CESifo WP N° 2093, septembre.
- Seigfreid J.J. (2006), Does Teaching Enhance Research in Economics ? A Few More Thoughts., *Southern Journal of Economics*, 72(3), pp.760 – 761.
- Stark S. (2004), Gender, Children and Research Productivity, *Research in Higher Education*, 45 (8), pp. 891 – 920.
- Taylor S. W., B.F. Fender et K.G. Burke, (2006), Unraveling the Academic Productivity of Economists: The Opportunity Cost of Teaching and Service, *Southern Economic Journal*, 72(4), pp. 846-859.
- Tombazos C. G. , 2005, A Revisionist Perspective of European Research in Economics, *European Economic Review*, 49, pp. 251 – 277.
- White H. , 1978, A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test of Heteroskedasticity, *Econometrica*, p. 817-838