



Universitat Autònoma de Barcelona

**ADVERTIMENT.** L'accés als continguts d'aquesta tesi queda condicionat a l'acceptació de les condicions d'ús establertes per la següent llicència Creative Commons:  [http://cat.creativecommons.org/?page\\_id=184](http://cat.creativecommons.org/?page_id=184)

**ADVERTENCIA.** El acceso a los contenidos de esta tesis queda condicionado a la aceptación de las condiciones de uso establecidas por la siguiente licencia Creative Commons:  <http://es.creativecommons.org/blog/licencias/>

**WARNING.** The access to the contents of this doctoral thesis it is limited to the acceptance of the use conditions set by the following Creative Commons license:  <https://creativecommons.org/licenses/?lang=en>



Universitat Autònoma de Barcelona

**ENVEJECIMIENTO Y PRODUCTIVIDAD  
CIENTÍFICA INDIVIDUAL:  
EVIDENCIA EMPÍRICA PARA EL  
PROFESORADO DE ECONOMÍA Y  
EMPRESA EN CATALUÑA**

Antonio Rivero Fernández

Director:  
Dr. José Luis Raymond Bara

Tesis Doctoral  
Doctorado en Economía Aplicada  
Departamento de Economía Aplicada  
Junio de 2017



*A mi madre,  
por tanto que lo deseó siempre.*

*A mi mujer,  
por su apoyo y amor incondicional.*

*A mi hijo,  
por el tiempo que dejé de estar con él.*



## Tabla de contenidos

Introducción .....	7
Capítulo I. Las universidades públicas como marco institucional de la productividad científica individual .....	13
Introducción .....	13
1. El profesorado de las universidades públicas en Cataluña .....	15
2. La importancia de las publicaciones científicas en el desarrollo de la carrera académica del profesorado universitario .....	18
3. La importancia de las publicaciones científicas en las retribuciones del profesorado universitario .....	25
Conclusiones .....	31
Referencias.....	33
Capítulo II. La edad o experiencia como predictores de la productividad científica del profesorado universitario en España .....	37
Introducción .....	37
1. Revisión de la literatura .....	39
2. Datos y métodos.....	42
3. Resultados .....	49
Conclusiones .....	57
Referencias.....	59
Anexos .....	62
Capítulo III. Las publicaciones científicas del profesorado de Economía y Empresa en las universidades públicas en Cataluña. <i>Rankings</i> , 2001-15.....	67
Introducción .....	67
1. Revisión de la literatura .....	69
2. Datos y métodos.....	71
3. Resultados .....	74
Conclusiones .....	97
Referencias.....	99

Capítulo IV: El impacto de la promoción académica sobre la productividad científica individual. El caso de Economía y Empresa en las universidades públicas en Cataluña .....	101
Introducción .....	101
1. Revisión de la literatura .....	103
2. Datos y métodos.....	107
3. Resultados .....	116
Conclusiones .....	124
Anexos .....	126
Referencias.....	128
Capítulo V. La producción científica individual a lo largo de la vida. El caso de Economía y Empresa en las universidades públicas en Cataluña .....	131
Introducción .....	131
1. Revisión de la literatura .....	133
2. Datos y métodos.....	138
3. Resultados .....	150
Conclusiones .....	161
Referencias.....	163
Conclusiones .....	167

# INTRODUCCIÓN

Las perspectivas de futuro de las plantillas de profesorado universitario en España, como en el resto de países desarrollados de la OCDE, apuntan hacia el envejecimiento. Esto genera preocupación sobre si las universidades podrán continuar contribuyendo al desarrollo de la investigación y la innovación como hasta ahora. Los modelos económicos, así como la evidencia disponible, indican que la productividad científica individual exhibe una relación en forma de U invertida con la experiencia, lo que comporta una menor productividad en las etapas finales de las carreras académicas.

En España la evidencia empírica es muy débil. Muy pocos trabajos han explorado la productividad científica del profesorado universitario. A pesar de que en los últimos años ha habido un intenso debate sobre estas cuestiones y se han introducido cambios normativos importantes para estimular las publicaciones científicas del profesorado. Una razón que puede justificar esta situación es la ausencia de bases de datos apropiadas.

Esta tesis aporta evidencias del comportamiento de la productividad científica individual a lo largo de la vida en el caso del profesorado universitario de los Departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas de Cataluña. El cuerpo central de la presente tesis se ha estructurado en cinco capítulos que se presentan a continuación.

El Capítulo I centra su atención en la evolución de las plazas de profesorado, así como en los cambios legislativos en materia de selección, promoción y retribución de las universidades públicas en Cataluña desde la década de 1990.

Se describen los grandes rasgos de la evolución de las plazas de profesorado universitario. En particular, se pone de manifiesto que durante los últimos cinco años se ha concluido la fase de intenso crecimiento que se había iniciado a principios de la década de 1990. Así, desde el curso 2009-10 el número de plazas se ha reducido, lo que sugiere un aumento de la competencia entre los candidatos a cubrirlas.

En la revisión del marco normativo se identifican los sucesivos cambios que se han producido, especialmente a partir de la Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica

de Universidades (España 2007a). Su revisión indica una reforma de amplio calado de los de los sistemas de selección, promoción y retribución de las universidades públicas. De esta manera, las publicaciones científicas, especialmente en revistas con factor de impacto, se han situado en el epicentro de la carrera académica de las nuevas generaciones del profesorado universitario, sobre todo en las etapas iniciales.

El Capítulo II explora los efectos de emplear como variable explicativa de la productividad científica individual la variable experiencia en vez de las variables edad y edad al doctorarse. Su empleo indistinto resulta frecuente en la literatura en base al supuesto de que los individuos se doctoran en edades muy similares. Cuando el profesorado no se doctora en edades similares, el empleo de la variable experiencia oculta que las variables edad y edad al doctorarse pueden tener efectos diferentes sobre la productividad científica individual. Sin embargo, este supuesto no suele cumplirse en el profesorado de las universidades españolas, tal como pone de manifiesto la muestra extraída de la Encuesta de Recursos Humanos de Ciencia y Tecnología 2009.

Los resultados de los modelos de productividad científica individual sugieren que la experiencia no es significativa. Sin embargo, cuando esta variable es sustituida por las variables edad y edad al doctorarse, ambas resultan estadísticamente significativas. La edad exhibe una relación en forma de U con la productividad científica individual. Esta relación que contradice lo esperado por la teoría económica, puede ser reflejo de una combinación de efectos de cohortes generacionales. Por su parte, la edad al doctorarse presenta una relación lineal negativa, de modo que cuanto más tarde se logra el doctorado, menor es la productividad científica individual. Este efecto puede guardar relación con el hecho de que los doctorados más tarde ya ocupen posiciones permanentes en la universidad como Profesores Titulares de Escuelas Universitarias o Profesores Colaboradores Permanentes. De este modo, estos individuos no tienen los mismos incentivos a la productividad científica individual que los doctorados más jóvenes que tienen que participar en procesos de acreditación y de selección competitiva.

El análisis realizado sobre la productividad científica individual rebela que el empleo de la experiencia debe evitarse o bien hacerse con controles que aseguren que los individuos se han doctorado en edades similares.

El Capítulo III describe la producción científica en *Econlit* de las universidades públicas en Cataluña durante los años 2001 y 2015 y establece los rankings individuales en distintos subperiodos. Este trabajo se enfoca desde dos perspectivas diferentes. Por un lado, desde la producción acumulada por el profesorado del curso 2014/15 en los Departamentos de Economía y Empresa. Por otro lado, desde la producción realizada anualmente por todos los autores afiliados, independientemente de su departamento e incluyendo también los centros, institutos y cualquier otra estructura de investigación universitaria. En ambos casos el objetivo de la investigación era describir el proceso de construcción de las bases de datos empleadas y en profundizar en las características de la producción científica, como antesala de los capítulos posteriores.

La descripción del proceso de construcción de las bases de datos pone de manifiesto el trabajo largo y laborioso de recopilación y depuración de datos que deben afrontar los estudios en este ámbito, lo que explica la poca evidencia acumulada para el caso de las universidades españolas.

La recopilación de datos personales y académicos se ha realizado de forma individual a través de Internet gracias, en parte, a los *curriculum vitae* y, en parte, a variopintas fuentes de datos, como las *Website* de los departamentos universitarios, las disposiciones del Boletín Oficial del Estado o del *Diari Oficial de la Generalitat de Catalunya*, o de reseñas de libros, entre otras.

La recopilación de datos de producción científica se ha realizado a través de *Econlit*, lo que sugiere mayores facilidades técnicas. Sin embargo, su empleo debe afrontar el problema de la identificación inequívoca de autores. Todo un reto ante la presencia, por un lado, de autores que aparecen con distintas combinaciones de nombre (en catalán, en castellano, en iniciales, etc.) y apellidos (sólo primero, primero y segundo, solo segundo, etc.); por otro lado, de distintos autores con misma identificación, normalmente en nombre y primer apellido. Para afrontar estos problemas se ha combinado el empleo de algoritmos de emparejamiento, junto con la revisión individualizada de la producción asignada a cada uno de los individuos.

Los resultados del análisis descriptivo de las bases de datos construidos han servido para poner de manifiesto los grandes rasgos de la productividad científica en Economía y Empresa de las universidades públicas en Cataluña, así como para determinar los rankings de los investigadores más productivos científicamente.

Entre estos rasgos destaca que apenas algo más de un tercio de los profesores del curso 2014/15 ha publicado en *Econlit* entre los años 2001 y 2015. Todo ello a pesar de los cambios legislativos introducidos para estimular las publicaciones científicas, tal como se explica en el Capítulo I.

Por otro lado, se contabilizan un número bastante más elevado de publicaciones realizadas por autores afiliados a las universidades que no pertenecen al profesorado del curso 2014/15, lo que sugiere una tendencia hacia desvinculación entre la actividad docente e investigadora.

Por último, se pone de manifiesto que las posiciones de los rankings individuales de productividad científica son relativamente estables a lo largo del tiempo, lo que sugiere la persistencia de la productividad de los investigadores más productivos.

El Capítulo IV aborda una evaluación del impacto de la promoción académica en la productividad científica individual del profesorado a corto plazo. Para ello se emplean los datos de los individuos que han pertenecido a los departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas en Cataluña. Se ha empleado la metodología de evaluación de impacto de diferencias en diferencias, así como de emparejamiento por índice de propensión (*propensity score matching*). En ambos casos se compara la media de productividad científica de los tres años antes de la promoción, incluyendo el año de la promoción, con la media de los tres años posteriores.

En el caso de la metodología de diferencias en diferencias los resultados están afectados por el sesgo de selección derivado del hecho que la probabilidad de promocionar está influida por la productividad científica. De este modo los estimadores de diferencias en diferencias mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios están sesgados.

La metodología de emparejamiento por índice de propensión permite afrontar el sesgo de selección mediante la introducción de la probabilidad condicionada de ser promocionado. Dicha probabilidad se emplea para emparejar individuos similares y estimar el impacto de la promoción mediante una suma ponderada de la diferencia de diferencias entre estos emparejamientos. Sin embargo, la falta de individuos en el grupo que no promociona que sean similares en todas las características relevantes a los del grupo que promociona limita este método y propicia resultados que no sean estadísticamente significativos.

Se emplean dos indicadores de productividad científica que tienen en cuenta la calidad de las revistas científicas mediante un factor de ponderación. En un caso, el factor de ponderación es el propuesto por Combes y Linnemer (2003) y, en otro caso, se emplea el índice de factor de impacto del *Journal Citation Report*, JCR. Cuando se emplean la metodología de emparejamiento por índice de propensión el efecto medio de la promoción sobre la productividad media en términos de factor de impacto se sitúa entre 0,217 y 0,234 para los Profesores Titulares de Universidad. En cambio, no resulta estadísticamente significativo para los Catedráticos de Universidad

El Capítulo V aborda el análisis de la productividad científica individual a lo largo de la vida. Para ello emplea una muestra de profesores con plaza permanente en los Departamentos de Economía y Empresa durante el curso 2014/15 en las universidades públicas en Cataluña, extraída de una base de datos de elaboración propia explicada en el Capítulo III. En esta muestra se han excluido los Profesores Titulares de Escuela Universitaria a fin de evitar problemas en el empleo de la variable experiencia en los modelos de productividad científica individual.

Los modelos económicos de ciclo vital predicen un descenso de la productividad científica al final de las carreras académicas (Diamond 1986; Diamond 1987; Levin y Stephan 1991). En particular, Levin y Stephan (1991) desarrollan un modelo económico en el que los individuos adoptan decisiones de producción de artículos científicos en base a decisiones de consumo y de inversión. Las de consumo están determinadas por la satisfacción personal que se obtendría de la resolución de problemas científicos. Su efecto se supone constante a lo largo de la vida, de modo que no interfiere en la relación entre edad o experiencia y producción científica. En cambio, las decisiones de inversión estarían

condicionadas por las expectativas de los individuos sobre las recompensas futuras en un horizonte finito. Esto conduce a que la producción científica de los individuos exhiba una forma de U invertida a lo largo de la vida. Esta modelización se concreta en la identificación empírica de una relación cuadrática de la edad o la experiencia.

Los resultados encontrados en este trabajo sostienen una relación en forma de U invertida de la productividad científica a lo largo de la experiencia del profesorado universitario. Además sugieren que los cambios en los sistemas de selección, promoción y retribución que se han introducido durante las últimas dos décadas han influido en el comportamiento de ciclo vital del profesorado. Este efecto se observa al inicio de las carreras académicas, sobre todo en las cohortes generacionales más jóvenes. Estas exhiben una mayor productividad científica inicial y una relación en forma de U invertida más acusada que las cohortes predecesoras.

Estos resultados complementan los obtenidos en la evaluación de impacto del Capítulo IV, los cuales indican que después de la promoción a Catedráticos no se producen incrementos de la productividad científica individual. De este modo los sexenios de investigación y la promoción a plazas de Catedrático son mecanismos insuficientes para evitar la caída de la productividad científica individual después de la consolidación de las plazas permanentes.

Después de los cinco capítulos que configuran el cuerpo central, esta tesis finaliza con las Conclusiones. En estas se apunta que la productividad científica del profesorado de las universidades públicas a lo largo de su carrera académica está más influido por el diseño institucional de los incentivos externos que por el proceso de envejecimiento en sí mismo. De este modo este trabajo concluye que el bajo nivel de productividad científico exhibido por parte de la mayoría del profesorado de los Departamentos de Economía y Empresa en las universidades públicas en Cataluña, así como su descenso generalizado después de las etapas iniciales, se debe más a una falta de incentivos apropiados que al deterioro de las capacidades investigadoras. Estas conclusiones finalizan con algunas recomendaciones en clave de políticas universitarias para fomentar la productividad científica del profesorado universitario.

# CAPÍTULO I. LAS UNIVERSIDADES PÚBLICAS COMO MARCO INSTITUCIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA INDIVIDUAL

## Introducción

Levin y Stephan (1991) señalan que la productividad científica del profesorado universitario responde a dos tipos de motivaciones. Una de naturaleza interna, relacionada con decisiones de consumo y basada en la satisfacción que proporciona la propia realización de las tareas de investigación. Otra de naturaleza externa, relacionada con decisiones de inversión y basada en las expectativas de recompensas futuras. En la literatura las recompensas analizadas se han centrado en los ingresos económicos, pero también se puede incluir aquí el reconocimiento social, la obtención de más medios para desempeñar las funciones y cualquier otro beneficio que mejore las condiciones laborales (Stephan 1996).

En este contexto emerge la cuestión de cuáles son los incentivos a la productividad científica que las universidades proporcionan a su profesorado. La mayoría de la evidencia empírica hace referencia a la experiencia de las universidades en Estados Unidos. Las universidades americanas se caracterizan por fuertes vínculos entre las retribuciones salariales y la publicación de artículos científicos. Pero, sobre todo, por la selección de candidatos en base a criterios de productividad científica, especialmente en la promoción a posiciones permanentes (Coupé, Smeets, y Warzynski 2006; Backes-Gellner y Schlinghoff 2010).

Este trabajo explora si los sistemas de selección y promoción académica, así como los sistemas de retribución salarial en las universidades públicas de Cataluña tienen en cuenta la productividad científica, especialmente en forma de publicaciones en revistas científicas, del profesorado de Ciencias Económicas y Empresariales. Estos sistemas están fuertemente regulados por el Gobierno de España o, en su caso, por la *Generalitat de Catalunya*, teniendo las universidades un margen de actuación muy reducido.

Entre los años 2001 y 2015 la legislación en materia de universidades ha reforzado de forma escalonada los incentivos externos a la productividad científica. En Ciencias Económicas y Empresariales se ha incentivado, sobre todo, las publicaciones en revistas científicas indexadas. Estos nuevos incentivos operan especialmente en los inicios de las carreras académicas a través de los procesos de acreditación y selección de las categorías permanentes de Profesores Titulares de Universidad o de Profesores Agregados.

Sin embargo, las dificultades para satisfacer las condiciones mínimas que dan lugar a los complementos retributivos por méritos de investigación que la baja tasa de profesorado con sexenios de investigación sugiere (Agraït y Poves 2009); así como la falta de oportunidades de promoción académica pueden tener consecuencias negativas sobre la productividad científica después de lograr las posiciones permanentes en línea con los primeros trabajos de Baker, Jensen, y Murphy (1988).

Estos cambios no afectan por igual a todas las generaciones del profesorado universitario. Las generaciones que inician su carrera académica a partir del año 2000 tienen más incentivos externos a la productividad científica que las precedentes. Los incentivos externos a la productividad científica tampoco son iguales entre las categorías de personal. En particular los Profesores Titulares de Escuela Universitaria, categoría actualmente en extinción, y los Profesores Asociados no tienen la actividad investigadora como finalidad.

La siguiente sección describe las categorías de personal del profesorado universitario, analizando los cambios normativos que se han introducido desde la Ley Orgánica de Universidades (España 2001) hasta el 2015, así como la evolución de las plantillas en las universidades públicas en Cataluña. La sección 2 describe el sistema de selección y promoción del profesorado universitario y analiza la importancia de las publicaciones científicas en las carreras académicas. A continuación, la sección 3 resume el sistema de retribuciones del profesorado universitario y explora el impacto retributivo de las publicaciones científicas a través de los complementos por méritos de investigación y de la promoción académica. Finalmente, en las Conclusiones se presenta una discusión de los efectos del marco institucional sobre la productividad científica del profesorado universitario.

## 1. El profesorado de las universidades públicas en Cataluña

### 1.1. Las categorías de personal del profesorado universitario

Las categorías de personal del profesorado universitario han sido establecidas por la Ley Orgánica de Universidades (España 2001) y, complementariamente, por la *Llei d'Universitats de Catalunya* (Cataluña 2003). En consecuencia, las universidades no tienen capacidad de influencia sobre sus características principales. En particular, estas leyes han determinado las categorías de personal, así como su finalidad, requisitos profesionales y procedimiento de acceso, y, en su caso, la duración mínima y máxima de los contratos temporales.

En el profesorado universitario se distinguen dos grandes tipologías de categorías de personal, como son el profesorado funcionario y el profesorado contratado. Desde la Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica de Universidades (España 2007a), las categorías en vigor del profesorado funcionario son los Catedráticos de Universidad y los Profesores Titulares de Universidad. Por su parte, el profesorado contratado cuenta con seis categorías de personal. Por un lado, aquellas con contrato de duración permanente como son los Catedráticos y los Profesores Agregados<sup>1</sup>. Por otro lado, aquellas otras con contrato de duración temporal, entre las que se encuentran los Profesores Lectores<sup>2</sup>, los Profesores Visitantes, los Profesores Asociados y los Profesores Eméritos. Entre los Profesores Asociados se distinguen del resto los Profesores Asociados de Ciencias de la Salud, los cuales desarrollan tareas de docencia en el marco de la colaboración entre las universidades y los hospitales universitarios.

La Figura 1 resume las principales características de las categorías de personal del profesorado universitario contratado que permanecen en vigor desde la Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica de Universidades (España 2007a). En todas ellas, salvo Profesores Asociados, se incluye el desarrollo de tareas de investigación entre sus

---

<sup>1</sup> Ambas categorías son creadas por la *Llei d'Universitats de Catalunya* (Cataluña 2003) como desarrollo de la categoría de Profesores Contratados Doctores establecidas por la Ley Orgánica de Universidades (España 2001).

<sup>2</sup> Categoría de la *Llei d'Universitats de Catalunya* (Cataluña 2003) equivalente a la de Profesores Doctores Ayudantes que establece la Ley Orgánica de Universidades (España 2001).

finalidades. Además, excepto en Profesores Visitantes y Eméritos, las universidades deben habilitar un concurso público para llevar a cabo su contratación.

Categorías	Características principales
Catedráticos	<i>Duración:</i> Permanente <i>Dedicación:</i> A tiempo completo. <i>Finalidades:</i> Desarrollar tareas de docencia y de investigación. <i>Requisitos legales:</i> i) Doctores; ii) Acreditar un mínimo de tres años de actividad docente y de investigación, o prioritariamente de investigación postdoctoral; iii) Acreditar dos años de actividad docente o investigadora, predoctoral o postdoctoral, o de transferencia de tecnología o de conocimientos, en situación de desvinculación académica de la universidad que contrata (esta desvinculación se considera cumplida cuando el doctorado se ha obtenido íntegramente en otra u otras universidades); iv) Disponer de una acreditación de investigación avanzada emitida por la Agència de Qualitat de Catalunya (AQU Catalunya).
Profesores Agregados	<i>Duración:</i> Permanente <i>Dedicación:</i> A tiempo completo. <i>Finalidades:</i> Desarrollar tareas de docencia y de investigación. <i>Requisitos legales:</i> i) Doctores; ii) Acreditar un mínimo de tres años de actividad docente y de investigación, o prioritariamente de investigación postdoctoral; iii) Acreditar dos años de actividad docente o investigadora, predoctoral o postdoctoral, o de transferencia de tecnología o de conocimientos, en situación de desvinculación académica de la universidad que contrata (esta desvinculación se considera cumplida cuando el doctorado se ha obtenido íntegramente en otra u otras universidades); iv) Disponer de una acreditación de investigación emitida por AQU Catalunya.
Profesores Lectores	<i>Duración:</i> Temporal, hasta un máximo de cuatro años. <i>Dedicación:</i> A tiempo completo. <i>Finalidades:</i> Desarrollar tareas docentes y de investigación. <i>Requisitos legales:</i> i) Doctores; ii) Acreditar dos años de actividad docente o investigadora, predoctoral o postdoctoral, en situación de desvinculación académica de la universidad que contrata (esta desvinculación se considera cumplida cuando el doctorado se ha obtenido íntegramente en otra u otras universidades); iii) Disponer de un informe favorable emitido por AQU Catalunya. <i>Forma de selección:</i> Concurso público.
Profesores Visitantes	<i>Duración:</i> Temporal, renovable sin límite de tiempo. <i>Dedicación:</i> A tiempo parcial o completo. <i>Finalidades:</i> Desarrollar tareas docentes o investigadoras. <i>Requisitos legales:</i> Ser profesores o investigadores de reconocido prestigio procedentes de otras universidades y centros de investigación. <i>Forma de selección:</i> no establecida.
Profesores Asociados	<i>Duración:</i> Temporal, renovable sin límite de tiempo. <i>Dedicación:</i> A tiempo parcial. <i>Finalidades:</i> Desarrollar tareas docentes. <i>Requisitos legales:</i> Ser especialistas de reconocida competencia que acrediten ejercer su actividad profesional fuera de la universidad. <i>Forma de selección:</i> Concurso público.
Profesores Eméritos	<i>Duración:</i> Temporal, renovable sin límite de tiempo. <i>Dedicación:</i> A tiempo parcial o completo. <i>Finalidades:</i> Colaborar en actividades específicas de docencia o de investigación. <i>Requisitos legales:</i> Ser profesores jubilados funcionarios de la universidad (la misma u otra) y haber prestado servicios destacados. <i>Forma de selección:</i> no establecida.

FIGURA 1. CARACTERÍSTICAS PRINCIPALES DE LAS CATEGORÍAS DE PERSONAL EN VIGOR DEL PROFESORADO UNIVERSITARIO CONTRATADO

*Notas:* Además de los requisitos legales, la LUC faculta a las universidades contratantes para que puedan establecer requisitos específicos en cada concurso que estas convocan. *Fuente:* Elaboración propia a partir de la Llei d'Universitats de Catalunya (Cataluña 2003).

Sin embargo, en las plantillas de profesorado universitario se pueden identificar otras categorías de personal, destacando los Catedráticos y Profesores Titulares de Escuela Universitaria, entre los funcionarios, y los Profesores Colaboradores, entre los contratados. Desde la Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica de Universidades (España 2007a), estas categorías de personal se encuentran en proceso de extinción. En

consecuencia, los profesores se mantienen en estas categorías hasta que cumplen los requisitos para integrarse en sus plazas en las categorías vigentes o bien finalizan su vinculación laboral con la Universidad.

## **1.2. La evolución del profesorado universitario**

La Tabla 1 muestra la distribución del número de profesores que configuran la plantilla de las universidades públicas en Cataluña en el curso 2014-15, según tipología y categoría de personal. El 33% del profesorado es funcionario y el 67% es contratado. La categoría de personal más numerosa son los Profesores Asociados, que representan el 36% del total y ascienden al 45% si se añaden los Profesores Asociados de Ciencias de la Salud. Las otras categorías de personal más numerosas, a bastante distancia, corresponden a los Profesores Titulares de Universidad (20%), los Profesores Agregados (10%) y los Catedráticos de Universidad (8%). Si se suman todos los profesores de las categorías con tareas de investigación entre sus finalidades, estos representan el 45% de la plantilla. Por último, destaca que los Profesores Lectores, siendo considerados la puerta de acceso a la carrera académica por la normativa vigente, representen sólo un 2% de la plantilla.

La Tabla 2 resume el número de profesores en diferentes cursos académicos desde la Ley de Reforma Universitaria (España 1983), así como el número de profesores equivalentes a tiempo completo en centros propios. El número de profesores ha descendido desde el curso 2009-10, tanto en los centros propios como en los adscritos. Este hecho no ha tenido precedentes en periodos anteriores.

Además, la evolución del número de profesores equivalentes a tiempo completo sugiere una preferencia de las universidades hacia la contratación de profesores a tiempo parcial, como ya había sido sugerida por San Segundo (2005) en relación al periodo 1981-2001.

Finalmente, durante la década de 1990 el profesorado prácticamente dobló sus efectivos, pasando de 8.505 a 14.949 profesores entre el curso 1988-89 y el 2000-01. San Segundo (2005) indica que durante estos años las universidades crearon muchas plazas de Profesores Titulares de Escuela Universitaria, cuyo acceso no requería el Grado de Doctor

ni tampoco dedicarse a la actividad investigadora. Además sugiere poca competencia entre los candidatos.

TABLA 1—PROFESORADO SEGÚN TIPOLOGÍA Y CATEGORÍA DE PERSONAL. CURSO 2014-15.

Tipología de personal	Categoría de personal	Profesores	Porcentaje
Funcionarios		5.701	33%
	CU	1.448	8%
	TU	3.537	20%
	CEU	120	1%
	TEU	555	3%
	Otros funcionarios	41	0%
Contratados		11.657	67%
	CA	293	2%
	AG	1.744	10%
	CO	657	4%
	LE	417	2%
	AS	6.269	36%
	ASC	1.539	9%
	VIS	176	1%
	EM	143	1%
	Otros contratados	419	2%
<b>Total</b>		<b>17.358</b>	<b>100%</b>

CU: Catedráticos de Universidad. TU: Profesores Titulares de Universidad. CEU: Catedráticos de Escuela Universitaria. TEU: Profesores Titulares de Escuela Universitaria. CA: Catedráticos. PA: Profesores Agregados. AS: Profesores Asociados. ASC: Profesores Asociados de Ciencias de la Salud. VIS: Profesores Visitantes. EM: Profesores Visitantes. Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Ministerio de Educación Cultura y Deporte 2015.

TABLA 2—EVOLUCIÓN DEL PROFESORADO Y DEL PROFESORADO EQUIVALENTE A TIEMPO COMPLETO (PETC) SEGÚN TIPO DE CENTRO.

	1988-89	2000-01	2006-07	2009-10	2012-13	2014-15
<i>Profesorado</i>						
Centros propios	—	13.162	14.950	16.636	15.910	15.490
Centros adscritos	—	1.787	1.878	1.824	2.059	1.868
Todos los centros	8.505	14.949	16.828	18.460	17.969	17.358
<i>PETC</i>						
Centros propios	—	9.729	11.845	12.774	11.810	11.549

Notas: Las cifras de la tabla pueden diferir de otras de las mismas fuentes a causa de las correcciones que estas realizan a lo largo del tiempo. En la tabla se indica la última actualización disponible. (—): Dato no disponible. Fuente: Consejo de Universidades 1989; Consejo de Universidades 1994; Instituto Nacional de Estadística 2001; Ministerio de Educación Cultura y Deporte 2007; Ministerio de Educación Cultura y Deporte 2013; Ministerio de Educación Cultura y Deporte 2015; Secretaria d'Universitats i Recerca 2015.

## 2. La importancia de las publicaciones científicas en el desarrollo de la carrera académica del profesorado universitario

### 2.1. La carrera académica del profesorado universitario

Castillo (2012) sitúa el inicio teórico de la carrera académica del profesorado universitario durante el programa de doctorado. Los aspirantes a profesores pueden acceder a becas de

investigación predoctoral o a los contratos de Profesores Ayudantes Contratados. Actualmente se observa que algunas universidades, como por ejemplo la Universidad Pompeu Fabra, también ofrecen contratos como Profesores Asociados.

Alcanzado el Grado de Doctor, la carrera académica continúa mediante becas postdoctorales o bien la contratación como Profesores Lectores durante un periodo máximo de cinco años. En la práctica las universidades han diversificado este itinerario teórico recurriendo a los contratos de Profesores Asociados (San Segundo 2005) e, incluso, de Profesores Visitantes.

Hasta aquí todas las posiciones académicas ocupadas por el profesorado universitario tienen en común su carácter temporal. El acceso a las categorías de carácter permanente cuenta con dos itinerarios que discurren en paralelo, tal como se ilustra en la Figura 2. Por un lado, está el itinerario del profesorado funcionario, que ha sido la trayectoria tradicional y única en las universidades públicas en Cataluña hasta principios de la década del 2000. Por otro lado, está el itinerario del profesorado contratado, implantado por la Ley Orgánica de Universidades (España 2001) y desarrollado por la *Llei d'Universitats de Catalunya* (Cataluña 2003).

Desde la Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica de Universidades (España 2007a) las categorías permanentes del profesorado funcionario se limitan a dos. Se accede a través de la categoría de Profesores Titulares de Universidad y, en su caso, se culmina como Catedráticos de Universidad. En el caso del profesorado contratado los niveles son equivalentes y se corresponden con Profesores Agregados y Catedráticos, respectivamente. Excepcionalmente, se puede acceder directamente a la categoría de Catedráticos. Por ejemplo, cuando se trata de profesores con amplia experiencia en universidades o centros de investigación en el extranjero.

Desde la Ley Orgánica de Universidades (España 2001), y, sobre todo, a partir de la Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica de Universidades (España 2007a) el proceso de selección de candidatos cuenta con dos etapas. La primera consiste en una habilitación o acreditación previa para una determinada categoría de profesorado. La segunda se

corresponde con un concurso restringido a los candidatos acreditados que es convocado por cada universidad (García-Ayllón Veintimilla y Tomás Espín 2014).

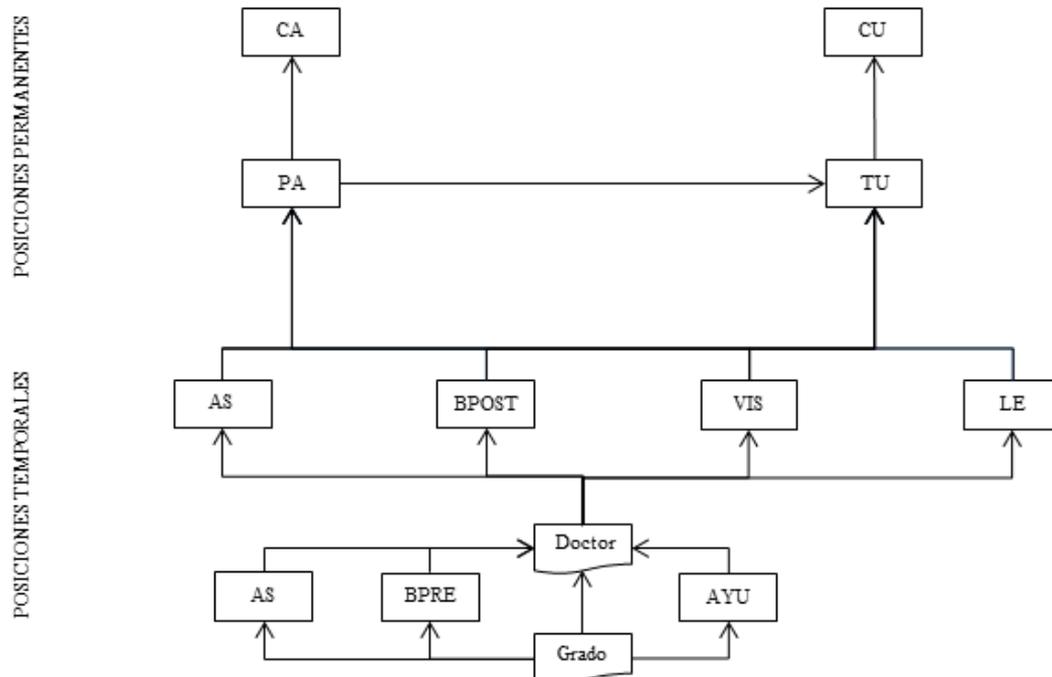


FIGURA 2. ITINERARIOS DE CARRERA PROFESIONAL DEL PROFESORADO UNIVERSITARIO

*Notas:* AS: Profesores asociados. BPRE: Becarios Pre-doctorales. AYU: Ayudantes. BPOST: Becarios Post-doctorales. VIS: Profesores visitantes. LE: Profesores lectores. PA: Profesores agregados. TU: Profesores titulares de universidad. CA: Catedráticos. CU: Catedráticos de universidad.

Al margen de este proceso de selección, la Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica de Universidades (España 2007a) habilita la transformación de las categorías de Profesores Titulares y de Catedráticos de Escuela Universitaria, así como de Profesores Colaboradores Permanentes en las categorías de Profesores Titulares y Catedráticos de Universidad y Profesores Agregados, respectivamente. En todos los casos el profesorado accede a las nuevas categorías en sus propias plazas si posee el título de Doctor y supera un proceso de acreditación específico, pero sin concurso entre candidatos.

## 2.2. Las publicaciones científicas en la acreditación como profesorado funcionario.

El sistema de acreditación para las categorías de profesorado funcionario es gestionado por la Agencia Nacional de Evaluación de la Calidad y Acreditación (ANECA) a través del programa ACADEMIA (García-Ayllón Veintimilla y Tomás Espín 2014).

Desde sus inicios, este programa ha reconocido la actividad investigadora como tarea imprescindible para la acreditación de los aspirantes a las categorías de profesorado funcionario. Entre 2008 y 2015 la ANECA ha empleado un baremo de acreditación que, en el caso de los Profesores Titulares de Universidad, reserva 50 puntos de un total de 100 a la valoración de la actividad investigadora. En el caso de los Catedráticos de Universidad la puntuación reservada asciende a 55 puntos. La Figura 3 muestra todos los apartados de estos baremos, junto con su puntuación máxima. Además los requisitos para la evaluación positiva en la acreditación de los aspirantes como Profesores Titulares de Universidad ha consistido en la obtención de 65 puntos en total, de los cuales 60 en la suma de la actividad investigadora y la actividad docente o profesional. En el caso de los Catedráticos de Universidad la ANECA ha exigido 80 puntos en total, de los cuales 20 en actividad docente o profesional (Agencia Nacional de Evaluación de la Calidad y Acreditación 2008).

TABLA 3—PUNTUACIONES MÁXIMAS DE LOS APARTADOS DEL BAREMO EN LA ACREDITACIÓN COMO PROFESORADO FUNCIONARIO. PERIODO 2007-2015

Puntuaciones máximas en el baremo de acreditación	CU	TU
Actividad Investigadora	55	50
Actividad docente o profesional	35	40
Experiencia en gestión y administración	10	5
Formación académica	na	5
Total	100	100

*Notas:* (na): No aplicable. *Fuente:* Elaboración propia a partir del Real Decreto 1312/2007, de 5 de octubre, por el que se establece la acreditación nacional para el acceso a los cuerpos docentes universitarios (España 2007b).

Los criterios de valoración de la actividad investigadora de la ANECA han sido definidos específicamente para cada campo científico. La Tabla 4 muestra las puntuaciones máximas orientativas de aplicación en Ciencias Sociales y Jurídicas. Las publicaciones científicas, libros y capítulos de libros, junto con las creaciones artísticas profesionales concentran la mayor parte de la puntuación reservada a la actividad investigadora. No obstante, a la actividad investigadora le corresponde al menos 15 puntos por cada sexenio de investigación que tengan reconocidos los aspirantes (Agencia Nacional de Evaluación de la Calidad y Acreditación 2008).

En 2015 estos criterios de acreditación han sido revisados (España 2015). No obstante el papel fundamental de la actividad investigadora ha sido preservado.

TABLA 4—PUNTUACIONES MÁXIMAS ORIENTATIVAS DEL BAREMO EN LA ACREDITACIÓN COMO PROFESORADO FUNCIONARIO EN CIENCIAS SOCIALES Y JURÍDICAS

Bloques y subbloques del baremo de evaluación	CU	TU
A. Calidad y difusión de resultados de la actividad investigadora.	36-43	35-40
A.1. Publicaciones científicas indexadas. Otras publicaciones científicas. Libros y capítulos de libros. Creaciones artísticas profesionales	31-38	30-35
A.2. Congresos. Conferencias y seminarios. Otros méritos	5	5
B. Calidad y número de proyectos y contratos de investigación	6	4
C. Calidad de la transferencia de los resultados	3-10	2-7
D. Movilidad del profesorado	3	4
E. Otros méritos relacionados con la actividad investigadora <sup>a</sup>	2	2

*Notas:* En los bloques 1.A.1 y 1.C la puntuación máxima está en una horquilla dentro de los dos valores numéricos que figuran en cada casilla, de manera que la suma de los máximos de ambos bloques es fija (aunque diferente para cada rama de conocimiento). El valor del máximo dentro de la horquilla se establece, en cada caso, por las comisiones de Acreditación dependiendo del ámbito de conocimiento y contexto del solicitante y de la importancia relativa de las actividades de transferencia de conocimiento y tecnología respecto a las publicaciones de investigación en ese ámbito. Para algunos ámbitos científicos, pueden sobrepasarse los límites en algunos de los bloques, quitando los puntos de otros bloques. (na): No aplicable. <sup>a</sup> Los puntos en este apartado son adicionales, de manera que se puede obtener la puntuación máxima sin puntos en este apartado. *Fuente:* Elaboración propia a partir de Agencia Nacional de Evaluación de la Calidad y Acreditación 2008

La ANECA cuenta con criterios específicos de valoración de las publicaciones científicas en función del campo y rama de conocimiento (Agencia Nacional de Evaluación de la Calidad y Acreditación 2008). En Ciencias Económicas y Empresariales valora preferentemente las publicaciones en revistas científicas de prestigio. En particular, los criterios explicitan los listados del *Science Citation Index* (SCI) y del *Social Sciences Citation Index* (SSCI) del *Journal Citation Report* (JCR) de Thomson Reuters; así como los listados de *Econlit* y *Latindex*. Como requisito mínimo estándar los aspirantes a la acreditación como Profesores Titulares y Catedráticos de Universidades deben aportar 8 y 16 artículos publicados en revistas que aparezcan en estos listados, respectivamente. Además un porcentaje significativo de estos artículos debe estar publicado en revistas indexadas con un índice de calidad relativa<sup>3</sup>. Excepcionalmente la ANECA puede considerar menos artículos, si estos corresponden a publicaciones de elevada calidad<sup>4</sup>.

En la valoración de los artículos la ANECA tiene en cuenta el índice de impacto, la posición que ocupa la revista entre las de su mismo ámbito de conocimiento, el número de

<sup>3</sup> Los índices de calidad relativa son listados de revistas que aparecen ordenados según un parámetro determinado de priorización. De este modo se puede definir su posición relativa en relación con el resto de las revistas que pertenecen a la misma área de conocimiento.

<sup>4</sup> Asimismo, la guía de ANECA menciona como ejemplos las publicaciones en revistas de especial prestigio o que correspondan a trabajos de revisión que constituyan una referencia básica en la especialidad

autores<sup>5</sup> y, cuando esto sea relevante, la posición que ocupa entre ellos los aspirantes. Complementariamente, la ANECA valora positivamente la aparición regular de las publicaciones.

### 2.3. Las publicaciones científicas en la acreditación como profesorado contratado.

El sistema de acreditación para las categorías de profesorado contratado es gestionado por la *Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya* (AQU Catalunya) mediante la Comisión de Evaluación de Investigación (Cassadesús Fa y Comet Señal 2016).

Las categorías que requieren acreditación son los Profesores Lectores, Profesores Agregados y Catedráticos. AQU Catalunya ha elaborado una guía de orientación donde ha establecido los procedimientos y criterios de evaluación de aplicación en cada una de estas categorías.

La evaluación para la acreditación de los Profesores Agregados y Catedráticos se basa en cuatro grandes apartados: publicaciones y transferencia de los resultados de investigación; dirección y participación en proyectos de investigación; actividad formativa; y, otros méritos (*Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya* 2012; *Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya* 2014). Cada uno de estos apartados se valora sobre una base de 10 puntos y su aportación a la puntuación final varía según los campos científicos. La Tabla 5 muestra la ponderación de cada apartado.

TABLA 5—PONDERACIONES DE LOS APARTADO DE EVALUACIÓN PARA LA ACREDITACIÓN DE LOS PROFESORES AGREGADOS Y LOS CATEDRÁTICOS

Apartados de evaluación	CCSS y Humanidades	Ciencias	Arquitectura	Otras
Publicaciones <sup>a</sup>	70,0%	75,0%	50,0%	70,0%
Dirección <sup>b</sup>	15,0%	10,0%	10,0%	15,0%
Actividad formativa	7,5%	10,0%	20,0%	10,0%
Otros méritos	7,5%	5,0%	20,0%	5,0%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

*Notas:* La categoría “Otras” incluye los siguientes campos de conocimiento: Ciencias de la Vida, Ciencias Médicas y de la Salud, Ingeniería. CCSS: Ciencias Sociales <sup>a</sup> Publicaciones y transferencia de los resultados de investigación. <sup>b</sup> Dirección y participación en proyectos de investigación. *Fuente:* Elaboración propia a partir de AQU Catalunya (*Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya* 2012; *Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya* 2014).

<sup>5</sup> La guía de ANECA recomienda reducir el valor de cada publicación cuando el número de autores sea superior a la media en la especialidad.

El análisis de las ponderaciones de cada apartado evidencia que el apartado correspondiente a las publicaciones y transferencia de los resultados de la investigación es el que tiene mayor relevancia.

En Ciencias Sociales, de acuerdo con las guías de orientación para la acreditación (Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya 2012; 2014), los aspirantes a Profesores Agregados necesitan haber publicado un mínimo de 10 artículos, de los cuales 4 deben haber sido publicados en las revistas científicas clasificadas como tipo A o B. En el caso de los Catedráticos se requiere un mínimo de 20 y 10 artículos, respectivamente. La evaluación de estos artículos tiene en cuenta su índice de factor de impacto y el número de citas recibidas.

- Revistas tipo A: Se corresponde con las revistas de ámbito internacional, indexadas, que tienen reconocido el máximo nivel de calidad dentro de su disciplina, y que está situada en los índices internacionales con los coeficientes de impacto más altos.
- Revistas tipo B: Incluye a las revistas de ámbito internacional, indexadas, y que están situadas en los índices internacionales con un coeficiente de impacto inferior a las revistas de tipo A; así como las revistas de ámbito internacional, no indexadas, del máximo nivel de calidad dentro de su disciplina, y que cuentan con un sistema de evaluación de originales riguroso y con un comité científico internacional.
- Revistas tipo C: Son las revistas de buen nivel de calidad dentro de su disciplina, no indexadas, y que cuentan con un sistema de evaluación de originales riguroso.

FIGURA 3. CLASIFICACIÓN AQU CATALUNYA DE LAS REVISTAS CIENTÍFICAS

Fuente: AQU Catalunya 2014

Por último, la evaluación para la acreditación de los aspirantes a Profesores Lectores se basa en tres grandes apartados: experiencia investigadora; formación académica; y, experiencia docente (Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya 2015). Para obtener un informe favorable de acreditación se requiere obtener 50 puntos en la suma de todos los apartados de evaluación. En Ciencias Sociales las publicaciones tienen una ponderación del 50% sobre la puntuación total, lo que pone de manifiesto nuevamente su importancia fundamental para la acreditación.

### 3. La importancia de las publicaciones científicas en las retribuciones del profesorado universitario

#### 3.1. Los sistemas de retribuciones del profesorado

El profesorado funcionario y el profesorado contratado cuentan con sistemas de retribuciones distintos, aunque en la práctica presentan muchas similitudes. En ambos casos los sistemas de retribución son los mismos para todas las universidades públicas en Cataluña. El marco legal vigente está establecido en la Ley Orgánica de Universidades (España 2001) y, además, en la *Llei d'Universitats de Catalunya* (Cataluña 2003).

En el caso del profesorado funcionario la definición del sistema y el establecimiento de las correspondientes cuantías salariales es una competencia exclusiva de la Administración General del Estado. No obstante, la Generalitat de Catalunya tiene competencias para implantar retribuciones adicionales. Estas deben estar ligadas a méritos individuales docentes, investigadores y de gestión. En el caso del profesorado contratado la Generalitat de Catalunya tiene competencias exclusivas para regular el sistema de retribuciones.

La Figura 4 muestra los conceptos salariales de los sistemas básicos de retribuciones del profesorado funcionario y del profesorado contratado. En ambos casos se cuenta con el mismo número de conceptos y, a pesar de sus diferentes denominaciones, cuentan con criterios de asignación equivalentes.

Profesorado funcionario	Profesorado contratado	Criterios de asignación
Sueldo Trienios	Sueldo Antigüedad	Fijo, por pertenencia al profesorado. Variable, por cada tres años cumplidos de servicios prestados.
Complemento de destino Componente genérico del complemento específico Componente singular por desempeño de cargos académicos del complemento específico Componente por méritos académicos del complemento específico	Complemento de lugar de trabajo Complemento de categoría Complemento funcional por cargos académicos o por responsabilidades de gestión Complemento por méritos docentes	Variable, por categoría de personal Variable, por categoría de personal Variable, por importancia del cargo que se ejerce
Complemento de productividad	Complemento de investigación	Variable, por cada evaluación positiva de méritos docentes –en periodos de 5 años- hasta un máximo de 6 y por categoría de personal. Variable, por cada evaluación positiva de la actividad investigadora –en periodos de 6 años- hasta un máximo de 6 y por categoría de personal.
Pagas extraordinarias y adicionales	Pagas extraordinarias	Fijo, por pertenencia al profesorado.

FIGURA 4. CONCEPTOS SALARIALES BÁSICOS DEL PROFESORADO UNIVERSITARIO

Además de los conceptos salariales básicos el profesorado funcionario y el profesorado contratado cuenta con los mismos complementos adicionales por méritos individuales docentes, investigadores y de gestión. No obstante el profesorado contratado a jornada parcial no percibe complementos adicionales (Cataluña 2003). En particular los complementos adicionales por méritos individuales investigadores se conceden en base a los mismos criterios que el complemento de productividad o de investigación. Esto es, mediante la acumulación de los denominados sexenios de investigación, que se corresponden con evaluaciones positivas de la investigación en periodos de 6 años.

Las publicaciones científicas y, en general, la actividad investigadora repercute sobre las retribuciones del profesorado funcionario y contratado mediante dos mecanismos. Uno, de naturaleza indirecta, cómo es la acreditación para las categorías permanentes de profesorado y posterior acceso a los concursos de selección de las universidades. Otro, de naturaleza directa, cómo es la acreditación de sexenios de investigación, que dan lugar al reconocimiento de complementos de productividad o de investigación, así como a complementos adicionales por méritos individuales investigadores.

Por último, la importancia de los sexenios de investigación trasciende la cuestión retributiva. Según Murillo Torrecilla (2008) se han convertido en un requisito imprescindible para formar parte de comisiones de plaza, tribunales de tesis doctorales, y, además, facilitan el acceso del profesorado a los fondos de investigación. Desde el 2012, los sexenios de investigación también determinan la carga docente del profesorado<sup>66</sup>.

### **3.2. Las publicaciones científicas en la acreditación de los sexenios de investigación.**

La acreditación de los sexenios de investigación del profesorado funcionario es realizada por la Comisión Nacional Evaluadora de la Actividad Investigadora (CNEAI). En el caso del profesorado contratado esta tarea es asumida por *AQU Catalunya*, empleando los criterios de la CNEAI para el profesorado funcionario (Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya 2008).

---

<sup>66</sup> Se trata de una medida introducida por el Real Decreto-ley 14/2012 (España 2012) según la cual el profesorado funcionario tendrá 32 créditos ECTS si no tienen reconocido ningún sexenio de investigación o de cuyo reconocimiento haya transcurrido más de seis años. En cambio, tendrán 24 créditos ECTS aquellos que tengan un sexenio de investigación reconocido hace 6 o menos años. Los Catedráticos de Universidad con 4 sexenios y los Profesores Titulares de Universidad, Catedráticos y Profesores Titulares de Escuela Universitaria con 3 sexenios que cumplan lo anterior tendrán una actividad docente de 16 créditos ECTS. Esta reducción también se aplica al profesorado funcionario con 5 o más sexenios. En el caso del personal contratado son las propias universidades las que regulan el régimen de dedicación. En general estas han establecido las mismas condiciones que tiene el profesorado funcionario.

Desde su creación a finales de 1989, la CNEAI ha ido concretando los criterios de evaluación de la actividad investigadora que se valoran en el proceso de acreditación de los sexenios de investigación. En su primera concreción (España 1990), esta restringió la valoración a cinco contribuciones que debían ser escogidas por los propios solicitantes.

Más tarde, en 1996, la CNEAI explicita por primera vez las condiciones que deben cumplir las contribuciones presentadas para su evaluación positiva (España 1996). Estas condiciones varían según el campo científico. En Ciencias Económicas y Empresariales valoran las contribuciones publicadas en revistas que ocupan posiciones relevantes en el SSCI del JCR. Complementariamente, pueden valorar publicaciones en otras revistas si cuentan con un reconocimiento científico similar. Además, establece que para la acreditación del sexenio se debe presentar, como mínimo, un artículo publicado en una revista de calidad.

En 2006 la CNEAI revisa los criterios de evaluación (España 2006). En Ciencias Económicas y Empresariales añade las revistas del SCI del JCR al grupo de valoración preferente que hasta entonces solo incluía las revistas del SSCI. Además, establece que se debe presentar al menos un artículo publicado en una revista SSCI o SCI para lograr el reconocimiento del sexenio de investigación.

En los últimos años, la CNEAI ha vuelto a revisar los criterios de evaluación en algunos campos científicos. En Ciencias Económicas y Empresariales ha establecido como criterio mínimo de reconocimiento del sexenio que se presenten dos artículos publicados en revistas SSCI o SCI y que tengan un impacto significativo dentro de su área (España 2013) o bien que los cinco artículos se hayan publicado en revistas incluidas en dichos listados, o en revistas en posiciones relevantes en SCOPUS (España 2014). En la valoración se tendrán en cuenta las citas recibidas por cada artículo y el factor de impacto de la revista.

Agraït y Poves (2009) analizan los resultados de la acreditación de sexenios de investigación del periodo 1989-2007 en España. En sus conclusiones destacan la variabilidad entre los campos de conocimiento, así como entre universidades. En la Tabla 6 se muestra la distribución del profesorado funcionario en Ciencias Económicas y Empresariales en las universidades públicas en Cataluña según el número de sexenios

acreditados. Por un lado, se observa que los Profesores Titulares y Catedráticos de Escuela Universitaria con algún sexenio de investigación no alcanzan el 5% y 10% del total de su categoría académica, respectivamente. Por otro lado, los profesores con 3 o más sexenios de investigación representan sólo el 12% del profesorado funcionario.

TABLA 6—DATOS DE LA EVALUACIÓN DE LA CNEAI EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

Total	% con algún sexenio	% con 1 sexenio	% con 2 sexenios	% con 3 o más
CU	116	80%	10%	53%
TU	285	50%	31%	2%
CEU	33	9%	3%	0%
TEU	137	4%	3%	1%
Total	571	43%	19%	12%

*Notas:* Datos acumulados durante el periodo 1989-2007. *CU:* Catedráticos de Universidad. *TU:* Profesores Titulares de Universidad. *CEU:* Catedráticos de Escuela Universitaria. *TEU:* Profesores Titulares de Escuela Universitaria. *Fuente:* Elaboración propia a partir de los datos anexos de (Agrait y Poves 2009).

### 3.3. El impacto económico de las promociones académicas

La Tabla 7 muestra las cuantías mensuales en 2014 de los conceptos retributivos, excepto aquellos ligados a cargos académicos o de gestión, que pueden recibir las principales categorías de personal de profesorado universitario. Tampoco se incluyen las cuantías mensuales que corresponden a tramos vencidos antes de 2007 de los complementos adicionales de docencia y de investigación.

TABLA 7—CUANTÍAS MENSUALES DE LOS CONCEPTOS RETRIBUTIVOS DEL PROFESORADO UNIVERSITARIO. 2014

	Categorías de personal					
	TEU	TU/CEU	CU	LE	PA	CA
Retribución fija <sup>1</sup>	2.235,15	2.526,75	3.164,30	2.282,44	2.518,57	3.069,48
Trienios o antigüedad	45,61	45,61	45,61	45,31	45,31	45,31
Complementos por méritos docentes	216,63	249,28	307,75	241,93	255,79	315,81
Complementos por méritos de investigación	216,13	248,69	307,02	241,93	255,79	315,81
	Promociones académicas					
	De TEU a TU/CEU		De TU/CEU a CU		De LE a PA	De PA a CU
Retribución fija <sup>1</sup>	13%		25%		10%	22%
Trienios o antigüedad	0%		0%		0%	0%
Complementos por méritos docentes	15%		23%		6%	23%
Complementos por méritos de investigación	15%		23%		6%	23%

*Notas:* <sup>1</sup> Incluye las cuantías correspondientes a regulación IPC por dicho concepto. <sup>2</sup> Tramos vencidos a partir del 01/01/2017. *CU:* Catedráticos de Universidad. *TU/CEU:* Titulares de Universidad/Catedráticos de Escuela Universitaria. *TEU:* Titulares de Escuela Universitaria. *CA:* Catedráticos. *AG:* Profesores Agregados. *LE:* Profesores Lectores. *Fuente:* Elaboración propia a partir de datos de Universidad de Barcelona (2014).

Las promociones académicas comportan incrementos salariales del profesorado, tanto en la parte fija como variable. La promoción de Profesores Titulares de Escuela Universitaria a Catedráticos de Escuela Universitaria o, en su caso, Profesores Titulares de Universidad incrementa un 13% la retribución fija, mientras que el ascenso desde estas categorías a Catedráticos de Universidad permite obtener un 25% más. Además, los complementos ligados a méritos docentes o de investigación aumentan un 15% y 23%, respectivamente. Por su parte, la promoción de Profesores Lectores a Profesores Agregados aumenta un 10% la retribución fija y un 6% los complementos ligados a méritos docentes o de investigación. Finalmente, la promoción de Profesores Agregados a Catedráticos supone aumentar la retribución fija en un 22% y los complementos en un 23%.

En términos retributivos hay pocas diferencias entre categorías equivalentes del profesorado funcionario y contratado. Así, el impacto retributivo más importante se produce en la promoción a Catedráticos de Universidad, si profesorado funcionario, o a Catedráticos, si profesorado contratado.

La retribución de la categoría de Profesores Asociados, que es la más frecuente en el profesorado universitario sólo se compone de salario, complemento de lugar de trabajo y pagas extraordinarias. Las cuantías son proporcionales a la dedicación de su jornada laboral y dependen del tipo retributivo. Hay cuatro tipos retributivos: asociado básico o 1 que sirve de referencia para el establecimiento de las cuantías, así como asociado 2, 3 y 4, que se calculan como 125%, 153% y 241% del asociado básico<sup>7</sup>. En 2014 la retribución anual del asociado básico era de 7.471,88 euros<sup>8</sup>, de modo que la promoción a cualquiera de las categorías anteriores comporta un importante incremento salarial.

Los distintos complementos por méritos de investigación están vinculados al reconocimiento de sexenios de investigación. La cuantía de los complementos es siempre la misma, percibiéndose lo mismo por el primer sexenio como por el sexto. En cambio, esta varía en función de las categorías de profesorado universitario. Así, los Profesores Titulares de Escuela Universitaria perciben 216,13 euros, mientras que los Catedráticos ingresan 315,81 euros. En general, la cuantía de los complementos por méritos de

---

<sup>7</sup> Artículo 34 del I Conveni Col·lectiu del Personal Docent i Investigador de les Universitats Públiques Catalanes.

<sup>8</sup> Universidad de Barcelona (2014): Retribucions PDI.

investigación representa alrededor de un 10% de la retribución fija. Sin embargo, como el profesorado universitario acumula los trienios y también suele conseguir los complementos por méritos académicos (Vaquero García 2005), su cuantía representa una menor proporción del total de la retribución a lo largo de la carrera académica.

La Tabla 8 muestra diferentes escenarios de impacto de la acumulación de sexenios de investigación en las retribuciones anuales. Para ello se supone que, en primer lugar, se alcanza la categoría de Profesores Titulares de Universidad o de Profesores Agregados a los 28 años de edad. Además se da por hecho que se acumulan todos los trienios de antigüedad y que los complementos por méritos docentes y por méritos de investigación se consiguen en el menor tiempo posible. Por último, en el escenario con promoción académica se asume que esta se produce entre los 52 y 58 años.

TABLA 8—ESCENARIOS DE IMPACTO DE LA ACUMULACIÓN DE SEXENIOS DE INVESTIGACIÓN

Sin promoción								
Edad	Categoría	Retribución anual	Incremento por sexenio adicional		Categoría	Retribución anual	Incremento por sexenio adicional	
28	TU	34.465,94	na	na	AG	35.259,98	na	na
34	TU	41.905,04	2.984,28	7,67%	AG	42.667,62	3.069,48	7,75%
40	TU	49.344,14	2.984,28	6,44%	AG	50.075,26	3.069,48	6,53%
46	TU	56.783,24	2.984,28	5,55%	AG	57.482,90	3.069,48	5,64%
52	TU	64.222,34	2.984,28	4,87%	AG	64.890,54	3.069,48	4,97%
58	TU	74.909,06	2.984,28	4,15%	AG	75.367,66	3.069,48	4,25%
64	TU	79.100,54	2.984,28	3,92%	AG	79.705,82	3.069,48	4,01%
70	TU	80.307,74	na	na	AG	80.974,50	na	na
Con promoción								
Edad	Categoría	Retribución anual	Incremento por sexenio adicional		Categoría	Retribución anual	Incremento por sexenio adicional	
28	TU	34.465,94	na	na	AG	35.259,98	na	na
34	TU	41.905,04	2.984,28	7,67%	AG	42.667,62	3.069,48	7,75%
40	TU	49.344,14	2.984,28	6,44%	AG	50.075,26	3.069,48	6,53%
46	TU	56.783,24	2.984,28	5,55%	AG	57.482,90	3.069,48	5,64%
52	TU	64.222,34	2.984,28	4,87%	AG	64.890,54	3.069,48	4,97%
58	CU	91.905,00	3.684,24	4,18%	CA	91.003,04	3.789,72	4,35%
64	CU	96.796,44	3.684,24	3,96%	CA	96.061,44	3.789,72	4,11%
70	CU	98.003,64	na	na	CA	97.330,12	na	na

*Notas:* Las retribuciones aumentan por la acumulación de trienios cada tres años, de quinquenios docentes cada cinco años y de sexenios de investigación cada seis años. Se han considerado las cuantías correspondientes al año 2014. En el caso de las retribuciones adicionales se ha considerado la cuantía establecida para el periodo de reconocimiento más reciente. Entre los 52 y 58 años se acumulan dos quinquenios docentes, por lo que el aumento de las retribuciones es mayor que en los otros periodos. (na): No aplicable. *Fuente:* Elaboración propia a partir de datos de Universidad de Barcelona (2014).

El incremento por sexenio adicional no alcanza el 8% de la retribución total anual en los inicios de la carrera académica del profesorado como plantilla permanente de las universidades. Conforme avanza la carrera académica la cuantía de los complementos que

representa la acumulación de un nuevo sexenio de investigación se reduce en términos relativos. La promoción académica, con el consiguiente aumento de estos complementos, apenas compensa la reducción en términos relativos, puesto que también incrementa el resto de conceptos salariales. En todos los supuestos considerados, el último sexenio de investigación comporta un incremento de la retribución total anual inferior al 4%.

## **Conclusiones**

Desde la década de 1990 las publicaciones en revistas científicas indexadas se convertido escalonadamente en resultados fundamentales para el progreso de las carreras académicas en las universidades públicas catalanas.

Por un lado, el desarrollo del sistema de acreditación de los sexenios de investigación ha introducido de forma escalonada nuevos incentivos externos asociados a las publicaciones en revistas científicas. En 1996 la CNEAI impuso la condición de contar con al menos un artículo publicado en una revista bien posicionada en el listado SSCI. En 2013 amplió esta condición mínima a dos artículos publicados en revistas que estuvieran en posiciones destacadas en los listados SSCI o SCI. A partir de 2014 añadió el criterio de contar con cinco publicaciones en revistas que ocupen posiciones relevantes en los listados SSCI, SCI o SCOPUS. La acreditación de los sexenios de investigación son fundamentales para las carreras académicas, no sólo por los complementos retributivos que comportan, sino porque estos permiten formar parte de comisiones de plaza, tribunales de tesis doctorales y, facilitan el acceso del profesorado a los fondos de investigación (Murillo Torrecilla 2008). Además, desde 2012, la carga docente del profesorado está determinada por los sexenios de investigación.

Por otro lado, la implantación de sistemas de acreditación para el acceso a las categorías de profesorado permanente ha convertido la actividad investigadora, en general, y las publicaciones en revistas científicas, en particular, en requisitos fundamentales para poder presentarse a cualquier concurso de plaza de profesorado permanente a partir del 2007. Además este cambio normativo ha coincidido con el fin del crecimiento de plazas de profesorado hasta producirse tasas de crecimiento negativo en los últimos años. Todo ello

ha comportado mayor competencia por las plazas docentes a través de las publicaciones científicas.

El desarrollo de estos sistemas ha primado la importancia de las publicaciones científicas en los inicios de la carrera académica, especialmente mientras se está compitiendo por conseguir una plaza permanente de profesorado. Los incentivos externos ligados a las publicaciones científicas son menos importantes para el profesorado con plaza permanente, especialmente aquellos de mayor rango académico, Catedráticos de Universidad o Catedráticos.

Como resultado de este proceso se puede esperar que el análisis de la productividad científica del profesorado de las universidades públicas en Cataluña encuentre: i) efectos generacionales que representan mayor productividad en las cohortes más recientes; ii) comportamientos longitudinales distintos entre las cohortes, siendo estos más favorables a la teoría de ciclo vital en las cohortes más jóvenes; iii) efectos promoción académica tras el acceso a las categorías permanentes, especialmente después de lograr la posición de Catedráticos.

Por último, el mecanismo de transformación en sus propias plazas de la categoría de Profesores Titulares de Escuela Universitaria en Profesores Titulares de Universidad introducido en 2007 puede introducir distorsiones en el análisis de la productividad científica a lo largo de la vida. Primero, porque ha estimulado la consecución del Grado de Doctor en edades más avanzadas de profesores con plaza permanente. Segundo, porque la competencia para el acceso a plazas de Profesores Titulares de Universidad no se ha basado en la actividad investigadora y, en particular, en las publicaciones científicas.

## Referencias

- Agencia Nacional de Evaluación de la Calidad y Acreditación. 2008. «Principios y Orientaciones para la Aplicación de los Criterios de Evaluación». [http://www.aneca.es/content/download/10527/118089/version/1/file/academia\\_14\\_ppi\\_osyorientaciones.pdf](http://www.aneca.es/content/download/10527/118089/version/1/file/academia_14_ppi_osyorientaciones.pdf).
- Agència per a la Qualitat del Sistema Universitari de Catalunya. 2008. «L'avaluació dels mèrits de docència, recerca i gestió». Barcelona. [http://www.aqu.cat/uploads/professorat/triptic\\_merits/Sitio\\_web/Principal\\_files/Avaluacio\\_merits.pdf](http://www.aqu.cat/uploads/professorat/triptic_merits/Sitio_web/Principal_files/Avaluacio_merits.pdf).
- . 2012. «Criteris en l'emissió de les acreditacions de recerca». Barcelona.
- . 2014. «Criteris en l'emissió de les acreditacions de recerca avançada». [http://www.aqu.cat/doc/doc\\_20142265\\_1.pdf](http://www.aqu.cat/doc/doc_20142265_1.pdf).
- . 2015. «Criteris en l'emissió dels informes per a professorat lector». Barcelona. [http://www.aqu.cat/doc/doc\\_33065373\\_1.pdf](http://www.aqu.cat/doc/doc_33065373_1.pdf).
- Agrait, Nicolas, y Alfredo Poves. 2009. «Informe sobre los resultados de las evaluaciones de la CNEAI. La situación en 2009». Madrid. <http://www.educacion.es/dctm/ministerio/horizontales/ministerio/organismos/cneai/2009-info-v5.pdf?documentId=0901e72b8008d9ff>.
- Backes-Gellner, Uschi, y Axel Schlinghoff. 2010. «Career Incentives and “Publish or Perish” in German and U.S. Universities». *European Education* 42 (3): 26-52. doi:10.2753/EUE1056-4934420302.
- Baker, George P., Michael C. Jensen, y Kevin J. Murphy. 1988. «Compensation and Incentives: Practice vs. Theory». *The Journal of Finance* 43 (3): 593-616. doi:10.1111/j.1540-6261.1988.tb04593.x.
- Cassadesús Fa, Martí, y Núria Comet Señal. 2016. «AQU Catalunya: Una herramienta para la mejora continuada del Sistema Universitario Catalán». *Revista de Educación y Derecho*, n.º 13. <http://revistes.ub.edu/index.php/RED/article/view/15506>.
- Castillo, Jose-Luis. 2012. «ANECA y la acreditación del profesorado universitario». En *Seminarios Técnicos sobre Evaluación y Acreditación del Profesorado de la Universidad Nacional de Educación a Distancia*, 1-75. Madrid: Universidad Nacional de Educación a Distancia.
- Cataluña. 2003. «Llei 1/2003, de 19 de febrer, d'Universitats de Catalunya». *Diari Oficial de la Generalitat de Catalunya*, n.º 3826, 20 de febrero: 3.326-3.345. <http://portaldogc.gencat.cat/utillsEADOP/PDF/3826/318788.pdf>.
- Consejo de Universidades. 1994a. *Anuario de Estadística Universitaria. 1988*. Madrid: Ministerio de Educación y Ciencia. Centro de Publicaciones.
- . 1994b. *Anuario de Estadística Universitaria. 1992*. Madrid: Ministerio de Educación y Ciencia. Centro de Publicaciones.

- Coupé, Tom, Valérie Smeets, y Frédéric Warzynski. 2006. «Incentives, Sorting and Productivity along the Career: Evidence from a Sample of Top Economists». *Journal of Law, Economics, & Organization* 22 (1): 137-67. <http://www.jstor.org/stable/3555037>.
- España. 1983. «Ley Orgánica 11/1983, de 25 de agosto, de Reforma Universitaria». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 209, de 1 de septiembre: 24.034-24.042. <https://www.boe.es/buscar/doc.php?id=BOE-A-1983-23432>.
- . 1990. «Orden de 5 de febrero de 1990 por la que se establece el procedimiento para la evaluación de la actividad investigadora en desarrollo del Real Decreto 1086/1989, de 28 de agosto, sobre retribuciones del profesorado universitario». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 32, de 6 de febrero: 3.566-3.570. <https://www.boe.es/buscar/doc.php?id=BOE-A-1990-3021>.
- . 1996. «Resolución de 6 de noviembre de 1996, de la Dirección General de Enseñanza Superior-Presidencia de la Comisión Nacional Evaluadora de la Actividad Investigadora, por la que se establecen los criterios específicos en cada uno de los campos de evaluación.» *Boletín Oficial del Estado*, n.º 280, de 20 de noviembre: 41.071-41.078. <https://www.boe.es/buscar/doc.php?id=BOE-A-2006-20404>.
- . 2001. «Ley Orgánica 6/2001, de 21 de diciembre, de Universidades». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 307, de 24 de diciembre: 49400-425. [https://www.boe.es/diario\\_boe/txt.php?id=BOE-A-2001-24515](https://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=BOE-A-2001-24515).
- . 2006. «Resolución de 17 de noviembre de 2006, de la Presidencia de la Comisión Nacional Evaluadora de la Actividad Investigadora, por la que se establecen los criterios específicos en cada uno de los campos de evaluación». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 280, de 23 de noviembre: 41.071-41.078. <https://www.boe.es/buscar/doc.php?id=BOE-A-2006-20404>.
- . 2007a. «Ley Orgánica 4/2007, de 12 de abril, por la que se modifica la Ley Orgánica 6/2001, de 21 de diciembre, de Universidades». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 89, de 13 de abril: 16.241-16.260. <https://www.boe.es/buscar/doc.php?id=BOE-A-2007-7786>.
- . 2007b. «Real Decreto 1312/2007, de 5 de octubre, por el que se establece la acreditación nacional para el acceso a los cuerpos docentes universitarios». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 240, de 6 de octubre: 40.653-40.659.
- . 2012. «Real Decreto-ley 14/2012, de 20 de abril, de medidas urgentes de racionalización del gasto público en el ámbito educativo». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 96, de 21 de abril: 30.977-30.984. [https://www.boe.es/diario\\_boe/txt.php?id=BOE-A-2012-5337](https://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=BOE-A-2012-5337).
- . 2013. «Resolución de 15 de noviembre de 2013, de la Comisión Nacional Evaluadora de la Actividad Investigadora, por la que se publican los criterios específicos aprobados para cada uno de los campos de evaluación». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 290, de 1 de diciembre: 92.880-92.893. [https://www.boe.es/diario\\_boe/txt.php?id=BOE-A-2013-12234](https://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=BOE-A-2013-12234).
- . 2014. «Resolución de 26 de noviembre de 2014, de la Comisión Nacional

- Evaluadora de la Actividad Investigadora, por la que se publican los criterios específicos aprobados para cada uno de los campos de evaluación». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 290, de 1 de diciembre: 98.204-98.219. [https://www.boe.es/diario\\_boe/txt.php?id=BOE-A-2014-12482](https://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=BOE-A-2014-12482).
- . 2015. «Real Decreto 415/2015, de 29 de mayo, por el que se modifica el Real Decreto 1312/2007, de 5 de octubre, por el que se establece la acreditación nacional para el acceso a los cuerpos docentes universitarios». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 240, de 6 de octubre: 40.653-40.659. [https://www.boe.es/diario\\_boe/txt.php?id=BOE-A-2015-6705](https://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=BOE-A-2015-6705).
- García-Ayllón Veintimilla, Salvador, y Antonio Tomás Espín. 2014. «La acreditación y promoción del profesorado en la universidad española: situación, tendencias y perspectivas de futuro». *REDU: Revista de Docencia Universitaria* 12 (4): 39-62. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4907928>.
- Instituto Nacional de Estadística. 2001. «Estadística de la Enseñanza Universitaria en España, curso 2000-01». <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t13/p405&file=inebase>.
- Levin, Sharon G., y Paula E. Stephan. 1991. «Research productivity over the life cycle: Evidence for academic scientists». *Economic Review* 81 (1): 114-32. <http://www.jstor.org/stable/2006790>.
- Ministerio de Educación Cultura y Deporte. 2007. «Estadística de Personal de las Universidades. Curso 2006-2007». <http://www.mecd.gob.es/educacion-mecd/areas-educacion/universidades/estadisticas-informes/estadisticas/personal-universitario/personal-universitario-06-07.html>.
- . 2013. «Estadística de Personal de las Universidades. Curso 2012-2013». [https://www.educacion.gob.es/educabase/menu.do?type=pcaxis&path=/Universitaria/Personal/2014-2015/PDI/2\\_Total\\_CCAA&file=pcaxis&l=s0](https://www.educacion.gob.es/educabase/menu.do?type=pcaxis&path=/Universitaria/Personal/2014-2015/PDI/2_Total_CCAA&file=pcaxis&l=s0).
- . 2015. «Estadística de personal de las universidades. Curso 2014-2015». [https://www.educacion.gob.es/educabase/menu.do?type=pcaxis&path=/Universitaria/Personal/2014-2015/PDI/2\\_Total\\_CCAA&file=pcaxis&l=s0](https://www.educacion.gob.es/educabase/menu.do?type=pcaxis&path=/Universitaria/Personal/2014-2015/PDI/2_Total_CCAA&file=pcaxis&l=s0).
- Murillo Torrecilla, F. Javier. 2008. «La evaluación del profesorado universitario en España». *Revista iberoamericana de evaluación educativa* 1 (3): 30-45. [http://www.rinace.net/riee/numeros/vol1-num3\\_e/art3.pdf](http://www.rinace.net/riee/numeros/vol1-num3_e/art3.pdf).
- San Segundo Gómez de Cadiñanos, María Jesús. 2005. «Promoción y remuneración del profesorado universitario: de la LRU a la LOU». *Hacienda Pública Española*, n.º 172: 93-117. <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=1167562&info=resumen&idioma=SPA>.
- Secretaria d'Universitats i Recerca. 2015. «Personal Acadèmic». [http://universitatsirecerca.gencat.cat/ca/03\\_ambits\\_dactuacio/sur-en-xifres/Personal/PDI-i-Investigadors/](http://universitatsirecerca.gencat.cat/ca/03_ambits_dactuacio/sur-en-xifres/Personal/PDI-i-Investigadors/).
- Stephan, Paula E. 1996. «The Economics of Science». *Journal of Economic Literature* 34

(3): 1199-1235.

Vaquero García, Alberto. 2005. «Políticas de incentivos sobre el profesorado universitario. Situación actual y propuestas de mejora». *Presupuesto y Gasto Público* 41: 309-32.

# CAPÍTULO II. LA EDAD O EXPERIENCIA COMO PREDICTORES DE LA PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA DEL PROFESORADO UNIVERSITARIO EN ESPAÑA

## Introducción

En la literatura sobre la productividad científica se emplea indistintamente la edad o la experiencia de los individuos como variable explicativa. Sin embargo, hay un vacío de evidencia respecto a la relación empírica entre edad y experiencia de los investigadores.

La neutralidad del intercambio entre edad y experiencia en los modelos económicos descansa en el supuesto que todos los individuos se doctoran aproximadamente a una misma edad. Esto puede verse fácilmente al descomponer ambas variables:

$$Edad = \text{Año cronológico} - \text{Año nacimiento} \quad (1)$$

$$Experiencia = \text{Año cronológico} - \text{Año doctorado} \quad (2)$$

Y estableciendo que

$$\text{Año doctorado} = k + \text{Año nacimiento} \quad (3)$$

Donde  $k$  es una constante que representa los años de escolarización y de formación que los individuos invierten en lograr su doctorado. Entonces resulta que

$$Experiencia = Edad - k \quad (4)$$

Por tanto, si se parte de una ecuación que relaciona la productividad científica individual,  $Y$ , con la experiencia se pueden obtener los coeficientes de la edad del modo siguiente:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 Experiencia + \beta_2 Experiencia^2 \quad (5)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1(Edad - k) + \beta_2(Edad - k)^2 \quad (6)$$

$$Y = (\beta_0 - \beta_1k + \beta_2k^2) + (\beta_1 - 2\beta_2k)Edad + \beta_2Edad^2 \quad (7)$$

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1Edad + \alpha_2Edad^2 \quad (8)$$

En consecuencia, siempre que la relación entre la edad y la experiencia sea constante, su empleo será indistinto y los coeficientes de la edad podrán recuperar a través de una combinación lineal de los coeficientes de la experiencia. Sin embargo, si la relación entre ambas variables varía entre individuos, esto no será posible. Más allá, es posible que la edad y la experiencia afecten de forma diferente a la producción científica individual,

La falta de atención que se ha prestado a la relación empírica entre la edad y la experiencia puede deberse a que los autores emplean muestras de investigadores top o bien de países como Estados Unidos, Francia o Alemania donde estos se doctoran en edades similares. En 2007 los profesores universitarios encuestados por el estudio internacional *The Changing Academic Profession* se habían doctorado a una edad media de 30 años en Alemania, 31 años en Reino Unido, 32 años en Italia y 33 años en Estados Unidos (Teichler, Arimoto, y Cummings 2013). Además, como la condición de doctor es un requisito en estos países para acceder al profesorado universitario, las edades están concentradas. Hamermesh (2017) reporta una correlación del 0,98 entre edad y experiencia en una muestra de profesorado universitario de Economía en Estados Unidos.

En este trabajo se emplea una muestra de corte transversal con 1.444 profesores universitarios que ha sido extraída de la Encuesta de Recursos Humanos de Ciencia y Tecnología (ERHCT-2009) del Instituto Nacional de Estadística. La media de edad al doctorarse es de 32,6 años en línea con otros países. Sin embargo, en este caso se observa una notable variabilidad. Así, el rango de edad al doctorarse se sitúa entre los 25 y 57 años. En particular, el 20% lo ha hecho después de los 35 años. Como consecuencia la correlación simple entre edad y experiencia es del 0,74. Además los modelos de regresión lineal que incluyen como variables la edad, el sexo y las disciplinas científicas apenas son capaces de explicar el 31% de la variabilidad de la experiencia.

Los resultados obtenidos indican que cuando la variabilidad en la edad al doctorarse es elevada, entonces la sustitución de la edad por la experiencia en los modelos explicativos de la productividad científica no resulta neutral. En particular, el empleo de la experiencia oculta que los individuos que se doctoran más tarde suelen presentar menor productividad científica. Además, los resultados sugieren que la presencia de individuos que se han doctorado después de los 35 años contribuye a la identificación de una relación en forma de suave U entre la edad y la productividad científica. Sin embargo, al tratarse de datos de corte transversal resulta imposible distinguir entre el efecto de la edad y el efecto de las cohortes generacionales, siendo ambos efectos observados simultáneamente.

La siguiente sección revisa la literatura sobre productividad científica, constatando la ausencia de trabajos que analicen la relación entre edad y experiencia. La sección 2 describe la metodología de análisis seguida en este trabajo. A continuación, la sección 3 presenta los resultados y la sección 4 presenta las conclusiones.

## **1. Revisión de la literatura**

Entre los primeros estudios que pusieron su atención sobre la relación entre la edad y la productividad científica destaca Cole (1979), quien compara las publicaciones y citaciones durante 1965 y 1969 de 2.460 científicos en seis disciplinas científicas (Química, Geología, Matemáticas, Física, Psicología, Sociología). Los resultados muestran una relación en forma de U invertida entre la edad y los indicadores de productividad, observándose un ligero descenso a partir de los 40-44 años.

Kyvik y Olsen (2008) analizan la productividad científica del profesorado universitario en Noruega en los años 1981, 1991 y 2000. En los dos primeros periodos encuentran evidencias de una relación en forma de U invertida entre la edad y la productividad. En cambio, en el último periodo apenas encuentran diferencias según la edad, salvo para los menores de 35 años.

Hamermesh (2012) muestra que la proporción de artículos con coautores mayores en revistas científicas de gran impacto (*American Economic Review*, *Journal of Political*

*Review* y *Quarterly Journal of Economics*) resulta muy inferior a la proporción que estos representan entre los economistas académicos. En las publicaciones del año 2011 contabiliza que los autores con más de cincuenta años representan apenas el 20% del total, mientras que el 6% tiene más de sesenta años. En años de décadas anteriores, hasta 1963, la proporción de autores con más de cincuenta años se sitúa entre el 4% y el 7%.

Sin embargo, al emplear estos estudios datos de corte transversal, el efecto de la edad sobre la productividad no puede distinguirse del efecto de las cohortes generacionales. Este problema de identificación se constata fácilmente en la ecuación 1. Así, mientras el efecto de la edad está asociado al proceso de envejecimiento de los individuos, el efecto cohorte representa un comportamiento diferenciado en base al año de nacimiento o generación a la que estos individuos pertenecen. Esta limitación también alcanza a este trabajo.

En respuesta a esta situación la mayoría de los estudios recientes emplean datos longitudinales. De esta manera se puede analizar la productividad de los investigadores de una misma cohorte en edades distintas, es decir conforme estos envejecen. En general estos estudios indican que la productividad individual presenta una forma de U invertida (Diamond 1986; Levin y Stephan 1991; Turner y Mairesse 2003; Gonzalez-Brambila y Veloso 2007) o de doble U invertida (Goodwin y Sauer 1995; Rauber y Ursprung 2008; Lissoni et al. 2011) respecto a la edad en diferentes disciplinas y países.

El estudio de la productividad de los investigadores universitarios en España está poco arraigado. En este sentido destaca el trabajo de Costas, Van Leeuwen, y Bordons (2010), el cual analiza la productividad durante el periodo 1991-2004 de 1.064 investigadores permanentes del CSIC en las áreas de Biología y Biomedicina, Ciencias de los Materiales, y Recursos Naturales. Los resultados del análisis bivariante indican una relación de U invertida en la muestra total. No obstante, entre los investigadores más productivos la curvatura es más intensa, mientras que en los menos productivos es una relación lineal de pendiente negativa.

En la literatura el efecto de la edad sobre la productividad se basa en distintos modelos económicos. Entre estos destaca, en primer lugar, los modelos basados en la teoría de ciclo vital que sugieren que hay decisiones de producción científica que son adoptadas en base a

las expectativas de recompensas futuras (Levin y Stephan 1991). Como consecuencia los individuos reducen su productividad científica a partir de una determinada edad. En ausencia de otros efectos estos modelos esperan encontrar una relación en forma de U invertida entre la edad o la experiencia y la productividad científica.

Las ventajas acumuladas por los investigadores a lo largo de la vida han sido introducidas desde la sociología de la ciencia para explicar la relación entre edad y productividad científica. Según el conocido “efecto Mateo en ciencia” formulado por Merton (1968; 1988), los investigadores que han alcanzado un nivel de reconocido prestigio tienen mayor facilidad para publicar sus trabajos que otros investigadores menos conocidos a pesar de que estos cuenten con contribuciones de calidad equivalente. Además Allison y Stewart (1974) y Cole (1979) sugieren que el sistema de incentivos del profesorado universitario estimula que los mejores investigadores sigan publicando, mientras que favorece el abandono de la actividad del resto al no tener suficiente recompensa para continuar haciéndolo.

Por su parte, la teoría de los torneos (Lazear y Rosen 1981; Lazear 2004) o los modelos de carreras profesionales (Gibbons y Waldman 1999) han sido trasladados al análisis de la productividad científica del profesorado universitario. En estos casos la hipótesis principal es que los individuos reducen sus esfuerzos y con ello su productividad científica después de alcanzar posiciones permanentes en las plantillas universitarias. Coupé, Smeets, y Warzynski (2006) sugieren la existencia de este efecto en una muestra de profesorado en Economía de Estados Unidos, mientras que es rechazado por Sabatier (2012) en una muestra de profesorado universitario de todas las disciplinas en Francia.

Por otro lado, en la literatura se formulan mecanismos asociados con las cohortes generacionales de los individuos. Levin y Stephan (1991) sugieren la existencia de dos tipos. Uno, que consiste en la hipótesis de que las cohortes más jóvenes reciben mejor formación que las precedentes, de modo que presentan mejor productividad científica. Otro, que hace depender la productividad científica de las cohortes de las condiciones de mercado en el momento de doctorarse. Cuando el resto de sectores económicos son capaces de atraer a los mejor preparados, la productividad de los investigadores desciende.

En la revisión de la literatura empírica resulta llamativa la ausencia de análisis de la relación entre la edad y la experiencia, a pesar de que ambas variables son empleadas indistintamente, siendo la disponibilidad de datos el criterio que fundamenta la elección entre una variable u otra. Así, se suele emplear con más frecuencia la experiencia, puesto que resulta más fácil obtener el año de doctorado que el año de nacimiento. Esta falta de interés puede hallar justificación en los estudios con muestras de investigadores de alta productividad científica donde se puede esperar que la correlación entre edad y experiencia sea muy elevada. Así, Hamermesh (2017), que ha resultado el único trabajo con este tipo de información, reporta una correlación entre edad y edad al doctorarse del 98%.

## **2. Datos y métodos**

### **2.1. Datos**

Se han empleado los datos disponibles de la ERHCT-2009 del Instituto Nacional de Estadística. El objetivo de esta encuesta consiste en cuantificar el nivel de investigación de los doctores en España, su actividad profesional y movilidad nacional e internacional.

El marco estadístico de la ERHCT-2009 está delimitado por el directorio de doctores del Consejo Superior de Universidades. En este directorio aparecen todas las personas que desde 1990 han obtenido el título de Doctor en alguna universidad española, tanto pública como privada. En particular, la ERHCT investiga a los doctores residentes en España, con 70 años o menos en el momento de la encuesta. La tasa de respuesta ha sido del 69%, proporcionando una muestra total de 4.123 individuos.

La Tabla 1 presenta la distribución de la muestra de la ERHCT-2009 por sectores de ocupación y la realización de actividades de investigación. El 96,1% está empleado, siendo la Enseñanza Superior (42,7%) y la Administración Pública (38,4%) los principales empleadores. Además, el 58,6% de los individuos manifiesta que realizan actividades de investigación, dedicación que asciende al 85,9% en Enseñanza Superior.

TABLA I: DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA DE LA ERHCT-2009 POR SECTORES DE OCUPACIÓN Y REALIZACIÓN DE ACTIVIDADES DE INVESTIGACIÓN

Sector empleador	Realización de actividades de investigación		Total
	No	Sí	
Empresas	422	24,6%	152
Administraciones Públicas	858	50,0%	693
Enseñanza Superior	237	13,8%	1.444
IPSFL	54	3,1%	100
Ninguno	145	8,4%	18
Total	1.716	100,0%	2.407

La muestra que se emplea en este trabajo corresponde a los individuos de la ERHCT-2009 que trabajan en Enseñanza Superior y manifiestan que realizan actividades de investigación. Con estos criterios de inclusión se dispone de 1.444 individuos, lo que representa el 35% del total de la muestra de la ERHCT-2009.

## 2.2. Variables

La variable explicada corresponde al número de artículos en publicaciones especializadas que los individuos manifiestan haber publicado durante los tres años anteriores a la realización de la encuesta (2007-2009). Se trata de una variable de recuento cuyos valores están comprendidos entre 0 y 150, presentando una acusada asimetría a la derecha de la distribución de los datos tal como ilustra la Figura 1.

Esta distribución se diferencia de las que se reportan habitualmente en la literatura en dos aspectos relevantes. Por un lado, la cola a la derecha resulta muy excesiva con valores que reflejan una producción científica muy abultada. Más adelante, en el apartado de resultados se explora la presencia de valores atípicos. Por otro lado, los ceros se sitúan cerca del 5% de la distribución, lo que supone una proporción muy baja.

Ambas circunstancias sugieren que se ha empleado un criterio muy amplio a la hora de contabilizar los artículos. Desafortunadamente, no tenemos posibilidad de distinguir entre diferentes tipos de artículos, ni sobre todo clasificar las revistas donde estos han sido publicados según su calidad, lo que limita el alcance de este trabajo.

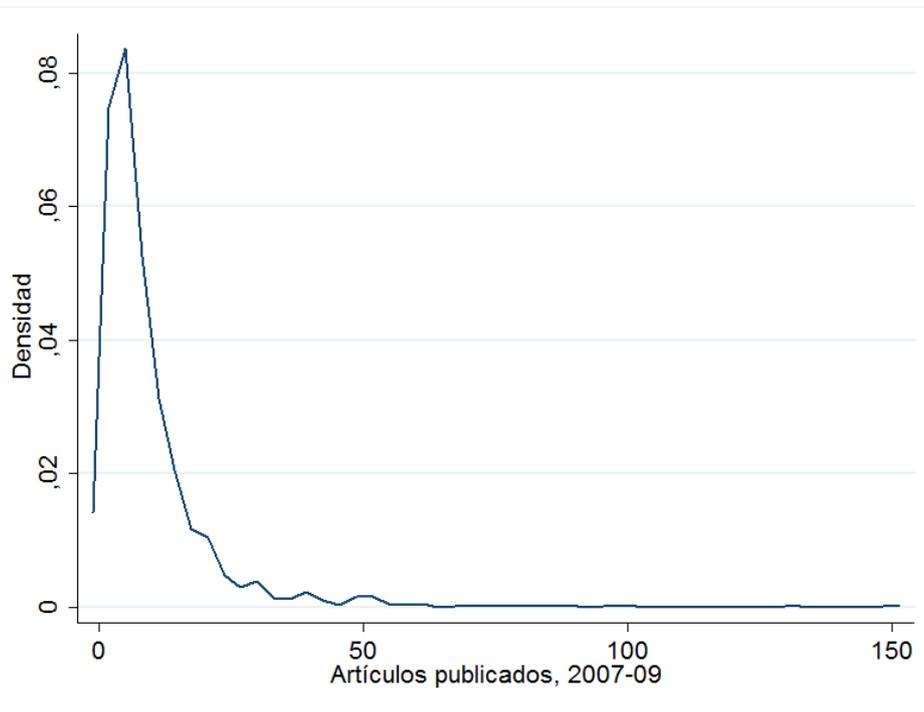


FIGURA 1: FUNCIÓN DE DENSIDAD DEL NÚMERO DE ARTÍCULOS PUBLICADOS

La Tabla 2 describe las variables empleadas y muestra las principales estadísticas descriptivas. La media de edad se sitúa en los 42,3 años, con un rango comprendido entre los 29 y 68 años. La edad media al doctorarse es 32,6 años. , pero el máximo se sitúa en 57 años. La experiencia investigadora se obtiene como diferencia entre la edad y la edad al doctorarse. La experiencia media es de 9,7 años. El 42,1% de la muestra son mujeres.

TABLA 2: DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES EMPLEADAS Y SUS ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Variables	Descripción	Media	DS	Mín.	Máx.
Artículos	= Número de artículos en 2007-09	9,4	11,8	0	150
Edad	= Año cronológico – Año nacimiento	42,3	6,7	29	68
Edad2	= edad <sup>2</sup> /10	183,8	60,7	84,1	462,4
Edad_doctorado	= Año doctorado – Año nacimiento	32,6	5,8	25	57
Experiencia	= Año cronológico – Año doctorado	9,7	4,5	2	19
Experiencia 2	= exp <sup>2</sup> /10	11,5	9,6	0,4	36,1
Mujer	= 1 si mujer	0,421	0,493	0	1
Coopera	= 1 si proyectos en cooperación internacional	0,583	0,493	0	1
Jornada_larga	= 1 si jornada > 45 horas semanales	0,184	0,388	0	1
Tecnológicas	= 1 si Ingeniería y Tecnología	0,207	0,405	0	1
Cmédicas	= 1 si Ciencias Médicas	0,046	0,210	0	1
Csociales	= 1 si Ciencias Sociales	0,277	0,448	0	1
Humanidades	= 1 si Humanidades	0,159	0,366	0	1
CU	= 1 si catedrático de universidad	0,037	0,189	0	1
TU	= 1 si titular de universidad	0,524	0,499	0	1

Por otro lado, el 58,3% de los individuos manifiesta participar en proyectos de cooperación internacional y el 18,4% realizar una jornada laboral por encima de las 45 horas. Se dispone de poca información sobre las categorías de personal de los individuos de la muestra. El 3,4% son Catedráticos de Universidad y el 52,4% Titulares de Universidad. El resto (44,2%) pertenece a categorías de personal que no aparecen indicadas en el cuestionario de la ERHCT-2009.

La muestra incluye individuos que desarrollan sus actividades de investigación en 39 disciplinas científicas distintas. Estas se han agregado en 5 campos científicos, como son: Ciencias Naturales, Ingeniería y Tecnología, Ciencias Médicas, Ciencias Sociales y Humanidades. El 20,8% de los individuos está adscrito a Ingeniería y Tecnología, el 4,6% a Ciencias Médicas, el 27,8% a Ciencias Sociales y el 15,9% a Humanidades. Por último, el 30,9% pertenece a disciplinas de las Ciencias Naturales.

La Tabla A.1 en los Anexos muestra la media de edad y de edad al doctorarse, así como la media, desviación estándar, y los percentiles 50 y 95 de los artículos publicados en 2007-09 en cada campo y disciplina científica. La media de edad y de edad al doctorarse resulta bastante similar con un ancho de rango en torno a los 12 años. En cambio las estadísticas descriptivas de los artículos revelan importantes diferencias entre las disciplinas científicas. Así, en Medicina Clínica la media de artículos es de 30,7 mientras que no llega a 6 en Ingeniería de Materiales (5,1), Ingeniería Civil (5,3) y Economía y Empresa (5,8). Las diferencias se concentran en los valores máximos reportados, siendo la mediana bastante similar entre disciplinas científicas (Medicina Clínica: 9,0; Ingeniería de Materiales: 5,0; Ingeniería Civil: 4,0; y Economía y Empresa: 5,0).

### **2.3. Modelización econométrica**

El modelo canónico de regresión para datos de recuento de corte transversal es el modelo de Poisson (Cameron y Trivedi 1998). Su especificación estándar viene dada por la siguiente distribución de probabilidad de la variable explicada,  $y_i$ , condicionada a las variables explicativas,  $x_i$ :

$$\Pr[y_i | x_i] = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!}, y_i \in Z^+ \quad (9)$$

Donde se cumple que:

$$E[y_i | x_i] = \exp(x_i' \beta) = \mu_i \quad (10)$$

$$V[y_i | x_i] = \exp(x_i' \beta) = \mu_i \quad (11)$$

Estas condiciones se conocen como propiedad de equidispersión de la distribución de Poisson. Como demuestran Gourieroux, Monfort, y Trognon (1984), cuando estas condiciones no se cumplen, las estimaciones son consistentes, pero ineficientes. En particular, Cameron y Trivedi (1986) muestran que los errores estándar de estas estimaciones están sesgados hacia abajo, lo que facilita la sobreestimación de la significatividad de las variables explicativas.

Cuando no se cumple la propiedad de equidispersión, el modelo de regresión alternativo es la Binomial Negativa (Cameron y Trivedi 1998). Este modelo puede obtenerse como una extensión del modelo de Poisson reemplazando la media  $\mu$  por  $\tilde{\mu}$ , de modo que:

$$\tilde{\mu}_i = \exp(x_i' \beta + \varepsilon_i) = \mu_i \exp(\varepsilon_i) \quad (12)$$

Donde  $\exp(\varepsilon_i)$  se distribuye según una función gamma,  $\Gamma(\cdot)$ , con valor esperado igual a 1 y varianza igual a  $1/v_i$ . Con ello la especificación estándar del modelo Binomial Negativa viene dada por:

$$\Pr[y_i | x_i] = \frac{\Gamma(y_i + v_i)}{y_i! \Gamma(v_i)} \left( \frac{v_i}{v_i + \mu_i} \right)^{v_i} \left( \frac{\mu_i}{v_i + \mu_i} \right)^{y_i} \quad (13)$$

Donde se cumple que:

$$E[y_i | x_i] = \exp(x_i' \beta) = \mu_i \quad (14)$$

$$V[y_i|x_i] = \exp(x_i'\beta) \left(1 + \frac{\exp(x_i'\beta)}{v_i}\right) = \mu_i \left(1 + \frac{\mu_i}{v_i}\right) \quad (15)$$

Dado que  $\mu$  y  $v$  son positivas, en el modelo Binomial Negativa la varianza condicionada resulta mayor que la media condicionada. Sin embargo, para calcular el valor de la varianza condicionada se requieren supuestos adicionales sobre  $v$ . El supuesto más común es que  $v$  es el mismo para todos los individuos, de modo que la ecuación anterior se convierte en:

$$V[y_i|x_i] = \mu_i + \alpha\mu_i^2 \quad (16)$$

Bajo estas condiciones la varianza condicionada es una función cuadrática de la media condicionada en el que la sobredispersión depende del coeficiente  $\alpha$ . Además, los valores pequeños y de la cola superior de la variable explicada obtienen mayores probabilidades en la distribución en comparación con el modelo de Poisson (Long 1997). Este modelo se denomina Binomial Negativa de tipo 2.

La sobredispersión puede ser contrastada mediante diferentes test. En la práctica el más empleado es el test de la razón de verosimilitud (Cameron y Trivedi 1998; Long y Freese 2014) que se construye como:

$$RV = -2(\ln L_{MRP} - \ln L_{MRBN2}) \quad (17)$$

Donde  $\ln L_{MRP}$  y  $\ln L_{MRBN2}$  son los valores de la función log-verosímil evaluada en las estimaciones de máxima verosimilitud. Este test se distribuye como una  $\chi^2_{k-1}$ . Si el test es mayor que el nivel de significación fijado, se rechaza la hipótesis de equidispersión. En los Anexos la Tabla A.4 resume los resultados de su aplicación en todos los modelos estimados, rechazándose la hipótesis de equidispersión.

Finalmente, en la descripción de la variable explicada se apuntan indicios de la presencia de valores atípicos que podrían afectar a la estimación de los modelos. Para analizar estos posibles efectos se sigue el procedimiento que proponen Long y Freese (2014). Para ello se

identifican, los valores atípicos y los valores influyentes. Posteriormente se repiten las estimaciones excluyendo aquellas observaciones con valores atípicos e influyentes.

Los valores atípicos presentan una elevada diferencia entre el valor predicho por el modelo y el valor observado para cada observación en la muestra. Long y Freese (2014) recomiendan como método de identificación el empleo de los residuos estandarizados de Pearson, que se calculan como (StataCorp. 2009):

$$r_i' = \frac{y_i - \hat{\mu}_i}{\sqrt{V[\hat{\mu}_i]}} \frac{1}{\sqrt{1 - h_i}} \quad (18)$$

Donde  $V[\hat{\mu}_i]$  adopta el valor  $\hat{\mu}_i$  en la distribución de Poisson y el valor  $\hat{\mu}_i + \alpha\hat{\mu}_i^2$  en la distribución Binomial Negativa y  $h_i = \hat{\mu}_i(1 - \hat{\mu}_i)x_iV(\hat{\beta})x_i'$ . Bollen y Jackman (1990) sugieren que las observaciones con residuos estandarizados de Pearson fuera del intervalo  $\pm 1,96$  pueden considerarse candidatos a valores atípicos.

Los valores influyentes son aquellos que tienen un efecto importante en los parámetros estimados. En la detección de valores influyentes Long y Freese (2014) recomiendan la distancia de Cook que se calcula como (StataCorp. 2009):

$$C_i = \frac{(r_i')^2 h_i}{k(1 - h_i)} \quad (19)$$

Donde  $r_i'$  son los residuos estandarizados de Pearson, mientras que  $k$  es el número de regresores del modelo estimado, incluyendo la constante. La distancia de Cook indica la cuantía del cambio agregado en los coeficientes estimados cuando cada observación es excluida de la estimación (Long y Freese 2014). En Bollen y Jackman (1990) se indica que la observación es excesivamente influyente cuando la distancia de Cook es mayor que 1 o, en muestras reducidas, que  $4/(n-k-1)$ .

### 3. Resultados

En primer lugar la Figura 2 ilustra la relación entre los años de experiencia investigadora y los años de edad. La línea continua representa la media de los años de experiencia, mientras que las líneas discontinuas el percentil 25 y 75, respectivamente. Hasta la edad de 48 años se aprecia una relación lineal positiva prácticamente perfecta entre los años de experiencia y la edad de los investigadores, tal como se encuentra en la literatura (Hamermesh 2017) . Entre los 49 y los 60 años la relación lineal se convierte en claramente negativa, volviendo a ser positiva en el tramo final de edad de los investigadores.

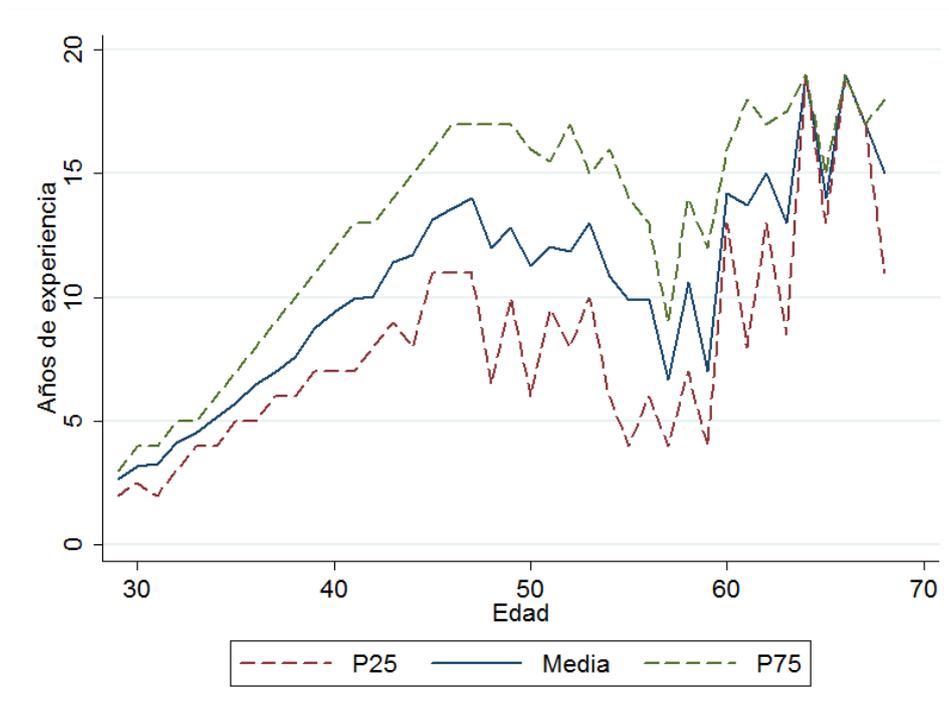


FIGURA 2: MEDIA Y RANGO INTERCUARTÍLICO DE LOS AÑOS DE EXPERIENCIA INVESTIGADORA POR AÑOS DE EDAD

La Tabla 3 muestra los resultados de distintas estimaciones de la variable edad sobre la experiencia. En todos los casos las estimaciones se han realizado mediante el modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos. La primera columna contiene los resultados de la regresión de un modelo lineal simple, donde la edad es la única variable explicativa. El coeficiente estimado resulta estadísticamente muy

significativo. Sin embargo, la bondad de ajuste del modelo es reducida, con un  $R^2=0,27$ , lo que está de acuerdo con la relación observada en la Figura 2.

La segunda columna recoge los resultados de la estimación de un modelo lineal múltiple en el que se ha tenido en cuenta el sexo y los campos científicos. Las variables incorporadas son, en general, estadísticamente significativas. Sin embargo, la bondad de ajuste del modelo apenas mejora con ellas ( $R^2=0,31$ ).

Los resultados de la tercera columna corresponden a la estimación del mismo modelo, pero sólo con aquellos individuos que tienen una edad de 48 años o menos. El coeficiente estimado para la variable edad es casi el doble que antes y la bondad de ajuste del modelo aumenta ( $R^2=0,48$ ), aunque está lejos del 0,98 reportado por Hamermesh (2017) en Estados Unidos. En la última columna se estima el modelo para la muestra de individuos con más de 48 años. El coeficiente de la edad no es estadísticamente significativo.

TABLA 3: REGRESIÓN SOBRE LOS AÑOS DE EXPERIENCIA

	Todas las observaciones		Edad<=48		Edad>=48	
	Modelo lineal simple	Modelo lineal múltiple	Modelo lineal múltiple	Modelo lineal múltiple	Modelo lineal múltiple	Modelo lineal múltiple
Edad	0,352 *** (20,36)	0,357 *** (20,68)	0,646 *** (31,56)	0,059 ns (0,82)		
Mujer		-0,377 * (-1,80)	-0,305 ns (-1,60)	-0,451 ns (-0,68)		
Tecnológicas		-1,851 *** (-7,21)	-1,799 *** (-7,82)	-2,587 ** (-2,49)		
Cmédicas		0,041 ns (0,08)	0,281 ns (0,63)	-0,893 ns (-0,68)		
Csociales		-1,772 *** (-6,71)	-1,632 *** (-6,69)	-2,565 *** (-2,99)		
Humanides		-1,352 *** (-4,22)	-1,388 *** (-4,71)	-1,482 ns (-1,57)		
Constante	-5,231 *** (-7,62)	-4,158 *** (-5,85)	-15,509 *** (-19,43)	10,459 (2,59)		
N	1.444	1.444	1.222	222		
R <sup>2</sup>	0,27	0,31	0,48	0,05		
log likelihood	-3.995	-3.959	3.131	-656		

En paréntesis el valor t. \*\*\*  $p$ -valor<0,01, \*\*  $p$ -valor<0,05, \*  $p$ -valor<0,1, ns: no significativo. Regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos

La Tabla 4 muestra los resultados de las estimaciones con el número de artículos publicados en 2007-09 como variable explicada y empleando alternativamente la edad (modelo 1), la experiencia (modelo 2) y la edad junto con la edad al doctorarse (modelo 3). Todas las estimaciones han sido realizadas mediante regresión binominal negativa de tipo 2 con errores estándar robustos.

TABLA 4: REGRESIÓN SOBRE EL NÚMERO DE PUBLICACIONES.

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Edad	-0,088 ** (-2,00)		-0,108 ** (-2,39)
Edad2	0,009 * (1,82)		0,013 ** (2,43)
Edad_doctorado			-0,020 ** (-2,20)
Experiencia		0,015 ns (0,49)	
Experiencia2		-0,005 ns (-0,30)	
Mujer	-0,181 *** (-3,12)	-0,172 *** (-2,98)	-0,174 *** (-2,98)
Coopera	0,443 *** (6,50)	0,444 *** (6,54)	0,427 *** (6,25)
Jornada_larga	0,292 *** (3,64)	0,292 *** (3,65)	0,289 *** (3,62)
Tecnológicas	-0,100 ns (-1,20)	-0,072 ns (-0,82)	-0,056 ns (-0,64)
Cmédicas	0,271 ** (2,00)	0,254 * (1,88)	0,283 ** (2,06)
Csociales	-0,157 * (-1,80)	-0,156 * (-1,77)	-0,113 ns (-1,27)
Humanidades	-0,054 ns (-0,61)	-0,065 ns (-0,74)	-0,031 ns (-0,34)
CU	0,455 *** (3,14)	0,388 *** (2,60)	0,382 *** (2,59)
TU	0,206 *** (3,11)	0,138 ** (1,96)	0,164 ** (2,30)
Constante	3,904 *** (4,14)	1,818 *** (12,15)	4,708 *** (4,69)
ln $\hat{\alpha}$	-0,360	-0,356	-0,367
N	1.444	1.444	1.444
LogLikelihood	-4.641	-4.644	-4.637

$\hat{\alpha}$ : Coeficiente estimado de sobredispersión. En paréntesis el valor z. \*\*\*  $p$ -valor<0,01, \*\*  $p$ -valor<0,05, \*  $p$ -valor<0,1, ns: no significativo. Regresión Binomial Negativa tipo 2 con errores estándar robustos

Los coeficientes de la variable edad en el modelo 1 son estadísticamente significativos. Los signos de estos coeficientes indican una relación cuadrática en forma de U. Según este modelo, la producción del profesorado se reduce hasta los 49 años para aumentar posteriormente. Cuando se incorpora la variable edad al doctorarse en el modelo 3, esta relación se confirma, aumentando la significatividad estadística de la variable cuadrática. Además la edad de producción mínima se sitúa en los 42 años.

En cambio, los coeficientes de la variable experiencia estimados en el modelo 2 no resultan estadísticamente significativos. De este modo se confirma que la sustitución de la variable edad por experiencia, tal como normalmente es asumido en los trabajos en este ámbito, no resulta neutral en presencia de grupos de individuos con diferencias importantes en la edad al doctorarse.

Varios factores pueden influir en el signo de los coeficientes de la variable edad que aparecen en las estimaciones anteriores del modelo 1 y 3. En primer lugar, como señalan Gonzalez-Brambila y Veloso (2007) puede ser el resultado de la forma funcional impuesta por los modelos en vez de la forma de la relación real. Una solución empleada en diferentes estudios (Goodwin y Sauer 1995; Gonzalez-Brambila y Veloso 2007; Rauber y Ursprung 2008) consiste en introducir polinomios de orden superior de la variable edad y comparar los resultados de las estimaciones. En los Anexos, la Tabla A.2 y la Tabla A.3 presentan las estimaciones con polinomios de grado 1 a 5. Los resultados de este ejercicio descartan la relación lineal y también la presencia de algún máximo inicial o final, mientras que el ajuste del modelo no varía. Todo esto sugiere que la forma cuadrática respecto la edad es la expresión que mejor refleja su relación con la producción de artículos.

En segundo lugar, como muestran Hall, Mairesse y Turner (2007) para estudios longitudinales el reducido número de observaciones disponible por cada año de edad puede generar efectos sobre la variable explicada que realmente no existen. En la muestra empleada se dispone de menos de veinte observaciones – en algún caso sólo una observación- para las edades superiores a los 53 años. En los Anexos, la Figura A.1 ilustra los coeficientes estimados, junto con su intervalo de confianza, de la estimación del modelo con la variable edad categorizada en siete intervalos y con la edad al doctorarse como variable continua. Puede observarse que no se rechaza que los coeficientes estimados para los distintos grupos de edad no sean diferentes.

En tercer lugar, la presencia de individuos que se doctoran en edades avanzadas puede cambiar la relación entre la edad y la producción de artículos respecto a los resultados hallados en otros países donde emplean muestras en las que no hay constancia de este fenómeno. En la muestra de este trabajo sólo el 11% del profesorado se había doctorado antes de los 35 años y el 36% antes de los 40 años. En cambio, en 2015 el 46% de las tesis doctorales fueron presentadas antes de los 35 años (Secretaría General de Universidades 2017). En Estados Unidos la media de edad al doctorarse es de 37 años y en España 36 años (OECD 2016).

La Figura 3 dibuja la media de artículos de los individuos que se han doctorado antes y después de los 35 años<sup>9</sup>. Se observa que la producción media de los doctorados más jóvenes, representada con la línea continua, se sitúa algo por encima de la producción media de los doctorados más tarde, con línea discontinua. Además en la Tabla 5 se comprueba que al realizar las estimaciones de los modelos anteriores de forma separada según la edad de doctorado, la significatividad estadística de los coeficientes de la variables edad y edad al doctorarse desaparece en ambos casos. Esto sugiere que la relación en forma de U hallada anteriormente es un efecto de la presencia de individuos que se han doctorado después de los treinta y cinco años.

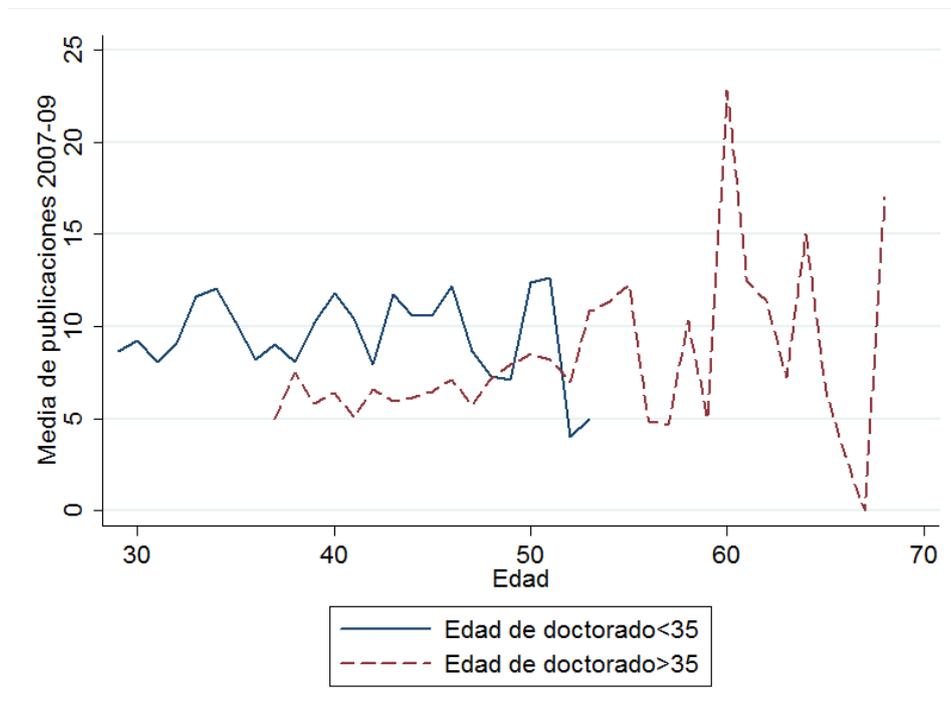


FIGURA 3: MEDIA DE PUBLICACIONES 2007-09 POR AÑOS DE EDAD Y SEGÚN GRUPOS DE EDAD DE DOCTORADO

<sup>9</sup> Se han hecho pruebas con distintas edades sin que variasen de forma relevante los resultados obtenidos.

TABLA 5: REGRESIÓN SOBRE EL NÚMERO DE PUBLICACIONES POR GRUPOS DE EDAD DE DOCTORADO

	Edad de doctorado <35			Edad de doctorado >= 35		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Edad	0,024 ns (0,23)		0,055 ns (0,55)	0,017 ns (0,13)		0,016 ns (0,12)
Edad2	-0,005 ns (-0,36)		-0,008 ns (-0,60)	0,001 ns (0,10)		0,002 ns (0,15)
Edad_doctorado			-0,037 ** (-2,38)			-0,009 ns (-0,48)
Experiencia		-0,007 ns (-0,21)			0,056 ns (0,81)	
Experiencia2		0,001 ns (0,05)			-0,013 ns (-0,36)	
Mujer	-0,235 *** (-3,77)	-0,228 *** (-3,69)	-0,229 *** (-3,70)	0,021 ns (0,16)	-0,011 ns (-0,09)	0,021 ns (0,17)
Coopera	0,431 *** (6,00)	0,432 *** (6,01)	0,425 *** (5,88)	0,418 *** (3,26)	0,376 *** (2,88)	0,410 *** (3,27)
Jornada_larga	0,384 *** (4,07)	0,384 *** (4,08)	0,379 *** (4,02)	0,075 ns (0,60)	0,066 ns (0,54)	0,073 ns (0,58)
Tecnológicas	-0,029 ns (-0,33)	-0,015 ns (-0,17)	0,017 ns (0,18)	-0,118 ns (-0,56)	-0,218 ns (-0,86)	-0,108 ns (-0,50)
Cmédicas	0,234 ns (1,59)	0,224 ns (1,53)	0,238 ns (1,60)	0,465 ns (1,35)	0,400 ns (1,15)	0,468 ns (1,36)
Csociales	-0,195 ** (-2,25)	-0,194 ** (-2,22)	-0,157 * (-1,76)	0,030 ns (0,14)	0,010 ns (0,04)	0,042 ns (0,19)
Humanidades	-0,017 ns (-0,18)	-0,028 ns (-0,29)	0,016 ns (0,16)	-0,037 ns (-0,18)	-0,069 ns (-0,29)	-0,036 ns (-0,17)
CU	0,519 *** (3,05)	0,480 *** (2,80)	0,449 *** (2,58)	0,125 ns (0,48)	0,233 ns (0,80)	0,101 ns (0,38)
TU	0,238 *** (3,30)	0,211 *** (2,86)	0,201 *** (2,71)	-0,056 ns (-0,39)	-0,044 ns (-0,30)	-0,071 ns (-0,48)
Constante	1,712 ns (0,88)	1,969 *** (12,32)	2,036 ns (1,05)	0,676 ns (0,21)	1,513 *** (4,30)	0,936 ns (0,28)
ln $\hat{\alpha}$	-0,476	-0,472	-0,483	-0,165	-0,148	-0,166
N	1.056	1.056	1.056	388	388	388
LogLikelihood	-3.431	-3.434	-3.428	-1.185	-1.188	-1.184

$\hat{\alpha}$ : Coeficiente estimado de sobredispersión. En paréntesis el valor z. \*\*\*  $p$ -valor<0,01, \*\*  $p$ -valor<0,05, \*  $p$ -valor<0,1, ns: no significativo. Regresión Binomial Negativa tipo 2 con errores estándar robustos

Por otro lado, todas las estimaciones anteriores pueden estar afectadas por la presencia de valores atípicos en la distribución de la variable explicada, causados por errores en la introducción de datos o por interpretaciones muy distintas de la variable explicada. Así, por ejemplo, la publicación de 150 artículos en revistas especializadas de Ciencias Físicas en 3 años resulta sospechosa.

La Figura 4 combina los gráficos de los residuos estandarizados de Pearson, y de las distancias de Cook que pertenecen a la estimación con muestra completa del modelo 3, esto es el que emplea las variables edad y edad al doctorarse. Los puntos de corte que se han tomado como indicativo de valores atípicos y de valores influyentes aparecen ilustrados en el gráfico con una línea horizontal de color rojo.

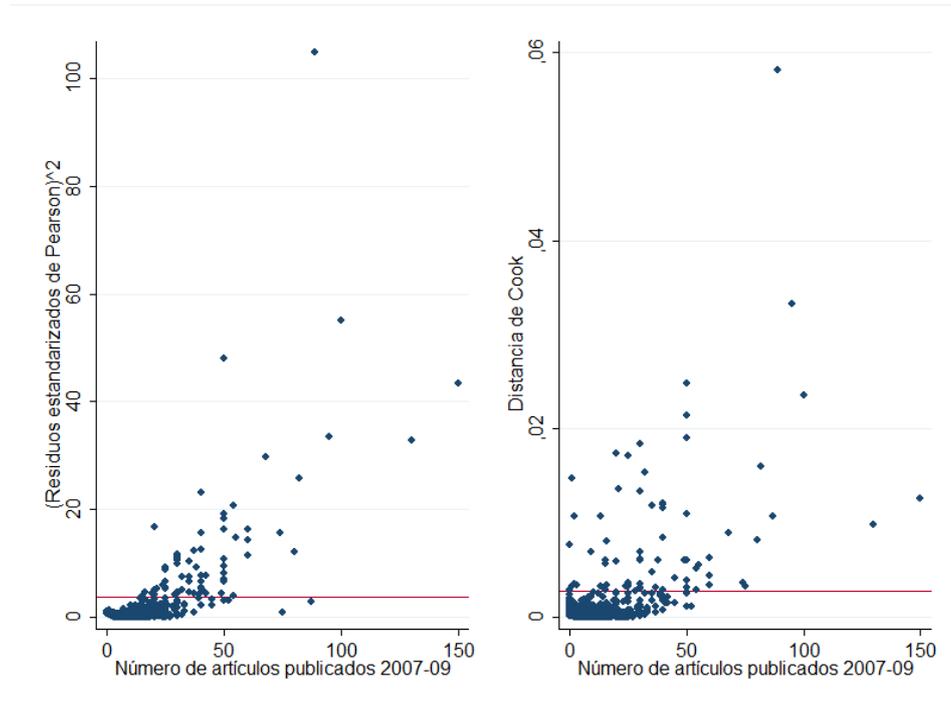


FIGURA 4: RESIDUOS ESTANDARIZADOS DE PEARSON Y DISTANCIAS DE COOK.

En total 48 observaciones (3,3% de la muestra) han cumplido con los criterios establecidos para ser consideradas como valores atípicos<sup>10</sup> e influyentes<sup>11</sup>. Entre estas observaciones se encuentran casi todas aquellas que superan las 50 publicaciones en 2007-09. La Tabla 6 y la Tabla 7 muestran los resultados de las estimaciones de los modelos anteriores cuando se excluyen estas observaciones.

Las estimaciones sin valores atípicos e influyentes presentan resultados muy similares a los obtenidos anteriormente con todos los valores de la muestra. En general los modelos que emplean la variable edad siguen ajustando algo mejor los datos que los modelos con la variable experiencia, que sigue sin ser estadísticamente significativa.

Las estimaciones con todas las observaciones indican una relación en forma de U entre las publicaciones y la edad, independientemente de la incorporación de la edad al doctorarse. Sin embargo, cuando se excluyen las observaciones atípicas e influyentes esta relación sólo

<sup>10</sup> Estar fuera del intervalo  $\pm 1,96$ . Como los valores de los residuos se han elevado al cuadrado para hacer que todos sean positivos, en consecuencia la condición se ha transformado en ser mayor que 3,8416.

<sup>11</sup> Ser mayor que  $4/n-k-1$

se produce cuando se controla por la edad al doctorarse (modelo 3). Sin este control, los resultados de la Tabla 6 indican una relación lineal negativa.

Cuando se excluyen las observaciones atípicas e influyentes, los coeficientes estimados para las variables edad y experiencia siguen siendo estadísticamente no significativos en la muestra de individuos que se han doctorado antes de los 35 años. Sin embargo, el coeficiente de la variable edad resulta estadísticamente significativo en los individuos doctorados después de los 35 años, lo que refuerza la idea de que la relación en forma de U entre la edad y las publicaciones se debe a la presencia elevada de este grupo de individuos que presenta un comportamiento distinto del resto.

TABLA 6- REGRESIÓN SOBRE EL NÚMERO DE PUBLICACIONES DESPUÉS DE EXCLUIR DE LA MUESTRA VALORES ATÍPICOS E INFLUYENTES.

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Edad	-0,054 ** (-2,07)		-0,071 *** (-2,64)
Edad2	0,004 Ns (1,33)		0,007 ** (2,30)
Edad_doctorado			-0,018 *** (-2,82)
Experiencia		-0,038 ns (-1,64)	
Experiencia2		0,016 ns (1,46)	
Mujer	-0,074 * (-1,73)	-0,055 ns (-1,28)	-0,072 * (-1,68)
Coopera	0,474 *** (10,51)	0,506 *** (11,24)	0,462 *** (10,22)
Jornada_larga	0,318 *** (5,74)	0,301 *** (5,48)	0,317 *** (5,78)
Tecnológicas	-0,002 ns (-0,04)	0,013 ns (0,22)	0,038 ns (0,64)
Cmédicas	0,264 *** (2,61)	0,214 ** (2,11)	0,266 *** (2,59)
Csociales	-0,134 ** (-2,40)	-0,165 *** (-2,93)	-0,099 * (-1,75)
Humanidades	0,090 ns (1,37)	0,040 ns (0,61)	0,112 * (1,71)
CU	0,531 *** (5,33)	0,430 *** (4,05)	0,454 *** (4,50)
TU	0,158 *** (3,43)	0,095 * (1,90)	0,114 ** (2,34)
Constante	3,150 *** (5,35)	1,777 *** (14,97)	3,862 *** (6,08)
ln $\hat{\alpha}$	-0,908	-0,875	-0,918
N	1.356	1.356	1.356
Log Likelihood	-3.942	-3.959	-3.938

$\hat{\alpha}$ : Coeficiente estimado de sobredispersión. En paréntesis el valor z. \*\*\*  $p$ -valor<0,01, \*\*  $p$ -valor<0,05, \*  $p$ -valor<0,1, ns: no significativo. Regresión Binomial Negativa tipo 2 con errores estándar robustos

TABLA 7-REGRESIÓN SOBRE EL NÚMERO DE PUBLICACIONES POR GRUPOS DE EDAD DE DOCTORADO DESPUÉS DE EXCLUIR DE LA MUESTRA VALORES ATÍPICOS E INFLUYENTES.

	Edad de doctorado <35			Edad de doctorado >35		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Edad	-0,023 ns (-0,33)		0,002 (0,03)	0,146 * (1,67)		0,144 * (1,65)
Edad2	-0,001 ns (-0,07)		-0,003 (-0,34)	-0,014 ns (-1,64)		-0,013 ns (-1,51)
Edad_doctorado			-0,035 *** (-2,98)			-0,015 ns (-1,25)
Experiencia		-0,065 ** (-2,47)			-0,005 ns (0)	
Experiencia2		0,022 * (1,82)			0,010 ns (0)	
Mujer	-0,092 * (-1,92)	-0,086 * (-1,77)	-0,088 * (-1,86)	0,021 ns (0,23)	0,017 ns (0)	0,017 ns (0,20)
Coopera	0,421 *** (8,13)	0,432 *** (8,30)	0,411 *** (7,92)	0,566 *** (6,48)	0,558 *** (0)	0,558 *** (6,46)
Jornada_larga	0,299 *** (4,59)	0,298 *** (4,64)	0,297 *** (4,59)	0,333 *** (3,45)	0,325 *** (0)	0,328 *** (3,42)
Tecnológicas	-0,007 ns (-0,11)	-0,007 ns (-0,10)	0,041 ns (0,63)	0,185 ns (1,21)	0,175 ns (0)	0,200 ns (1,33)
Cmédicas	0,191 * (1,66)	0,175 ns (1,50)	0,185 ns (1,62)	0,530 ** (2,53)	0,572 *** (0)	0,548 *** (2,59)
Csociales	-0,221 *** (-3,62)	-0,224 *** (-3,61)	-0,188 *** (-3,03)	0,117 ns (0,84)	0,140 ns (0)	0,134 ns (0,98)
Humanidades	0,043 ns (0,56)	0,023 ns (0,30)	0,073 ns (0,95)	0,268 * (1,87)	0,273 * (0)	0,274 * (1,95)
CU	0,654 *** (5,84)	0,608 *** (5,23)	0,588 *** (5,31)	0,140 ns (0,68)	0,060 ns (0)	0,076 ns (0,37)
TU	0,249 *** (4,50)	0,222 *** (3,85)	0,214 *** (3,75)	-0,139 ns (-1,56)	-0,150 * (0)	-0,164 * (-1,82)
Constante	2,674 * (1,92)	2,037 *** (15,51)	3,073 ** (2,22)	-2,499 ns (-1,11)	1,219 *** (0)	-2,070 ns (-0,92)
ln $\hat{\alpha}$	-0,973	-0,956	-0,986	-0,862	-0,861	-0,871
N	994	994	994	362	362	362
Log Likelihood	-2.951	-2.958	-2.947	-972	-972	-971

$\hat{\alpha}$ : Coeficiente estimado de sobredispersión. En paréntesis el valor z. \*\*\*  $p$ -valor<0,01, \*\*  $p$ -valor<0,05, \*  $p$ -valor<0,1, ns: no significativo. Regresión Binomial Negativa tipo 2 con errores estándar robustos

## Conclusiones

Este trabajo representa el primer intento de comprobar empíricamente si la sustitución de la variable edad por la experiencia en los modelos explicativos de la productividad científica individual puede tener efectos sobre los resultados que se alcanzan.

De acuerdo con la descomposición de ambas variables, esta sustitución será neutral si la edad al doctorarse resulta similar. La muestra de profesores universitarios extraída de la ERHCT-2009 ofrece la oportunidad de testar esta hipótesis al incluir un 20% de individuos que se han doctorado después de los 35 años hasta una edad máxima de 57 años. Además, se contribuye al conocimiento de los factores individuales que explican la productividad

científica del profesorado en las universidades españolas, cuestión poco explorada hasta ahora en la literatura.

Los resultados obtenidos indican claramente que los modelos que emplean la experiencia como variable explicativa no resultan equivalentes a aquellos que consideran la edad. Así, mientras que los coeficientes de la experiencia no resultan estadísticamente significativos, los coeficientes de la edad sugieren una relación con forma de suave U. Además, cuando se incorpora la edad al doctorarse junto a la edad, se aprecia que los individuos doctorados más tarde presentan una menor productividad científica.

La relación encontrada entre la edad y la productividad contradice las predicciones de los modelos de ciclo vital y de incentivos en las organizaciones en la medida que no se encuentra una reducción de la productividad en las edades más avanzadas, sino todo lo contrario. Al disponer solo de datos de corte transversal resulta imposible analizar si la relación encontrada se debe a un efecto de las cohortes generacionales, más que de la edad en sí misma. A pesar de ello, el análisis realizado sugiere que al menos parte de esta relación resulta ficticia y consecuencia de la presencia de profesorado universitario que se doctora más tarde que la media.

Finalmente, los resultados muestran que resulta más conveniente el empleo de la edad que la experiencia como variable explicativa de la productividad científica. Así mismo, ante la presencia de variabilidad en la edad al doctorarse conviene controlar esta variable o bien excluir de la muestra los individuos que se doctoran bastante más tarde que la media.

## Referencias

- Allison, Paul D., y John A. Stewart. 1974. «Productivity Differences Among Scientists: Evidence for Accumulative Advantage». *American Sociological Review* 39 (4): 596-606. <http://www.jstor.org/stable/2094424>.
- Bollen, Kenneth A., y Robert W. Jackman. 1990. «Regression Diagnostics: An Expository Treatment of Outliers and Influential Cases». En *Modern Methods of Data Analysis*, editado por John Fox y J. Scott Long, 257-91. Newbury Park, CA: Sage Publications. doi:10.1002/nur.4770140112.
- Cameron, A. Colin, y Pravin K. Trivedi. 1986. «Econometric models based on count data. Comparisons and applications of some estimators and tests». *Journal of Applied Econometrics* 1 (1): 29-53. doi:10.1002/jae.3950010104.
- . 1998. *Regression analysis of count data*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Cole, Stephen. 1979. «Age and Scientific Performance». *American Journal of Sociology* 84 (4): 958-77. doi:10.1086/226868.
- Costas, Rodrigo, T. N. Van Leeuwen, y María Bordons. 2010. «A bibliometric classificatory approach for the study and assessment of research performance at the individual level: The effects of age on productivity and impact». *Journal of the American Society for Information Science and Technology* 61: 1564-81.
- Coupé, Tom, Valérie Smeets, y Frédéric Warzynski. 2006. «Incentives, Sorting and Productivity along the Career: Evidence from a Sample of Top Economists». *Journal of Law, Economics, & Organization* 22 (1): 137-67. <http://www.jstor.org/stable/3555037>.
- Diamond, Arthur M. 1986. «The Life-Cycle research productivity of Mathematicians and Scientists.pdf». *Journal of Gerontology* 41 (4): 520-25.
- Gibbons, Robert, y Michael Waldman. 1999. «A theory of wage and promotion dynamics inside firms». *The Quarterly Journal of Economics* November: 1321-58. [http://web.mit.edu/rgibbons/www/Gibbons & Waldman\\_Theory of Wage and Promotion Dynamics.pdf](http://web.mit.edu/rgibbons/www/Gibbons%20&%20Waldman_Theory_of_Wage_and_Promotion_Dynamics.pdf).
- Gonzalez-Brambila, Claudia, y Francisco M. Veloso. 2007. «The determinants of research output and impact: A study of Mexican researchers». *Research Policy* 36 (7): 1035-51. doi:10.1016/j.respol.2007.03.005.
- Goodwin, Thomas H., y Raymond D. Sauer. 1995. «Life cycle productivity in academic research: Evidence from cumulative publication histories of academic economists». *Southern Economics Journal* 61 (3): 728-43. doi:10.2307/1060993.
- Gourieroux, C., A. Monfort, y A. Trognon. 1984. «Pseudo Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models». *Econometrica* 52 (3): 701-20. doi:10.2307/1913472.

- Hamermesh, Daniel S. 2013. «Six Decades of Top Economics Publishing: Who and How?» *Journal of Economic Literature* 51 (1): 1-11.
- . 2017. «Age, Cohort and Co-authorship: The Statistics of Collaboration». En *Collaborative Research in Economics: The Wisdom of Working Together*, editado por Michael Szenberg y Lall B Ramrattan, 65-93. Palgrave Macmillan. doi:10.1007/978-3-319-52800-7.
- Hall, Bronwyn H., Jacques Mairesse, y Laure Turner. 2007. «Identifying Age, Cohort, and Period Effects in Scientific Research Productivity: Discussion and Illustration Using Simulated and Actual Data on French Physicists». *Economics of Innovation and New Technology* 16 (2): 159-77. doi:10.1080/10438590600983010.
- Kyvik, Svein, y Terje Bruen Olsen. 2008. «Does the aging of tenured academic staff affect the research performance of universities?» *Scientometrics* 76 (3): 439-55. doi:10.1007/s11192-007-1767-z.
- Lazear, Edward P. 2004. «The Peter principle: A theory of decline». *Journal of Political Economy* 112 (1): S141-63. doi:10.1086/379943.
- Lazear, Edward P., y Sherwin Rosen. 1981. «Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts». *The Journal of Political Economy* 89 (5): 841-64. <http://www.jstor.org/stable/1830810>.
- Levin, Sharon G., y Paula E. Stephan. 1991. «Research productivity over the life cycle: Evidence for academic scientists». *Economic Review* 81 (1): 114-32. <http://www.jstor.org/stable/2006790>.
- Lissoni, Francesco, Jacques Mairesse, Fabio Montobbio, y Michele Pezzoniz. 2011. «Scientific productivity and academic promotion: A study on French and Italian physicists». *Industrial and Corporate Change* 20 (1): 253-94. doi:10.1093/icc/dtq073.
- Long, J. Scott. 1997. *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Sage Publications. [http://cataleg.uab.cat/search~S1\\*sp?/along/along/1%2C289%2C510%2CB/frameset&FF=along+j+scott&7%2C%2C9](http://cataleg.uab.cat/search~S1*sp?/along/along/1%2C289%2C510%2CB/frameset&FF=along+j+scott&7%2C%2C9).
- Long, J. Scott, y Jeremy Freese. 2014. *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. College Station, Texas: Stata Press.
- Merton, Robert K. 1968. «The Matthew effect in science». *Science* 159 (3810): 56-63.
- . 1988. «The Matthew Effect in Science, II: Cumulative Advantage and the Symbolism of Intellectual Property». *Isis* 79 (4): 606-23.
- OECD. 2016. *Education at a glance 2016: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing. doi:<http://dx.doi.org/10.1787/eag-2016-en>.
- Rauber, Michael, y Heinrich W. Ursprung. 2008. «Life cycle and cohort productivity in economic research: The case of Germany». *German Economic Review* 9 (4): 431-56. doi:10.1111/j.1468-0475.2008.00448.x.
- Sabatier, Mareva. 2012. «Does Productivity Decline After Promotion? The Case of French

Academia». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74 (6): 886-902. doi:10.1111/j.1468-0084.2011.00681.x.

Secretaría General de Universidades. 2017. «Estadísticas de tesis doctorales. Año 2015». <https://www.educacion.gob.es/educabase/menu.do?type=pcaxis&path=/Universitaria/Tesis/2015&file=pcaxis&l=s0>.

StataCorp. 2009. *Stata 11 Base Reference Manual*. College Station, TX: Stata Press.

Teichler, Ulrich, Akira Arimoto, y William K. Cummings. 2013. *The Changing Academic Profession: Major Findings of a Comparative Survey*. Dordrecht: Springer Netherlands. doi:10.1007/978-94-007-6155-1.

Turner, Laure, y Jacques Mairesse. 2003. «Individual productivity differences in scientific research: An economic study of the publication of French physicists». <http://www.nber.org/criw/papers/mairesse.pdf>.

## Anexos

TABLA A. I.-ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES EDAD, EDAD AL DOCTORARSE Y ARTÍCULOS PUBLICADOS POR CAMPOS Y DISCIPLINAS CIENTÍFICAS

	N	Edad	Edad al doctorarse	Artículos publicados en 2007-09			
		Media	Media	Media	SD	Mediana	P95
Ciencias Naturales	446	41,5	31,0	10,6	0,7	6,0	37,0
Ingeniería y Tecnología	300	41,1	32,6	9,7	0,6	7,0	29,9
Ciencias Médicas	67	43,2	32,1	12,8	1,8	8,0	37,4
Ciencias Sociales	401	43,1	33,8	7,7	0,5	5,0	24,6
Humanidades	230	44,1	34,0	8,5	0,5	6,0	25,0
<i>Ciencias Naturales</i>							
Matemáticas	93	42,1	32,5	6,3	0,6	5,0	18,6
Ciencias físicas	108	42,0	31,1	13,7	2,1	8,0	42,8
Ciencias químicas	105	40,7	29,8	9,8	1,2	6,0	34,9
Ciencias de la tierra y medio ambiente	41	41,4	31,8	12,5	1,7	9,0	38,9
Biología (excluyendo agricultura)	93	41,0	29,9	11,7	1,6	6,0	52,9
Otras ciencias naturales	6	44,7	37,2	6,3	0,8	5,5	10,0
<i>Ingeniería y Tecnología</i>							
Informática y tecnologías de la informa	76	38,8	32,1	10,3	1,2	6,0	41,5
Ingeniería civil	19	46,3	35,6	5,3	1,3	4,0	20,0
Ingeniería eléctrica, electrónica y de	74	40,3	31,7	11,3	1,7	7,0	36,0
Ingeniería mecánica	16	46,1	36,4	8,6	1,8	6,5	20,0
Ingeniería química	19	39,0	29,4	11,6	2,1	8,0	40,0
Ingeniería de materiales	9	48,8	41,2	5,1	0,9	5,0	10,0
Ingeniería medioambiental	10	40,2	33,2	6,9	1,6	7,5	16,0
Biotecnología industrial	4	41,3	30,0	8,3	4,6	6,5	20,0
Otras ingenierías y tecnologías (comida	33	41,0	33,1	7,5	1,1	6,0	21,5
Agricultura, ciencias forestales y pisc	13	43,9	35,5	8,6	2,4	6,0	30,0
Ciencias de los animales y de la leche	3	41,3	29,0	11,3	7,1	8,0	25,0
Veterinaria	19	41,3	28,7	12,4	2,7	8,0	49,0
Biotecnología agrícola	2	37,0	29,0	8,0	1,0	8,0	9,0
Otras ciencias de la agricultura	3	45,0	34,3	11,0	1,5	10,0	14,0
<i>Ciencias Médicas</i>							
Medicina básica	8	44,8	34,3	6,6	1,9	4,5	15,0
Medicina clínica	7	46,6	32,7	30,7	13,3	9,0	87,0
Ciencias de la salud	41	41,4	30,5	11,1	1,5	7,0	34,5
Biotecnología médica	3	46,7	37,0	8,3	3,3	10,0	13,0
Otras ciencias médicas	8	46,8	36,0	13,8	3,6	12,5	32,0
<i>Ciencias Sociales</i>							
Psicología	59	43,3	33,7	8,8	1,6	4,0	40,0
Economía y empresas	131	40,8	31,9	5,8	0,4	5,0	15,0
Ciencias de la educación	53	46,4	38,3	8,3	1,3	5,0	33,0
Sociología	16	46,9	36,8	6,9	2,1	4,5	35,0
Derecho	84	43,2	33,2	8,3	1,0	5,5	28,8
Ciencias políticas	8	39,9	30,4	8,5	1,7	8,0	15,0
Geografía económica y social	14	42,1	31,6	9,4	3,7	4,5	50,0
Periodismo y comunicaciones	26	45,3	37,0	12,1	3,6	7,5	75,8
Otras ciencias sociales	10	44,4	34,1	6,3	2,0	4,5	21,0
<i>Humanidades</i>							
Historia y arqueología	42	44,1	33,7	8,0	1,0	6,5	24,3
Lenguaje y literatura	113	43,8	33,7	8,7	0,8	7,0	27,2
Filosofía, ética y religión	16	45,1	34,1	8,6	3,1	4,0	50,0
Arte	38	45,6	35,0	9,0	1,3	6,0	25,3
Otras humanidades	21	41,7	35,0	7,2	1,4	6,0	28,2

TABLA A.2- REGRESIÓN DEL NÚMERO DE PUBLICACIONES

	Modelo 1a	Modelo 1b	Modelo 1c	Modelo 1d	Modelo 1e
Edad	-0,004 ns (-0,58)	-0,088 ** (-2,00)	-0,003 ns (-0,01)	1,728 ns (0,96)	7,520 ns (0,74)
Edad2		0,009 * (1,82)	-0,010 ns (-0,15)	-0,583 ns (-0,96)	-3,139 ns (-0,69)
Edad3			0,001 ns (0,29)	0,084 ns (0,95)	0,638 ns (0,64)
Edad4				-0,004 ns (-0,92)	-0,063 ns (-0,58)
Edad5					0,002 ns (0,53)
Mujer	-0,181 *** (-3,10)	-0,181 *** (-3,12)	-0,181 *** (-3,11)	-0,180 *** (-3,11)	-0,180 *** (-3,13)
Coopera	0,439 *** (6,34)	0,443 *** (6,50)	0,445 *** (6,53)	0,446 *** (6,61)	0,448 *** (6,61)
Jornada_Larga	0,292 *** (3,67)	0,292 *** (3,64)	0,293 *** (3,64)	0,293 *** (3,66)	0,293 *** (3,66)
Tecnológicas	-0,097 ns (-1,17)	-0,100 ns (-1,20)	-0,100 (-1,20)	-0,101 ns (-1,22)	-0,100 ns (-1,21)
Cmédicas	0,257 * (1,90)	0,271 ** (2,00)	0,272 ** (2,02)	0,271 ** (2,00)	0,268 ** (1,97)
Csociales	-0,162 * (-1,83)	-0,157 * (-1,80)	-0,155 * (-1,79)	-0,157 * (-1,83)	-0,159 * (-1,86)
Humanidades	-0,062 ns (-0,69)	-0,054 ns (-0,61)	-0,051 ns (-0,58)	-0,052 ns (-0,58)	-0,053 ns (-0,61)
CU	0,446 *** (2,97)	0,455 *** (3,14)	0,449 *** (3,11)	0,474 *** (3,29)	0,470 *** (3,26)
TU	0,177 *** (2,68)	0,206 *** (3,11)	0,204 *** (3,10)	0,207 *** (3,14)	0,210 *** (3,19)
Constante	2,054 *** (8,44)	3,904 *** (4,14)	2,639 ns (0,63)	-16,572 ns (-0,84)	-68,184 ns (-0,76)
$\hat{\alpha}$	-0,356	-0,360	-0,361	-0,362 *	-0,362
N	1.444	1.444	1.444	1.444	1.444
Log Likelihood	-4.644	-4.641	-4.641	-4.640	-4.639

$\hat{\alpha}$ : Coeficiente estimado de sobredispersión. En paréntesis el valor z. \*\*\*  $p$ -valor<0,01, \*\*  $p$ -valor<0,05, \*  $p$ -valor<0,1, ns: no significativo. Regresión Binomial Negativa tipo 2 con errores estándar robustos

TABLA A.3- REGRESIÓN DEL NÚMERO DE PUBLICACIONES

	Modelo 3a	Modelo 3b	Modelo 3c	Modelo 3d	Modelo 3e
Edad	0,004 ns (0,55)	-0,108 ** (-2,39)	-0,072 ns (-0,25)	2,424 ns (1,31)	9,982 ns (0,97)
Edad2		0,013 ** (2,43)	0,005 ns (0,08)	-0,822 ns (-1,32)	-4,156 ns (-0,90)
Edad3			0,001 ns (0,12)	0,120 ns (1,32)	0,842 ns (0,83)
Edad4				-0,006 ns (-1,29)	-0,083 ns (-0,76)
Edad5					0,003 ns (0,69)
Edad_doctorado	-0,011 ns (-1,18)	-0,020 ** (-2,20)	-0,020 ** (-2,20)	-0,023 ** (-2,49)	-0,023 ** (-2,53)
Mujer	-0,178 *** (-3,02)	-0,174 *** (-2,98)	-0,174 *** (-2,98)	-0,171 *** (-2,97)	-0,172 *** (-2,98)
Coopera	0,428 *** (6,23)	0,427 *** (6,25)	0,427 *** (6,28)	0,427 *** (6,34)	0,429 *** (6,34)
Jornada_Larga	0,289 *** (3,66)	0,289 *** (3,62)	0,289 *** (3,61)	0,289 *** (3,63)	0,289 *** (3,63)
Tecnológicas	-0,073 ns (-0,83)	-0,056 ns (-0,64)	-0,056 ns (-0,64)	-0,051 ns (-0,60)	-0,049 ns (-0,57)
Cmédicas	0,260 * (1,91)	0,283 ** (2,06)	0,283 ** (2,07)	0,283 ** (2,05)	0,279 ** (2,02)
Csociales	-0,141 ns (-1,51)	-0,113 ns (-1,27)	-0,113 ns (-1,26)	-0,111 ns (-1,26)	-0,112 ns (-1,28)
Humanidades	-0,052 ns (-0,56)	-0,031 ns (-0,34)	-0,030 ns (-0,33)	-0,027 ns (-0,31)	-0,029 ns (-0,33)
CU	0,405 *** (2,64)	0,382 *** (2,59)	0,380 ** (2,57)	0,407 *** (2,74)	0,400 *** (2,69)
TU	0,148 ** (2,05)	0,164 ** (2,30)	0,163 ** (2,31)	0,161 ** (2,29)	0,164 ** (2,33)
Constante	2,090 *** (8,32)	4,708 *** (4,69)	4,174 ns (0,99)	-23,444 ns (-1,16)	-90,811 ns (-1,00)
$\hat{\alpha}$	-0,358	-0,367	-0,367	-0,369	-0,370
N	1,444	1,444	1,444	1,444	1,444
Log Likelihood	-4,643	-4,637	-4,637	-4,635	-4,635

$\hat{\alpha}$ : Coeficiente estimado de sobredispersión. En paréntesis el valor z. \*\*\*  $p$ -valor<0,01, \*\*  $p$ -valor<0,05, \*  $p$ -valor<0,1, ns: no significativo. Regresión Binomial Negativa tipo 2 con errores estándar robustos

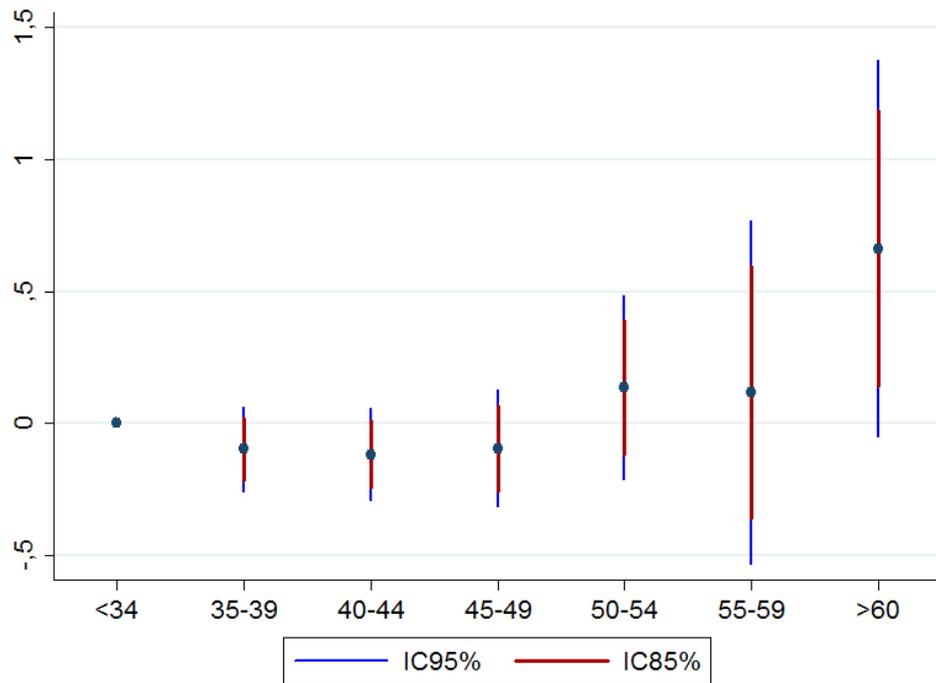


FIGURA A.1. COEFICIENTES ESTIMADOS DEL MODELO CON LA EDAD COMO VARIABLE CATEGÓRICA Y LA EDAD AL DOCTORARSE COMO VARIABLE CONTINUA

Estimación sin categoría base en edad. Regresión Binomial Negativa tipo 2 con errores estándar robustos

TABLA A.4: TEST DE LA RAZÓN DE LA VEROSIMILITUD (RV)

	N	Log Likelihood de Poisson	Log Likelihood de Binomial Negativa	RV	Prob>=RV
Todas las edades					
Modelo 1	1.444	-8.422	-4.641	7.562	0,000
Modelo 2	1.444	-8.430	-4.644	7.571	0,000
Modelo 3	1.444	-8.376	-4.637	7.478	0,000
Edad de doctorado < 35					
Modelo 1	1.056	-6.057	-3.431	5.252	0,000
Modelo 2	1.056	-6.072	-3.434	5.276	0,000
Modelo 3	1.056	-6.026	-3.428	5.197	0,000
Edad de doctorado >= 35					
Modelo 1	388	-2.199	-1.185	2.029	0,000
Modelo 2	388	-2.220	-1.188	2.065	0,000
Modelo 3	388	-2.196	-1.184	2.023	0,000



# **CAPÍTULO III. LAS PUBLICACIONES CIENTÍFICAS DEL PROFESORADO DE ECONOMÍA Y EMPRESA EN LAS UNIVERSIDADES PÚBLICAS EN CATALUÑA. RANKINGS, 2001-15**

## **Introducción**

Diferentes razones han conducido a que los artículos publicados en revistas científicas, especialmente aquellas con factor de impacto del *Journal Citation Report* (JCR) de Thomson Reuters, se hayan convertido en resultados fundamentales para el progreso académico en las universidades públicas en España.

Por un lado, el desarrollo de los sexenios de investigación ha introducido progresivamente nuevos incentivos externos para publicar en revistas científicas. Estos funcionan, en primera instancia, como el mecanismo de acceso a un complemento retributivo de productividad científica. Pero, más allá, permiten formar parte de comisiones de plaza o tribunales de tesis doctorales, y, facilitan el acceso a los fondos de investigación (Murillo Torrecilla 2008). Además, desde 2012, los sexenios de investigación determinan la carga docente del profesorado universitario.

Por otro lado, los actuales sistemas de acreditación del profesorado universitario han convertido la publicación en revistas científicas en un requisito imprescindible para acceder a las plazas que ofrecen las universidades públicas. Este proceso ha coincidido, además, con el agotamiento del crecimiento del profesorado en las universidades públicas, que han registrado tasas de crecimiento negativo en los últimos años (Ministerio de Educación Cultura y Deporte 2016).

Sin embargo esta evolución apenas se ha traducido en una atención específica por parte de la literatura. En primer lugar para tratar de evaluar el impacto de las distintas políticas

universitarias sobre la productividad científica. En segundo lugar, para identificar aquellos factores que contribuyen a la productividad científica del profesorado.

Entre las razones que pueden explicar esta falta de atención puede apuntarse la escasez de bases de datos que permitan analizar la productividad individual del profesorado universitario. A nivel de estadísticas oficiales solo se cuenta con la Encuesta de Recursos Humanos de Ciencia y Tecnología del Instituto Nacional de Estadística, lanzada en dos ocasiones (2006 y 2009). Entre sus limitaciones destaca que la medida de productividad científica es auto-reportada y que no incluye información sobre la calidad de las publicaciones.

En estas circunstancias el abordaje de la productividad científica requiere de la construcción de bases de datos, las cuales comportan un notable trabajo de recopilación y de depuración de datos. En este trabajo se presenta los primeros resultados obtenidos de la construcción de una base de datos ad hoc para el profesorado de Economía y Empresa en las universidades públicas de Cataluña.

Las universidades públicas de Cataluña se han distinguido por su liderazgo en la producción científica en Economía y Empresa, tanto en España como en Europa (Serra i Ramoneda 2014). Esto facilita que la muestra tenga individuos con una clara trayectoria investigadora, así como la relevancia de los *rankings* construidos.

El presente trabajo está organizado de la siguiente manera. La siguiente sección revisa la literatura reciente sobre *rankings* en economía en España y Cataluña. La sección 2 presenta las bases de datos y los indicadores de producción individual que han sido construidos. La sección 3 detalla los resultados de productividad en distintos periodos entre los años 2001 y 2015. Además presenta los *rankings* de los diez investigadores más productivos y las diez revistas que más artículos han publicado de las universidades públicas catalanas. Finalmente, la última sección formula las conclusiones de este trabajo.

## 1. Revisión de la literatura

A finales de la década de 1990 y principios del 2000 aparecen diversos trabajos que tratan de medir y analizar las publicaciones en revistas científicas en Economía que se realizan en España (García Castrillo et al. 1999; Bergantiños, Da Rocha, y Polomé 2002; Dolado, García-Romero, y Zamarro 2003). Las razones iniciales de este interés pueden explicarse, en parte, por el debate español sobre la investigación y los incentivos para la publicación científica en el sistema universitario español (Dolado, García-Romero, y Zamarro 2003); y, en parte, por la publicación del trabajo de Kalaitzidakis, Mamuneas, y Stengos (1999), que clasifica la producción de los departamentos y centros de investigación europeos en Economía (Bergantiños, Da Rocha, y Polomé 2002).

Bergantiños, Da Rocha, y Polomé (2002) miden la producción presente en la base de datos de *Econlit* durante el periodo 1995-99, ampliando el conjunto de revistas hasta entonces empleado en los trabajos anteriores. Además clasifican por primera vez las instituciones universitarias españolas (universidades y centros de investigación) usando criterios bibliométricos, como el factor de impacto de las revistas, que son habitualmente empleados en la literatura internacional. En sus conclusiones destacan el notable incremento producido en las publicaciones en economía hasta entonces, aunque señalan la elevada concentración en unas pocas instituciones. Entre estas sobresalen algunas instituciones de Cataluña, tales como la UPF, la UAB y el Instituto de Análisis Económico del CSIC en Bellaterra.

Dolado, García-Romero, y Zamarro (2003) aportan el primer *ranking* de investigadores en Economía a partir de la medición de indicadores individuales de la producción publicada entre 1990-99 en revistas de la base de datos *Econlit*. En sus *rankings* institucionales también aparecen la UPF, la UAB y el Instituto de Análisis Económico del CSIC en Bellaterra entre las primeras posiciones. En sus *rankings* individuales aparecen algunos investigadores que, posteriormente, vuelven a aparecer en posiciones destacadas durante el periodo 2001-15 que se analiza en este trabajo, lo que evidencia la solidez de las trayectorias de los investigadores más productivos.

Más allá del liderazgo de Cataluña en las instituciones universitarias españolas, los trabajos de Kalaitzidakis, Mamuneas y Stengos (1999) y, posteriormente, de Combes y Linnemer (2003) sitúan a la UPF, la UAB y el Instituto de Análisis Económico entre las instituciones europeas con mayor producción en Economía. Desde entonces han ido apareciendo otros trabajos que han actualizado los *rankings* españoles (Rodríguez 2006) o que han explorado el funcionamiento de las redes de cooperación entre los autores (Ramos, Royuela, y Suriñach, 2007; Ferrer, Arroyo, y Lluch, 2009). Sin embargo, hasta el 2012 no se ha contado con un trabajo centrado en la producción científica en Economía realizada en Cataluña.

Serra i Ramoneda (2014) mide la actividad científica en Economía de las universidades públicas y privadas, así como los centros públicos de investigación (Instituto de Análisis Económica, *Centre de Recerca en Economia Internacional* y *Centre de Recerca en Economia i Desenvolupament Agroalimentari*). En su trabajo aporta el número de artículos científicos y de autores afiliados que aparecen en *Econlit*, en el *Social Sciences Citation Index* y en el *Science Citation Index* del *Journal Citation Report* de Thomson Reuters en el periodo 2003-09. Sin embargo, la producción científica no es clasificada mediante criterios de calidad y/o coautorías. Un problema de este enfoque es la infravaloración de la producción de aquellas instituciones donde los investigadores publican con otros de la misma institución.

Así pues, este trabajo presenta tres novedades respecto a la literatura previa. En primer lugar, actualiza y amplía la escasa información disponible sobre las universidades públicas catalanas. En segundo lugar, contempla un análisis temporal más amplio, hasta quince años y sensible a los cambios producidos a lo largo del tiempo, mediante la distinción de cuatro periodos temporales (2001-2015, 2010-2015, 2013-2015 y 2015). De este modo la comparación entre los distintos periodos permite hacerse una idea de los cambios producidos y del efecto de la extensión del periodo de análisis sobre los resultados. En tercer lugar, permite distinguir entre la producción que se ha realizado en las universidades públicas catalanas de aquella otra que han realizado los profesores actualmente en activo, dentro o fuera de dichas universidades. En este sentido, este trabajo permite distinguir entre los *rankings* de autores que más han publicado y el *ranking* de profesores actuales que más han publicado en los últimos años en *Econlit*.

## 2. Datos y métodos

### 2.1. Datos

Se han obtenido datos sobre los artículos científicos publicados entre 2001 y 2015 en revistas indexadas por *Econlit* a través del acceso online que proporciona *Proquest*. Complementariamente, se han obtenido datos de otras fuentes online (*Dialnet*, *Proquest Central*, *Proquest Social Science Premium Collection*, *Scopus* y *Website of Science*) en el caso de revistas que no están actualizadas en *Econlit*<sup>12</sup>. En algunos casos ha sido necesario descargar los datos directamente a través de las *Websites* de las propias revistas. Sin embargo, los datos obtenidos por este procedimiento han sido inferiores al 3% del total. La actualización de los datos corresponde a 7 de mayo de 2016.

Se dispone de los siguientes datos sobre cada artículo científico recopilado: Título; autores; afiliaciones de los autores; año de publicación; idioma y número de páginas del artículo; título e ISSN de la revista científica.

Por un lado, se ha construido una base de datos de diseño transversal, denotada como SP, con los artículos en que consta como autor/a un miembro del profesorado de las universidades públicas catalanas en el curso 2015/16. La identificación del profesorado se ha basado en la información disponible (a 15 de noviembre de 2015) en las correspondientes *Websites* de los departamentos universitarios de economía y empresa. En total estos profesores han participado en 2.603 artículos que han aparecido en 504 revistas distintas. De acuerdo con el criterio de construcción de la base de datos, una parte de esta producción ha sido realizada por los profesores cuando se encontraba en otras universidades distintas a las del curso 2015/16. Como hay artículos con más de un autor, se ha construido otra base de datos, denotada como SPA, a partir de la información recopilada en SP. En este caso las unidades de observación son los profesores. Además de los datos sobre las publicaciones se ha incluido el sexo, el año de doctorado y la universidad catalana del curso 2015/16.

---

<sup>12</sup> Sobre todo el año 2015, pero hay revistas con problemas de cobertura más amplios. Por ejemplo Cuadernos Económicos del I.C.E., Revista de Economía Aplicada o The B.E. Journal of Macroeconomics que no aparecían actualizadas desde el 2011.

Por otro lado, se ha construido otra base de datos, denotada como AP, con los artículos en que, al menos, uno de los autores menciona su afiliación a las universidades públicas catalanas. De este modo se ha recopilado un total de 3.855 artículos publicados en 613 revistas distintas. Nótese que, a diferencia de las bases de datos anteriores, toda la producción recopilada se ha desarrollado en el marco de las universidades públicas catalanas. A partir de esta información se ha construido otra base de datos, denotada como APU, en que la unidad de observación son los autores afiliados a las universidades públicas catalanas. En este caso se han añadido como variables complementarias el sexo y la pertenencia al profesorado del curso 2015/16. Sólo el 29% de los autores afiliados forman parte del profesorado, lo que pone de manifiesto las diferencias entre ambas aproximaciones.

La identificación de las universidades en *Econlit* se ha basado en el campo afiliación de los autores. Este campo presenta serias dificultades de explotación que deben ser tomadas en consideración. En primer lugar, se trata de un campo que no es obligatorio. Por este motivo puede haber artículos en que no aparezcan datos de afiliación. En segundo lugar, se trata de un campo abierto en el que los propios autores del artículo, normalmente uno de ellos, deciden e introducen la información. De este modo la afiliación a una misma universidad se encuentra formulada de muy diversas maneras, sin contar con errores tipográficos.

La identificación de los autores en *Econlit* tampoco ha estado exenta de dificultades a pesar de que este campo resulta obligatorio. Como no existe un criterio homogéneo y comúnmente establecido para introducir esta información existe el riesgo de confundir autorías. En este caso se afrontan dos serios problemas. Primero, hay autores que aparecen en *Econlit* con múltiples variantes de su nombre y apellidos –hasta 7 variantes se han identificado en algunos autores–, lo que puede conducir a infravalorar su producción. Por otro lado, hay autores cuya identificación no resulta inequívoca, pues coincide con otra persona o más, sobre todo cuando solo se emplea el primer apellido y nombre o en caso de apellidos y nombres que son muy comunes (por ejemplo, García, López).

## 2.2. Variables

A partir de las bases de datos longitudinales de profesores y autores afiliados se ha construido una batería de variables que expresan su nivel de producción como en Combes y Linnemer (2003). En todos los casos la valoración de la calidad de los artículos se basa exclusivamente en la calidad atribuida a la revista donde estos aparecen publicados.

Así, para cada esquema de valoración de la calidad,  $W$ , base de datos longitudinal,  $BDL$  y periodo de tiempo,  $T$ , se calculan dos variables de producción individual:

$$W11_i(BDL, T) = \sum_k w_{k(i)} \quad (1)$$

$$Wn1_i(BDL, T) = \sum_k \frac{w_{k(i)}}{n_{k(i)}} \quad (2)$$

Donde  $w_k$  es el peso que el esquema de valoración de la calidad atribuye a la revista científica donde se ha publicado el artículo  $k$  de un individuo,  $i$ , de la base de datos longitudinal,  $BDL$ , durante un periodo temporal,  $T$ . Finalmente,  $n_k$  representa el número de autores.

Se han considerado cuatro periodos de tiempo: un periodo largo, que comprende los últimos quince años de producción, 2001-15; un periodo medio, equivalente a los últimos seis años, 2010-2015; un periodo corto, que corresponde a los últimos tres años, 2013-2015; y, finalmente, un periodo muy corto correspondiente al último año disponible, 2015.

Por último, se han considerado tres esquemas de valoración de la calidad de los artículos científicos. El primer esquema de valoración, que se puede denominar como índice de calidad igual (ICI), impone que  $w_k = 1, \forall k$ . Esto representa que todas las revistas y, en consecuencia, todos los artículos científicos tienen el mismo nivel de calidad.

El segundo esquema de valoración, denotado como ICL, se corresponde con el índice propuesto por Combes y Linnemer (2003). Estos autores agrupan las revistas científicas en

seis categorías. La primera corresponde a las revistas consideradas de una mayor calidad y equivalente a la *American Economic Review* (AER) que se emplea como estándar de referencia. Su factor de ponderación es 1 e incluye las siguientes revistas: AER, *Econometrica*, *Journal of Political Economy*, *Quarterly Journal of Economics* y *Review of Economic Studies*. La segunda categoría agrupa dieciséis revistas que reciben una ponderación de 8/12. Las siguientes categorías cuentan con ponderaciones correspondientes a 6/12, 4/12, 2/12 y, respectivamente, reúnen a 39, 68 y 138 revistas. La última categoría se pondera con 1/12 y agrupa el resto de revistas incluidas en *Econlit*.

Finalmente, el tercer esquema de valoración, denotado como IFI, adopta como factores de ponderación de las revistas el valor correspondiente a su factor de impacto en la edición 2014 del *Journal Citation Report* (JCR). Por simplificación de los cálculos no se considera la evolución de los factores de impacto a lo largo del tiempo. Además en aquellas revistas científicas que no cuentan con factor de impacto, la ponderación adoptada toma el valor 0.

### 3. Resultados

#### 3.1. La producción en *Econlit* del profesorado del curso 2015/16

La Tabla 1 detalla el número de profesores del curso 2015/16 en los departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas catalanas por universidad y sexo, así como la proporción de profesores con grado de Doctor y profesores con al menos una autoría en *Econlit* entre 2001 y 2015.

El número total de profesores en activo es de 1.390 profesores<sup>13</sup>. La UB cuenta con el profesorado más numeroso, 485 profesores, mientras que la UPF y UAB se sitúan a distancia en segunda y tercera posición, con 263 y 222 profesores, respectivamente. Por su parte, la UDL es la que cuenta con menos profesores, sólo 60.

---

<sup>13</sup> Hay 12 y 4 profesores que aparecen vinculados a dos y tres universidades públicas catalanas, respectivamente.

Las mujeres sólo representan el 33,5% del profesorado. Se aprecian diferencias importantes en la proporción de mujeres entre las universidades, destacando en ambos extremos la UDL, con el 46,7%, y la UPC, con el 23,7% de mujeres en su profesorado.

La mayor parte del profesorado (58%) está doctorado. No se aprecian diferencias importantes entre hombres y mujeres, pero sí entre las universidades. Así mientras la UAB destaca por contar con la mayor proporción de doctores (67%), la UPC lo hace por contar sólo con el 31%.

La mayoría del profesorado no ha publicado en revistas *Econlit* entre 2001 y 2015. En este sentido, sólo el 36% de los profesores cuentan con, al menos, una autoría. Las diferencias entre universidades son importantes. La UAB cuenta con la mayor proporción de profesores con autoría (50%). La UB, UDG y URV presentan proporciones de profesores con autorías similares (entre el 30% y el 40%). La UDL y UPC sólo cuentan con un 25% y 18%, respectivamente. Además en la UPC se aprecian diferencias muy importantes entre hombres (18%) y mujeres (9%).

TABLA 1—PROFESORES DEL CURSO 2015/16 EN DEPARTAMENTOS DE ECONOMÍA Y EMPRESA POR UNIVERSIDAD

Universidades	Número	% con grado de Doctor en 2015	% con autorías en <i>Econlit</i> entre 2001 y 2015
<i>Ambos sexos</i>			
UAB	222	67%	50%
UB	485	59%	36%
UDG	141	58%	31%
UDL	60	45%	28%
UPC	93	31%	16%
UPF	263	60%	37%
URV	146	57%	35%
Cataluña	1.390	58%	36%
<i>Hombres</i>			
UAB	156	65%	51%
UB	317	56%	34%
UDG	86	58%	30%
UDL	32	41%	25%
UPC	71	31%	18%
UPF	185	62%	40%
URV	88	57%	38%
Cataluña	924	57%	36%
<i>Mujeres</i>			
UAB	66	70%	47%
UB	168	64%	38%
UDG	55	58%	33%
UDL	28	50%	32%
UPC	22	32%	9%
UPF	78	56%	29%
URV	58	57%	31%
Cataluña	466	60%	35%

La suma del número de profesores en cada una de las universidades supera el número correspondiente a Cataluña, pues hay algunos profesores en varias universidades.

La Figura 1 ilustra la evolución anual del número de artículos publicados por los profesores. Destaca, por un lado, el notable crecimiento hasta 2013; y, por otro lado, la caída de artículos durante los dos últimos años (tasa de variación 2014-2015: -20,2%). Buena parte del crecimiento se explica porque buena parte del profesorado actual ha iniciado su carrera académica durante este periodo.

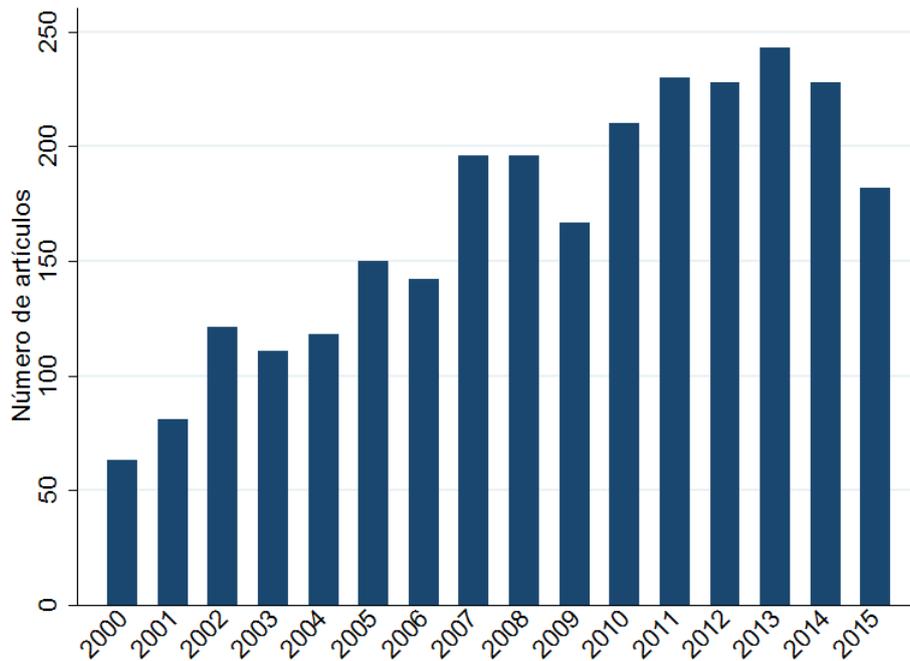


FIGURA 1. EVOLUCIÓN DEL NÚMERO DE ARTÍCULOS PUBLICADOS POR LOS PROFESORES

La Tabla 2 muestra el número total de artículos publicados y algunas de sus principales características. En 2015 se contabilizan 182 artículos, mientras que en 2001-15 son 2.603. Se aprecia un aumento del número de coautorías conforme se analizan periodos más recientes. De este modo, los artículos escritos en solitario son cada vez menos frecuentes. Además el número de coautorías tiende de dos a tres autores. El inglés es el idioma más empleado (más del 80%), incluso en revistas que se editan en España.

Las revistas *Econlit* que se editan en España publican cada vez una menor proporción de artículos. Si en 2001-15 concentran el 22,3% de las publicaciones, en 2015 solo el 15,4%. Esta evolución se debe, sobre todo, al aumento de los artículos publicados en revistas no españolas, puesto que la producción en revistas españolas se mantiene. Además, se

constata una creciente orientación hacia revistas incluidas en el JCR. En 2015 el 80,8% de los artículos fueron publicados por revistas JCR.

TABLA 2—CARACTERÍSTICAS DE LOS ARTÍCULOS PUBLICADOS POR LOS PROFESORES

Periodo	Suma	Coautorías				Idioma			Revistas en España	Revistas en JCR
		1	2	3	4 o más	Español	Inglés	Otros		
2015-15	182	12,1%	39,6%	39,0%	9,3%	15,9%	83,5%	0,5%	15,4%	80,8%
2013-15	653	15,0%	41,7%	32,2%	11,1%	14,2%	85,1%	0,6%	17,0%	79,5%
2010-15	1.321	18,0%	42,6%	29,6%	9,8%	15,7%	83,8%	0,5%	18,0%	76,0%
2001-15	2.603	22,1%	44,3%	26,7%	6,9%	20,1%	79,1%	0,8%	22,3%	73,3%

Los artículos publicados durante 2001 y 2015 han aparecido en 504 revistas distintas. En los últimos tres años el número de revistas se ha reducido hasta 267. La Tabla 3 presenta el *ranking* de las diez revistas con más artículos publicados. El número de artículos aparece entre paréntesis y el factor de impacto JCR 2014 entre corchetes. Las 40 posiciones disponibles (10 posiciones por 4 periodos de análisis) están ocupadas por sólo 21 revistas. *Applied Economics*, *Ecological Economics*, *Economics Letters* y *Papeles de Economía Española* aparecen en todos los *rankings*. Además, *Energy Policy* aparece en los tres últimos períodos, toda vez que se incorpora a *Econlit* en el año 2010.

TABLA 3—*RANKING* DE LAS DIEZ REVISTAS CON MÁS ARTÍCULOS PUBLICADOS POR LOS PROFESORES

	2015-15	2013-15	2010-15	2001-15
1	Energy Policy (2,575) [5]	Papeles de Economía Española (0) [16]	Papeles de Economía Española (0) [35]	Papeles de Economía Española (0) [88]
2	Papeles de Economía Española (0) [5]	Energy Policy (2,575) [15]	Economics Letters (0,51) [22]	Hacienda Pública Española (0,15) [46]
3	Applied Economics (0,613) [4]	Ecological Economics (2,72) [12]	Energy Policy (2,575) [20]	Applied Economics (0,613) [45]
4	Ecological Economics (2,72) [4]	Economics Letters (0,51) [11]	Ecological Economics (2,72) [18]	Economics Letters (0,51) [43]
5	Economics Letters (0,51) [4]	Social Indicators Research (1,395) [11]	Regional Studies (2,068) [18]	Economía Industrial (0) [42]
6	Social Indicators Research (1,395) [4]	Insurance: Mathematics and Economics (1,128) [10]	Applied Economics (0,613) [17]	Revista de Economía Aplicada (0,1) [40]
7	American Economic Journal: Macroeconomics (3,78) [3]	SERIEs (0,378) [10]	Games and Economic Behavior (1,067) [17]	Games and Economic Behavior (1,067) [38]
8	CIRIEC-España (0) [3]	Revista de Economía Aplicada (0,1) [9]	Hacienda Pública Española (0,15) [17]	Investigaciones Regionales (0) [36]
9	Energy Economics (2,708) [3]	Applied Economics (0,613) [8]	Journal of Economic Theory (1,033) [16]	Ecological Economics (2,72) [35]
10	European Journal of Health Economics (1,774) [3]	Economic Modelling (0,827) [8]	American Economic Review (3,673) [15]	Journal of Economic Theory (1,033) [33]

La Tabla 4 resume las estadísticas descriptivas de la distribución de la producción de los profesores según los diferentes indicadores individuales y periodos de análisis. La primera

columna indica la suma de todos los profesores para cada uno de los indicadores de producción individual. En particular, el indicador ICI11 que aparece en la primera fila de cada periodo se corresponde con el número de autorías. En 2015 se identifican un total de 259 autorías. Su valor alcanza las 3.402 autorías en 2001-15.

TABLA 4—DISTRIBUCIÓN DE LA PRODUCCIÓN DE LOS PROFESORES SEGÚN INDICADOR DE PRODUCCIÓN

Periodo	Suma	Media	SD	P75	P90	P95	P99
2015-15							
ICI11	259,0	0,19	0,57	0,00	1,00	1,00	3,00
ICIn1	109,6	0,08	0,26	0,00	0,33	0,50	1,33
ICL11	56,7	0,04	0,17	0,00	0,08	0,25	1,00
ICLn1	24,3	0,02	0,07	0,00	0,03	0,11	0,39
IFI11	275,9	0,20	0,83	0,00	0,15	1,39	3,78
IFIn1	116,0	0,08	0,35	0,00	0,08	0,59	1,80
2013-15							
ICI11	867,0	0,60	1,50	0,00	2,00	4,00	7,00
ICIn1	392,5	0,30	0,70	0,00	1,00	1,70	3,80
ICL11	182,9	0,10	0,40	0,00	0,40	0,90	2,00
ICLn1	81,3	0,10	0,20	0,00	0,20	0,40	1,00
IFI11	900,2	0,70	2,10	0,00	2,00	4,10	11,90
IFIn1	396,3	0,30	1,00	0,00	0,80	1,80	4,70
2010-15							
ICI11	1.756,0	1,30	2,90	1,00	4,00	8,00	15,00
ICIn1	831,3	0,60	1,50	0,30	2,00	3,80	7,00
ICL11	394,9	0,30	0,80	0,10	0,80	1,80	4,40
ICLn1	184,0	0,10	0,40	0,00	0,40	0,90	2,10
IFI11	1.720,4	1,20	3,80	0,00	3,40	8,10	21,20
IFIn1	796,4	0,60	1,90	0,00	1,50	3,70	9,30
2001-15							
ICI11	3.402,0	2,50	5,70	2,00	8,00	14,00	31,00
ICIn1	1.721,4	1,20	3,00	1,00	4,00	7,30	14,30
ICL11	773,7	0,60	1,60	0,20	1,60	3,40	9,40
ICLn1	387,0	0,30	0,90	0,10	0,80	1,70	4,60
IFI11	3.070,0	2,20	6,40	0,60	6,50	14,90	32,40
IFIn1	1.506,4	1,10	3,40	0,30	3,30	7,00	15,40

Todos los periodos incluyen los profesores en activo 2015/2016, aunque estos no hubieran iniciado su actividad investigadora. Se contabiliza un mismo artículo tantas veces como número de profesores de las universidades públicas catalanas aparecen como autores.

La Figura 2 detalla la proporción de profesores sin autorías en cada periodo de análisis. Cuanto más reciente y menos años se toman de referencia, más elevada resulta la proporción de profesores sin autorías. Así, en 2001-15 no ha publicado nada en *Econlit* el 64,1% de los profesores, en 2010-15 no lo ha hecho el 69,8%, en 2013-15 el 77,0%, y, en 2015, el 87,5%. Además hay un 12,9% de profesores que ha publicado entre 2001 y 2013, pero no lo ha vuelto a hacer en los últimos tres años.

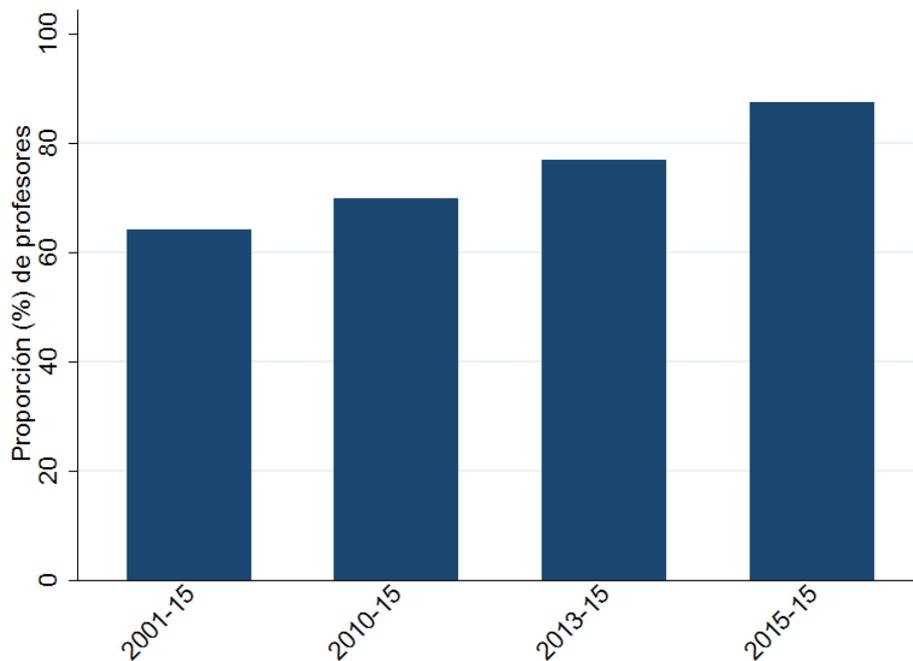


FIGURA 2. PROPORCIÓN DE PROFESORES QUE NO TIENEN NINGUNA AUTORÍA EN *ECONLIT*

La proporción elevada de profesores que no publican comporta que se requiera un número elevado de profesores “promedio” para producir artículos en las universidades. Tomando la media del indicador ICI<sub>n1</sub> en 2015, se requieren más de 12 profesores para publicar un artículo completo. Si además se tiene en cuenta la calidad de las revistas, los requerimientos aumentan considerablemente. Así, según el valor medio del indicador ICL<sub>n1</sub> en 2015 (0,02) se requieren hasta 50 profesores “promedio” para generar un artículo *American Economic Review* equivalente. Si la referencia es el indicador IFI<sub>n1</sub>, que se basa en el factor de impacto JCR 2014, se requieren 46 profesores “promedio”<sup>14</sup>.

Se aprecian notables diferencias entre los profesores más productivos y el resto. Así, cuando el 87,5% de los profesores no cuenta con ninguna autoría en el año 2015, según el indicador ICI<sub>11</sub> se requieren al menos 3 para ser incluido en el grupo del 1% más productivo. Si el periodo temporal se amplía hasta el 2001, se requieren más de 30 autorías, cuando el 64% no cuenta con ninguna. Los indicadores que tienen en cuenta la calidad ofrecen resultados similares. Así la diferencia entre los valores del percentil 99 más que duplican aquellos del percentil 95 en todos los casos.

<sup>14</sup> Dado que la *American Economic Review* tiene 3,673 como factor de impacto JCR 2014 y la media del IFI<sub>n1</sub> es 0,08.

La Tabla 5 presenta la suma de los indicadores individuales de los profesores agrupada según la universidad pública catalana en que tiene docencia durante el curso 2015/16. En el caso de los profesores vinculados a más de una, su producción se ha contabilizado repetidamente en cada universidad. En cambio, no se ha tenido en cuenta la afiliación a otras universidades o centros de investigación. De este modo, los indicadores ofrecen una información sobre las universidades desde una perspectiva de stock de capital humano.

TABLA 5—PRODUCCIÓN DE LOS PROFESORES SEGÚN UNIVERSIDADES

Periodo	UAB	UB	UDG	UDL	UPC	UPF	URV
2015-15							
ICI11	25%	37%	9%	2%	0%	19%	8%
ICIn1	25%	40%	7%	1%	0%	18%	9%
ICL11	29%	33%	5%	1%	0%	26%	6%
ICLn1	26%	35%	5%	0%	0%	27%	6%
IFI11	23%	30%	7%	0%	1%	32%	8%
IFIn1	22%	30%	6%	0%	1%	31%	10%
2013-15							
ICI11	25%	36%	7%	2%	2%	19%	11%
ICIn1	24%	36%	6%	2%	1%	20%	12%
ICL11	26%	30%	5%	1%	1%	28%	10%
ICLn1	24%	31%	4%	1%	0%	28%	11%
IFI11	24%	28%	6%	1%	3%	28%	11%
IFIn1	23%	28%	5%	1%	2%	29%	13%
2010-15							
ICI11	25%	34%	6%	2%	1%	20%	11%
ICIn1	26%	33%	5%	2%	1%	22%	11%
ICL11	27%	27%	5%	1%	0%	32%	9%
ICLn1	26%	26%	4%	1%	0%	32%	10%
IFI11	24%	27%	6%	1%	2%	32%	9%
IFIn1	24%	26%	5%	1%	1%	32%	11%
2001-15							
ICI11	26%	35%	5%	2%	1%	20%	10%
ICIn1	26%	34%	4%	2%	1%	21%	12%
ICL11	28%	28%	4%	1%	0%	30%	9%
ICLn1	27%	27%	3%	1%	0%	31%	11%
IFI11	25%	27%	5%	1%	2%	31%	9%
IFIn1	25%	27%	4%	1%	1%	33%	11%

Todos los periodos incluyen los profesores en activo en el curso 2015/2016, aunque estos no hubieran iniciado su actividad investigadora. Se contabiliza un mismo artículo tantas veces como número de profesores de las universidades públicas catalanas aparecen como autores.

La UB, que cuenta con el profesorado más numeroso, ha producido 96 autorías en 2015. A distancia se sitúa la UAB, con 65 autorías, y, más allá, la UPF, con 48 autorías. La UDG y URV acumulan una producción bastante inferior, 23 y 22 autorías; mientras que la UDL y UPC solo cuentan con 4 y 1 autorías, respectivamente. Las distancias en la producción entre el grupo formado por la UB, UAB y UPF se reducen bastante cuando se consideran las coautorías y la calidad de las revistas, pero además se alteran las posiciones entre ellas.

Así cuando se considera el indicador ICLn1 el valor en la UB es de 8,54, en la UPF de 6,63, y en la UAB de 6,40. En cambio, cuando se considera el indicador IFIn1, el valor en la UPF es de 163,95, en la UB de 147,22, y en la UAB de 127,09.

La Tabla 6 contiene el porcentaje de profesores en cada universidad que ha publicado en el periodo de análisis, así como la media y el percentil 95 de los indicadores ICI11 e IFIn1. De este modo la actividad de los profesores en universidades de distinto tamaño resulta más comparable. La primera fila de cada periodo de análisis muestra el porcentaje de profesores que ha publicado. La proporción se sitúa siempre por debajo de la mitad, sobre todo cuando se adopta solo un año de referencia. La UAB cuenta con la proporción más elevada entre todas las universidades. En el 2015 es del 18,72% y alcanza el 48,86% en el periodo 2001-15. La UB, UPF, UDG, UDL y URV forman un grupo con una proporción de profesores con publicaciones bastante similar (entre el 13,10% y el 6,67% en el 2015 y entre el 37,15% y el 28,33% en el periodo 2001-15). La UPC presenta proporciones bastante inferiores al resto, sobre todo en el año 2015 en que la proporción de profesores que han publicado resulta testimonial (1,09%). Como resultado de la reducida proporción de profesores que publican, la media de los indicadores presenta valores pequeños y la diferencia con el percentil 95 resulta muy importante.

TABLA 6— ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LA PRODUCCIÓN DE LOS PROFESORES SEGÚN UNIVERSIDADES

Periodo	UAB	UB	UDG	UDL	UPC	UPF	URV
2015-15							
% Publica	18,72	13,10	12,14	6,67	1,09	13,04	10,34
Media							
ICI11	0,30	0,20	0,16	0,07	0,01	0,19	0,15
IFIn1	0,12	0,07	0,05	0,00	0,01	0,14	0,08
P95							
ICI11	2,00	1,00	1,00	1,00	0,00	1,00	1,00
IFIn1	0,93	0,39	0,47	0,00	0,00	1,06	0,33
2013-15							
% Publica	33,79	22,45	19,29	16,67	10,87	23,32	23,45
Media							
ICI11	0,97	0,64	0,41	0,27	0,16	0,64	0,65
IFIn1	0,41	0,23	0,15	0,06	0,07	0,45	0,35
P95							
ICI11	5,0	4,0	3,0	2,0	1,0	4,0	5,0
IFIn1	2,2	1,5	1,3	0,0	0,7	2,4	2,0
2010-15							
% Publica	43,38	29,11	26,43	23,33	13,04	31,23	29,66
Media							
ICI11	2,04	1,24	0,80	0,72	0,20	1,41	1,28
IFIn1	0,89	0,43	0,28	0,09	0,08	1,02	0,58
P95							
ICI11	10,0	7,0	5,0	5,0	1,0	8,0	9,0
IFIn1	5,0	2,8	2,1	0,4	0,7	6,7	4,0
2001-15							
% Publica	48,86	35,55	31,43	28,33	16,30	37,15	35,17
Media							
ICI11	4,11	2,48	1,26	1,32	0,32	2,70	2,36
IFIn1	1,69	0,83	0,40	0,17	0,17	1,95	1,10
P95							
ICI11	20,00	14,00	8,00	8,00	3,00	17,00	15,00
IFIn1	8,54	5,86	2,98	0,84	1,16	11,99	8,56

Todos los periodos incluyen los profesores en activo en el curso 2015/2016, aunque estos no hubieran iniciado su actividad investigadora. Se contabiliza un mismo artículo tantas veces como número de profesores de las universidades públicas catalanas aparecen como autores.

En todos los periodos de análisis se observa que el 5% de los profesores más productivos de la UAB producen mayor número de autorías que en el resto de universidades. Para formar parte de este grupo de profesores en 2001-15 se requieren 20 autorías en la UAB, por 17 en la UPF, 15 en la URV, 14 en la UB, 8 en UDG y UDL, y tan solo 3 en la UPC. Así mismo, se observa que al considerar las coautorías y la calidad de las revistas donde aparecen publicados los artículos, la UPF se convierte en la universidad más exigente para formar parte del 10% de profesores más productivos. En particular, el valor mínimo requerido en el indicador IFInp correspondiente al periodo 2001-15 es de 278,61 en la UPF, mientras que en la UAB es de 166,47, en la URV de 139,89 y en la UB de 91,56. En las otras tres universidades se sitúa en valores muy inferiores.

Las Tablas 7 y 8 muestran los *rankings* de los diez profesores más productivos en 2015 y en 2013-15, según los indicadores propuestos. Así mismo, las Tablas 9 y 10 hacen lo mismo para 2010-15 y 2001-15. Los valores de cada indicador de producción aparecen entre corchetes y la universidad pública catalana del curso 2015/16 entre paréntesis. Se detecta que los *rankings* son sensibles a la introducción del número de coautorías y del esquema de valoración de la calidad de las revistas. En este sentido, la presencia de revistas multidisciplinares, con alta especialización sectorial, sobre todo en energía, ecología y transporte, son la principal causa de diferencias entre los *rankings* basados en los factores de ponderación de Combes y Linnemer (2003) y los factores de impacto JCR.

Por otro lado, se puede comprobar que los *rankings* de los distintos periodos de análisis coinciden en buena parte de los profesores incluidos. Así, la Tabla 7, que corresponde al año 2015, tiene de 11 a 13 profesores en común con las otras (aprox. 40%), mientras que estas comparten entre 20 a 23 profesores (aprox. 70%). Esto sugiere que un periodo de un año podría ser insuficiente para representar los resultados de la actividad científica de los profesores. Por su parte, la UPF aparece en el 48% del total de posiciones disponibles, mientras que la UB en el 23% y la UAB en el 21%. La URV, con el 6%, y la UDG, con el 2%, tienen una presencia muy reducida. La UDL y la UPC no cuentan con representantes.

TABLA 7—RANKING DE LOS DIEZ PROFESORES CON MAYOR PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA SEGÚN INDICADORES DE PRODUCCIÓN, PERIODO 2015

	ICI11	ICL11	IFI11	ICIn1	ICLn1	IFIn1
1	Ramos, Raúl (UB y UPF) [5]	Massó, Jordi (UAB) [2,5]	Costa, Maite (UB) [10,4]	Felice, Emanuele (UAB) [2,3]	Fornaro, Luca (UPF) [0,8]	Duro, Juan A. (URV) [4,6]
2	Bel, Germà (UB) [4]	Rossi, Barbara (UPF) [1,4]	Rossi, Barbara (UPF) [8,4]	Arespa, Marta (UB) [2]	Massó, Jordi (UAB) [0,8]	Costa, Maite (UB) [4,4]
3	Costa, Maite (UB) [4]	Gómez, Javier (UPF) [1,3]	Enikolopov, Rubén (UPF) [7,8]	Ayllón, Sara (UDG) [2]	Gómez, Javier (UPF) [0,7]	Rossi, Barbara (UPF) [3,9]
4	Felice, Emanuele (UAB) [4]	Burguet, Roberto (UAB) [1,2]	Petrova, María (UPF) [7,8]	Duro, Juan A. (URV) [2]	Rossi, Barbara (UPF) [0,7]	Fornaro, Luca (UPF) [3,1]
5	Gómez, Marta (UB) [4]	Caminal, Ramón (UAB) [1,2]	Duro, Juan A. (URV) [6,7]	San-Julián, Francisco (UB) [2]	Apesteagua, José J. (UPF) [0,5]	Vives, Xavier (UPF) [2,7]
6	Massó, Jordi (UAB) [4]	Carrión, Josep Ll. (UB) [1,2]	Bel, Germà (UB) [6,3]	Royuela, Vicente (UB) [1,8]	Arespa, Marta (UB) [0,5]	Bel, Germà (UB) [2,4]
7	Peydró, José L. (UPF) [4]	Enikolopov, Rubén (UPF) [1,1]	Peydró, José L. (UPF) [5,6]	Costa, Maite (UB) [1,7]	Ayllón, Sara (UDG) [0,5]	Ayllón, Sara (UDG) [2,3]
8	Roca, Oriol (UAB) [4]	Petrova, María (UPF) [1,1]	Gómez, Marta (UB) [5,5]	Ramos, Raúl (UB y UPF) [1,7]	Shelegia, Sandro (UPF) [0,5]	Padilla, Emilio (UAB) [2,2]
9	Rossi, Barbara (UPF) [3]	Apesteagua, José J. (UPF) [1]	Vives, Xavier (UPF) [5,4]	Roca, Oriol (UAB) [1,7]	Caminal, Ramón (UAB) [0,5]	Gómez, Marta (UB) [2]
10	Duro, Juan A. (URV) [3]	Fornaro, Luca (UPF) [1]	Padilla, Emilio (UAB) [5,3]	Gómez, Marta (UB) [1,5]	Carrión, Josep Ll. (UB) [0,5]	Barnichon, Régis (UPF) [1,9]

TABLA 8—RANKING DE LOS DIEZ PROFESORES CON MAYOR PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA SEGÚN INDICADORES DE PRODUCCIÓN, PERIODO 2013-2015

	ICI11	ICL11	IFI11	ICIn1	ICLn1	IFIn1
1	Fageda, Xavier (UB) [13]	Massó, Jordi (UAB) [3,2]	Peydró, José L. (UPF) [21,7]	Fageda, Xavier (UB) [6,5]	Vives, Xavier (UPF) [1,7]	Duro, Juan A. (URV) [14,6]
2	Guillen, Montserrat (UB) [13]	Peydró, José L. (UPF) [3,2]	Duro, Juan A. (URV) [21,3]	Vives, Xavier (UPF) [6,3]	Rossi, Barbara (UPF) [1,6]	Vives, Xavier (UPF) [13,4]
3	Sala, Héctor (UAB) [11]	Apesteagua, José J.(UPF) [3]	Fageda, Xavier (UB) [17,8]	Duro, Juan A. (URV) [6]	Montes, Gabriel (UAB) [1,4]	Rossi, Barbara (UPF) [10,7]
4	Urbano, David (UAB) [11]	Montes, Gabriel (UAB) [3]	Enikolopov, Rubén (UPF) [17,5]	Sala, Hector (UAB) [5,3]	Apesteagua, José J.(UPF) [1,3]	Galí, Jordi (UPF) [9,4]
5	Peydró, José L. (UPF) [10]	Rossi, Barbara (UPF) [2,8]	Vives, Xavier (UPF) [17,3]	Ayllón, Sara (UDG) [5]	Massó, Jordi (UAB) [1,2]	Fageda, Xavier (UB) [9]
6	Duro, Juan A. (URV) [9]	Vives, Xavier (UPF) [2,8]	Rossi, Barbara (UPF) [16,7]	Felice, Emanuele (UAB) [4,8]	Theilen, Bernd (URV) [1,2]	Peydró, José L. (UPF) [6,7]
7	Gómez, Marta (UB) [9]	Martín, Alberto (UPF) [2,7]	Padilla, Emilio (UAB) [15,7]	Urbano, David (UAB) [4,4]	Enikolopov, Rubén (UPF) [1,1]	Padilla, Emilio (UAB) [6,3]
8	Montes, Gabriel V. (UAB) [9]	Enikolopov, Rubén (UPF) [2,5]	Guner, Nezh (UAB) [13,2]	Montes, Gabriel (UAB) [4,2]	Fageda, Xavier (UB) [1,1]	Enikolopov, Rubén (UPF) [5,5]
9	Ramos, Raúl (UB y UPF) [9]	Fageda, Xavier (UB) [2,5]	Costa, Maite (UB) [13,1]	Guillen, Montserrat (UB) [4,1]	Galí, Jordi (UPF) [1,1]	Llop, María (URV) [5,5]
10	Vives, Xavier (UPF) [8]	Eeckhout, Jan (UPF) [2,3]	Urbano, David (UAB) [12,8]	González, María L. (UPF) [4]	Martín, Alberto (UPF) [1,1]	Moreno, Rosina (UB) [5,3]

TABLA 9—RANKING DE LOS DIEZ PROFESORES CON MAYOR PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA SEGÚN INDICADORES DE PRODUCCIÓN, PERIODO 2010-2015

	ICI11	ICL11	IFI11	ICIn1	ICLn1	IFIn1
1	Bel, Germà M. (UB) [25]	Rossi, Barbara (UPF) [7,9]	Rossi, Barbara (UPF) [36,5]	Bel, Germà M. (UB) [13,6]	Vives, Xavier (UPF) [3,9]	Vives, Xavier (UPF) [25,7]
2	Fageda, Xavier (UB) [23]	Apestequia, José (UPF) [6,8]	Peydró, José L. (UPF) [34,9]	Vives, Xavier (UPF) [12,3]	Rossi, Barbara (UPF) [3,8]	Rossi, Barbara (UPF) [19,8]
3	Sala, Héctor (UAB) [23]	Eeckhout, Jan (UPF) [6,8]	Vives, Xavier (UPF) [33,7]	Sancho, Ferrán (UAB) [11]	Montes, Gabriel (UAB) [3,2]	Duro, Juan A. (URV) [19,6]
4	Montes, Gabriel (UAB) [20]	Montes, Gabriel (UAB) [6,6]	Bel, Germà M. (UB) [30]	Fageda, Xavier (UB) [10,8]	Eeckhout, Jan (UPF) [3]	Galí, Jordi (UPF) [17,6]
5	Guillen, Montserrat (UB) [19]	Peydró, José L. (UPF) [6,1]	Duro, Juan A. (URV) [29,4]	Montes, Gabriel (UAB) [10,8]	Ventura, Jaume (UPF) [2,9]	Sancho, Ferrán (UAB) [15,1]
6	Sancho, Ferrán (UAB) [18]	Ventura, Jaume (UPF) [6,1]	Fageda, Xavier (UB) [26,9]	Sala, Héctor (UAB) [10,5]	Apestequia, José (UPF) [2,8]	Bel, Germà M. (UB) [14,7]
7	Urbano, David (UAB) [18]	Massó, Jordi (UAB) [5,9]	Moreno, Rosina (UB) [26,1]	Felice, Emanuele (UAB) [9,8]	Quesada, Antonio (URV) [2,7]	Fageda, Xavier (UB) [12,7]
8	Moreno, Rosina (UB) [17]	Martin, Alberto (UPF) [5,8]	Sancho, Ferrán (UAB) [25,7]	Quesada, Antonio (URV) [9]	Solé, Alberto (UB) [2,4]	Peydró, José L. (UPF) [12,3]
9	Ramos, Raúl (UB y UPF) [17]	Vives, Xavier (UPF) [5,8]	Martin, Alberto (UPF) [23,8]	Perdiguero, Jordi (UAB) [8,2]	Fageda, Xavier (UB) [2,3]	Moreno, Rosina (UB) [11,6]
10	Vives, Xavier (UPF) [16]	Barberà, Salvador (UAB) [5,4]	Padilla, Emilio (UAB) [23,7]	Rossi, Barbara (UPF) [7,9]	Galí, Jordi (UPF) [2,3]	Eeckhout, Jan (UPF) [10,2]

TABLA 10—RANKING DE LOS DIEZ PROFESORES CON MAYOR PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA SEGÚN INDICADORES DE PRODUCCIÓN, PERIODO 2001-2015

	ICI11	ICL11	IFI11	ICIn1	ICLn1	IFIn1
1	Bel, Germà M. (UB) [46]	Pérez, David (UAB) [14,7]	Galí, Jordi (UPF) [69,8]	Quesada, Antonio (URV) [32]	Quesada, Antonio (URV) [10,3]	Vives, Xavier (UPF) [50,4]
2	Guillen, Montserrat (UB) [38]	Vives, Xavier (UPF) [14]	Vives, Xavier (UPF) [68,5]	Vives, Xavier (UPF) [29,8]	Vives, Xavier (UPF) [10]	Galí, Jordi (UPF) [40,4]
3	Vives, Xavier (UPF) [38]	Rossi, Barbara (UPF) [13,4]	Rossi, Barbara (UPF) [51,8]	Bel, Germà M. (UB) [26,1]	Rossi, Barbara (UPF) [7,8]	Rossi, Barbara (UPF) [30,4]
4	Ramos, Raúl (UB y UPF) [37]	Massó, Jordi (UAB) [13,2]	Bel, Germà M. (UB) [50,5]	Montes, Gabriel (UAB) [18,8]	Eeckhout, Jan (UPF) [6,9]	Bel, Germà M. (UB) [28]
5	Carrión, Josep Ll. (UB) [36]	Galí, Jordi (UPF) [12,5]	Ventura, Jaume (UPF) [44,5]	Galí, Jordi (UPF) [18,6]	Galí, Jordi (UPF) [6,5]	Eeckhout, Jan (UPF) [24,1]
6	Sala, Héctor (UAB) [35]	Barberà, Salvador (UAB) [12,4]	Eeckhout, Jan (UPF) [39,4]	Solé, Alberto (UB) [18,6]	Pérez, David (UAB) [6,1]	Duro, Juan A. (URV) [22,9]
7	Montes, Gabriel (UAB) [34]	Rafels, Carlos (UB) [12,4]	Peydró, José L. (UPF) [36]	Rossi, Barbara (UPF) [16,4]	Barberà, Salvador (UAB) [5,7]	Ventura, Jaume (UPF) [21,5]
8	Suriñach, Jordi (UB) [34]	Eeckhout, Jan (UPF) [11,5]	Moreno, Rosina (UB) [35,1]	Carrión, Josep Ll. (UB) [16,3]	Rafels, Carlos (UB) [5,5]	Sancho, Ferrán (UAB) [19,7]
9	Moreno, Rosina (UB) [33]	Montes, Gabriel (UAB) [10,3]	Sancho, Ferrán (UAB) [34,8]	Fageda, Xavier (UB) [15,7]	Solé, Alberto (UB) [5,4]	Padilla, Emilio (UAB) [17,2]
10	Galí, Jordi (UPF) [32]	Quesada, Antonio (URV) [10,3]	Padilla, Emilio (UAB) [34,6]	Sancho, Ferrán (UAB) [15,5]	Massó, Jordi (UAB) [5,1]	Quesada, Antonio (URV) [16]

### 3.2. La producción en *Econlit* de los autores afiliados

En el año 2015 se contabilizan 300 autores en la base de datos *Econlit* que indican su afiliación a alguna de las universidades públicas catalanas. El 48% de ellos forman parte del profesorado en el curso 2015/2016. La diferencia entre autores afiliados y profesores se explica básicamente por dos factores. Primero, por la presencia de investigadores en las universidades, a través de sus centros e institutos de investigación propios, que no tienen docencia. Segundo, por las bajas y altas del profesorado respecto a los cursos anteriores.

La Figura 3 presenta la proporción de autores afiliados en el año 2015 que son profesores en el curso 2015/2016 por universidades. La URV, UDL y UDG forman un grupo que cuenta con la mayor proporción (entre el 60% y el 86%), mientras que la UAB, UB y UPF se sitúan bastante por debajo (entre el 31% y el 46%). En la UPC la proporción (3%) resulta muy baja comparativamente.

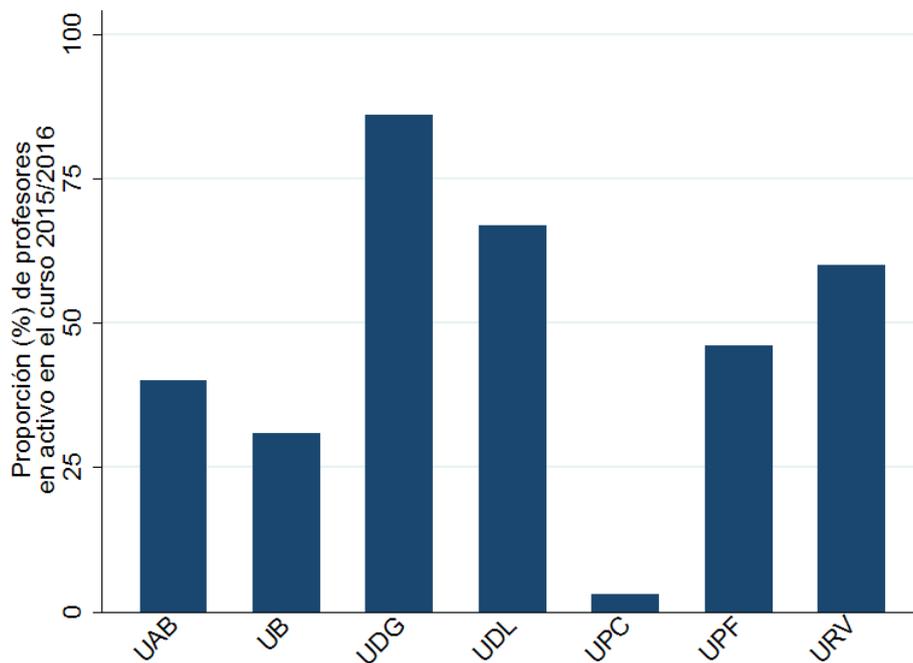


FIGURA 3. AUTORES AFILIADOS EN 2015 QUE SON PROFESORES EN EL CURSO 2015/16

Conforme aumenta el periodo de análisis, el número de autores afiliados aumenta hasta los 1.513 en el periodo 2001-15, mientras que la proporción de aquellos que son profesores en

activo desciende hasta el 29%. La Figura 4 muestra la proporción de autores afiliados en el periodo 2001-2015 que son profesores en el curso 2015/2016 por universidades. Salvo en la UPC, el descenso es generalizado, sobre todo en la UAB, UPF y UDG. Con todo esto se pone de manifiesto que analizar los autores afiliados ofrece otra perspectiva distinta a los profesores en activo, especialmente en periodos de análisis extensos.

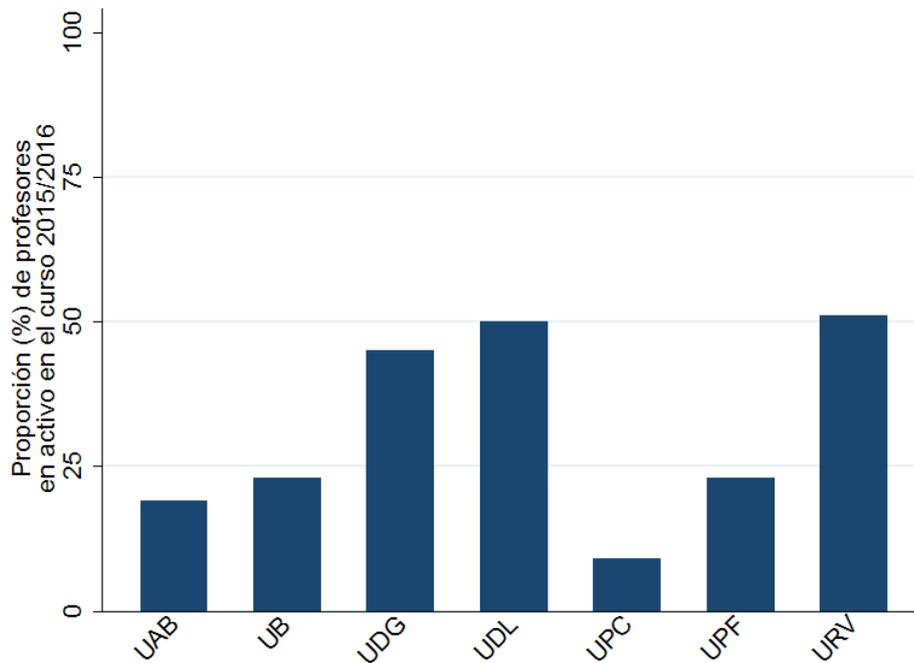


FIGURA 4. AUTORES AFILIADOS ENTRE 2001-15 QUE SON PROFESORES

La Tabla 11 muestra el número de autores que aparecen en la base de datos *Econlit* mencionando su afiliación a alguna de las universidades públicas catalanas en los distintos periodos de análisis establecidos por sexo y universidades. De acuerdo con la primera columna de la tabla, la UB cuenta con el mayor número de autores afiliados entre las universidades públicas catalanas. Así, en el año 2015 la UB con 188 autores afiliados representa el 55% del total de afiliaciones, mientras que en el periodo 2011-15 con 704 representa el 47% del total. Por su parte, la UAB y la UPF se sitúan en segundo y tercer lugar por número de autores afiliados, respectivamente. La UAB representa en torno al 30% del total en los distintos periodos de análisis. La UPF entre el 14 y 22%, aumentando su aportación conforme se extienden los periodos de análisis. Por otro lado, la proporción

de mujeres entre los autores afiliados se mantiene estable en el conjunto de universidades entre los distintos periodos de análisis entre el 31%-33%.

TABLA 11—AUTORES AFILIADOS POR UNIVERSIDAD

Universidades	2015-15	2013-15	2010-15	2001-15
Ambos sexos				
UAB	85	209	306	467
UB	188	417	542	704
UDG	14	36	60	83
UDL	6	18	25	32
UPC	32	73	96	128
UPF	41	123	205	339
URV	25	59	79	92
Cataluña	300	718	1.044	1.513
% Mujeres				
UAB	31%	34%	35%	36%
UB	29%	33%	36%	36%
UDG	50%	56%	50%	46%
UDL	100%	44%	40%	41%
UPC	25%	19%	22%	24%
UPF	32%	26%	24%	21%
URV	20%	34%	35%	41%
Cataluña	31%	32%	33%	33%

La Tabla 12 indica el número total de artículos que aparecen en *Econlit* que cuentan con al menos una autoría con afiliación a una de las universidades públicas catalanas. En el año 2015 se publicaron 276 artículos y entre 2001 y 2015 se alcanzaron los 3.855 artículos. La producción de los autores afiliados comparte las características descritas en el caso de los profesores en activo.

En primer lugar, el número de publicaciones presenta un fuerte crecimiento desde el 2001 hasta el 2013, tal como se puede observar en la Figura 5. Este crecimiento se trunca drásticamente en los últimos dos años, pasando de 362 artículos en 2013 a 276 en 2015.

En segundo lugar, se ha producido un notable crecimiento de las coautorías. Si el 25,3% de los artículos publicados entre 2001 y 2015 han sido elaborados por un solo autor, en 2015 sólo ha sucedido en el 15,6% de los casos. Además aumentan las artículos con 3 o más autores.

En tercer lugar, se intensifica el predominio del inglés como lengua original de los artículos (90,6% de los artículos publicados en 2015), al tiempo que se reduce la

importancia de las revistas españolas que pasan de publicar el 19,8% de los artículos del 2001-15 a sólo el 12,3% en el 2015.

Por último, las revistas JCR se convierten en el destino preferido de las publicaciones. En el año 2015 el 87,3% de las publicaciones aparecen en revistas JCR.

TABLA 12—CARACTERÍSTICAS DE LOS ARTÍCULOS PUBLICADOS POR LOS AUTORES AFILIADOS

Periodo	Suma	Coautorías				Idioma			Revistas en España	Revistas en JCR
		1	2	3	4 o más	Español	Inglés	Otros		
2015-15	276	15,6	39,5	34,8	10,1	9,1	90,6	0,4	12,3	87,3
2013-15	948	18,0	40,1	30,5	11,4	10,3	89,1	0,5	13,8	81,8
2010-15	1.899	20,6	41,6	27,5	10,3	12,6	86,7	0,7	15,1	78,7
2001-15	3.855	25,3	42,8	24,7	7,2	17,9	81,2	0,9	19,8	75,1

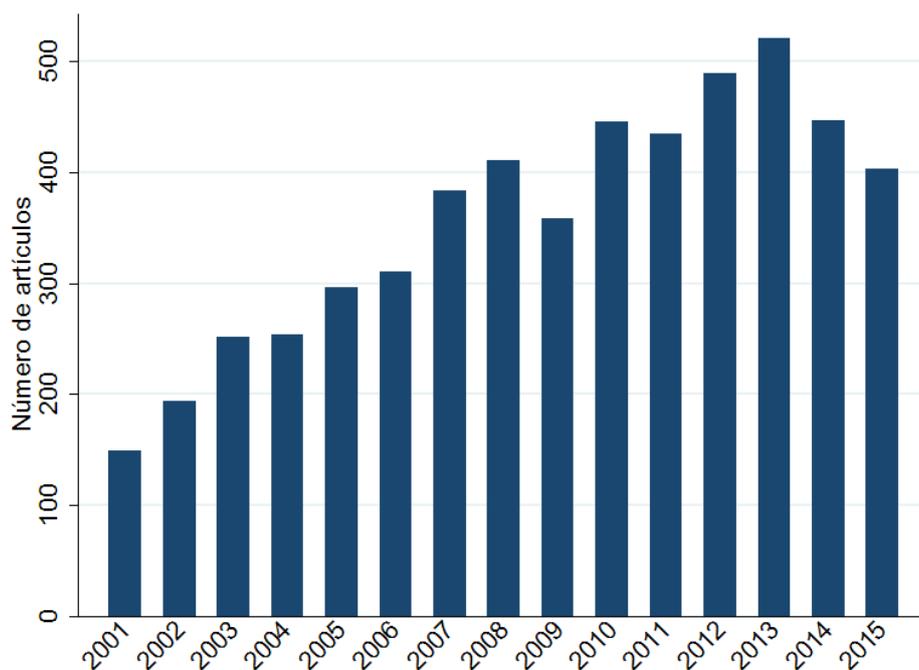


FIGURA 5. EVOLUCIÓN DEL NÚMERO DE ARTÍCULOS PUBLICADOS POR LOS AUTORES AFILIADOS

Los artículos publicados entre 2001 y 2015 por los autores afiliados se han distribuido en 613 revistas (un 22% más que los profesores en activo). En cambio, la producción de los últimos tres años ha aparecido en 348 revistas (un 30% más que los profesores en activo).

La Tabla 13 presenta el *ranking* de las diez revistas que cuentan con más artículos publicados en los distintos periodos de análisis. El número de artículos publicados aparece entre paréntesis y el factor de impacto JCR entre corchetes. La primera posición del *ranking* en los cuatro periodos de análisis es ocupada por *Ecological Economics*. Otras revistas que aparecen en los cuatro *rankings* son Revista de Historia Industrial, Papeles de Economía Española y *Economic Letters*. Además *Energy Policy* después de su creación – en 2010-, aparece tres veces ocupando la segunda posición. *Social Indicators Research* y *SERIEs*, ambas creadas también en 2010, aparecen tres veces en diferentes posiciones.

TABLA 13—*RANKING DE LAS DIEZ REVISTAS CON MÁS ARTÍCULOS PUBLICADOS POR AUTORES AFILIADOS*

	2015-15	2013-15	2010-15	2001-15
1	Ecological Economics [2,72] (15)	Ecological Economics [2,72] (31)	Ecological Economics [2,72] (63)	Ecological Economics [2,72] (99)
2	Energy Policy [2,575] (8)	Energy Policy [2,575] (25)	Energy Policy [2,575] (44)	Papeles de Economía Española [0] (91)
3	Revista de Historia Industrial [0,29] (7)	Papeles de Economía Española [0] (19)	Papeles de Economía Española [0] (40)	Hacienda Pública Española [0,15] (59)
4	European Journal of Health Economics [1,774] (5)	Social Indicators Research [1,395] (18)	Economics Letters [0,51] (30)	Games and Economic Behavior [1,067] (57)
5	Papeles de Economía Española [0] (5)	Economics Letters [0,51] (16)	SERIEs [0,378] (24)	Revista de Historia Industrial [0,29] (54)
6	Transportation Research: Part D [1,937] (5)	Revista de Historia Industrial [0,29] (14)	Social Indicators Research [1,395] (24)	Economics Letters [0,51] (52)
7	Applied Economics [0,613] (4)	SERIEs [0,378] (12)	Regional Studies [2,068] (22)	Economía Industrial [0] (50)
8	Economics Letters [0,51] (4)	Insurance: Mathematics and Economics [1,128] (11)	Revista de Historia Industrial [0,29] (21)	Applied Economics [0,613] (45)
9	Energy Economics [2,708] (4)	Revista de Economía Aplicada [0,1] (11)	American Economic Review [3,673] (20)	Investigaciones Regionales [0] (45)
10	Social Indicators Research [1,395] (4)	Regional Studies [2,068] (10)	Games and Economic Behavior [1,067] (20)	SERIEs [0,378] (45)

La Tabla 14 resume las estadísticas descriptivas de la distribución de la producción de los autores afiliados en los distintos periodos. Nótese que en este caso todos los autores afiliados tienen al menos una publicación en el periodo correspondiente, a diferencia de los profesores en activo, pues este es el criterio para ser incluido en la población.

En el año 2015 se contabilizan hasta 403 autorías vinculadas a las universidades públicas catalanas en *Econlit*, mientras que se alcanzan las 5.349 en el periodo 2001-15. Atendiendo a la presencia creciente de las coautorías, el indicador ICIn1 no alcanza la mitad de los valores anteriores.

En particular, en el 2015 se obtiene un valor de 181,2 y en el periodo 2001-15 de 2.730,5. El esquema de valoración de calidad de las revistas basado en el factor de impacto JCR 2014 ofrece resultados más positivos en términos de artículos *American Economic Review* equivalentes que el esquema propuesto por Combes y Linnemer (2003).

La presencia de artículos publicados en revistas especializadas en ecología, energía y transporte con elevado factor de impacto explican esta diferencia en buena parte. Así, en el año 2015 el indicador ICLn1 valora la producción en 34,9 artículos *American Economic Review* equivalentes, mientras que el indicador IFIn1, con un valor de 209,1, representaría casi 57 artículos (factor de impacto JCR 2014 AER: 3,673). En el periodo más extenso, 2001-15, el indicador ICLn1 equipara la producción a 588,7 artículos *American Economic Review*, mientras que el indicador IFIn1, con un valor de 2.448,7, supondría 667 artículos.

TABLA 14—DISTRIBUCIÓN DE LA PRODUCCIÓN DE LOS AUTORES AFILIADOS SEGÚN INDICADOR DE PRODUCCIÓN

Periodo	Suma	Media	SD	P50	P75	P90	P95	P99
2015-15								
ICI11	403,0	1,34	0,69	1,00	1,00	2,00	3,00	4,00
ICIn1	181,2	0,60	0,39	0,50	0,83	1,00	1,33	2,00
ICL11	77,3	0,26	0,28	0,16	0,33	0,58	0,83	1,26
ICLn1	34,9	0,12	0,13	0,06	0,17	0,28	0,36	0,59
IFI11	478,4	1,59	1,51	1,18	2,58	3,40	4,64	6,27
IFIn1	209,1	0,70	0,73	0,46	0,95	1,62	2,01	3,65
2013-15								
ICI11	1.371,0	1,91	1,62	1,00	2,00	4,00	5,00	9,00
ICIn1	632,9	0,88	0,82	0,50	1,00	1,92	2,58	4,08
ICL11	265,9	0,37	0,47	0,16	0,50	0,93	1,32	2,33
ICLn1	121,8	0,17	0,22	0,08	0,22	0,45	0,67	1,08
IFI11	1.508,2	2,10	2,72	1,30	2,72	5,15	7,19	13,19
IFIn1	670,5	0,93	1,33	0,50	1,12	2,49	3,37	6,08
2010-15								
ICI11	3.099,0	2,74	3,28	1,00	3,00	6,00	9,00	15,00
ICIn1	1.495,6	1,32	1,70	0,75	1,50	3,21	4,83	8,00
ICL11	642,1	0,57	0,95	0,17	0,56	1,50	2,45	5,08
ICLn1	307,1	0,27	0,46	0,09	0,26	0,76	1,16	2,40
IFI11	3.174,2	2,81	4,54	1,33	2,86	7,52	12,32	22,08
IFIn1	1.453,5	1,29	2,26	0,52	1,38	3,35	5,56	10,49
2001-15								
ICI11	5.349,0	3,54	5,21	2,00	4,00	8,00	14,00	29,00
ICIn1	2.730,5	1,80	2,67	1,00	1,83	4,50	7,33	14,58
ICL11	1.166,2	0,77	1,54	0,24	0,66	2,07	3,38	7,83
ICLn1	588,7	0,39	0,77	0,11	0,34	1,04	1,83	3,65
IFI11	5.101,3	3,37	6,16	1,33	3,38	8,84	15,41	31,22
IFIn1	2.448,7	1,62	3,14	0,53	1,57	4,37	7,64	15,46

La diferencia entre los autores afiliados más productivos y el resto es notable. En el año 2015 se requieren, al menos, 3 autorías para formar parte del 5% de autores más

productivos y 4 para el 1% más productivo. Si se adopta el indicador IFIn1 como criterio, se requiere un mínimo de 2,01 y de 3,65 para formar parte del 5% y el 1% más productivo.

La extensión del periodo de análisis aumenta la brecha entre los más productivos y el resto. En el periodo 2001-2015 el 1% cuenta con 29 autorías o un indicador IFIn1 de 15,46, cuando la mediana se sitúa en 2 autorías y en un IFIn1 de 0,53. En este sentido la permanencia en las universidades públicas catalanas se añade como un factor explicativo, junto a la persistencia de la actividad investigadora. En la Figura 6 puede observarse como los valores anuales correspondientes a la mediana y percentiles 95 y 99 del indicador IFIn1 se mantienen dentro de un intervalo entre los años 2001 y 2015.

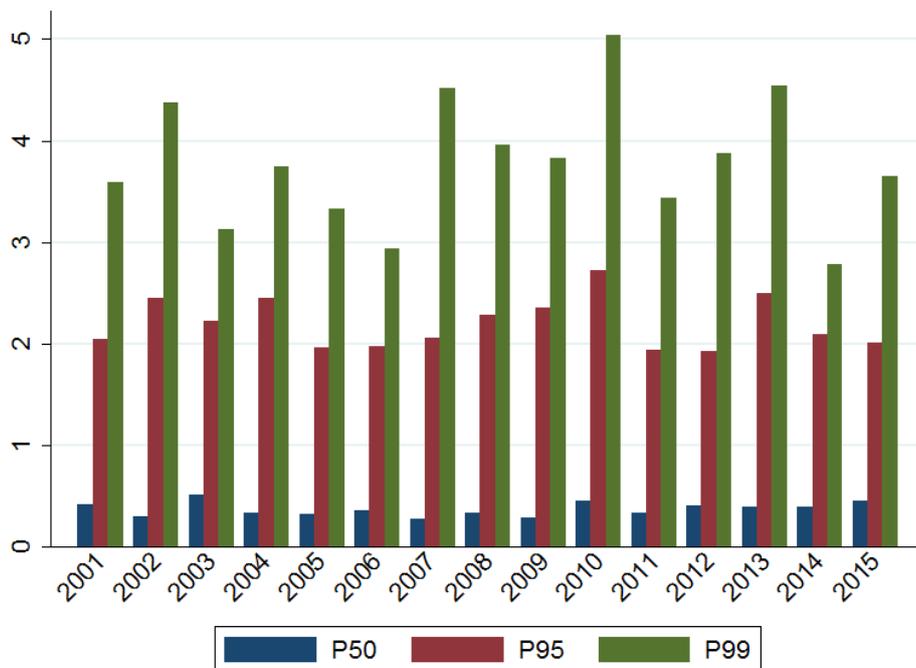


FIGURA 6. EVOLUCIÓN ANUAL DEL INDICADOR IFIn1. VALORES P50, P95 Y P99.

La Tabla 15 presenta la distribución porcentual de los indicadores individuales de los autores afiliados en cada periodo de análisis según la universidad pública catalana de afiliación. En el caso de artículos en que un mismo autor menciona su afiliación a más de una de estas universidades se contabiliza repetidamente para cada una de ellas. La afiliación a otros centros no se ha tenido en cuenta. La UB es la universidad que acumula más producción en Cataluña, independientemente del tipo de indicador y del periodo de

análisis. Sólo se produce una excepción entre 2001-2015, cuando la UPF obtiene los mayores valores en el indicador IFIn1. Además, se aprecia que la UB mejora sus resultados en los periodos más recientes, mientras que la UPF los empeora notablemente. De este modo la UB ha pasado de acumular entre el 29% y el 40% de los indicadores de producción en el periodo 2001-15 al 45% y el 51% en 2015. En cambio, la UPF ha reducido su participación casi a la mitad, pasando del 19%-34% al 10%-17% según el indicador seleccionado. Por su parte la UAB que acumula en torno a una cuarta parte de la producción se detecta una leve tendencia a reducir su participación. Las otras universidades mantienen durante todos los periodos de análisis una participación estable, aunque bastante inferior de la producción, la cual se sitúa por debajo del 8% en la UPC y la URV y del 5% en la UDG y el 2% en la UDL.

TABLA 15—PRODUCCIÓN DE LOS AUTORES AFILIADOS SEGÚN UNIVERSIDADES

Periodo	UAB	UB	UDG	UDL	UPC	UPF	URV
2015-15							
ICI11	22%	49%	4%	1%	7%	10%	7%
ICIn1	24%	50%	3%	1%	5%	13%	5%
ICL11	22%	51%	4%	1%	6%	10%	7%
ICLn1	23%	51%	3%	0%	4%	14%	5%
IFI11	23%	51%	4%	1%	4%	11%	6%
IFIn1	25%	50%	3%	0%	3%	15%	4%
2013-15							
ICI11	22%	48%	4%	2%	5%	12%	7%
ICIn1	23%	45%	3%	1%	3%	18%	7%
ICL11	21%	48%	4%	1%	4%	14%	8%
ICLn1	21%	45%	3%	1%	3%	19%	8%
IFI11	22%	48%	4%	1%	4%	15%	6%
IFIn1	22%	43%	3%	1%	3%	23%	5%
2010-15							
ICI11	23%	43%	5%	2%	4%	15%	7%
ICIn1	24%	39%	4%	1%	3%	23%	7%
ICL11	23%	44%	5%	2%	3%	16%	8%
ICLn1	23%	38%	4%	1%	2%	24%	8%
IFI11	23%	44%	5%	2%	3%	18%	6%
IFIn1	23%	37%	4%	1%	2%	28%	6%
2001-15							
ICI11	25%	40%	4%	2%	4%	19%	6%
ICIn1	26%	33%	4%	1%	3%	27%	6%
ICL11	25%	39%	4%	2%	3%	20%	7%
ICLn1	26%	32%	4%	1%	3%	29%	6%
IFI11	25%	38%	4%	2%	3%	22%	5%
IFIn1	26%	29%	4%	1%	2%	33%	5%

La producción de los autores afiliados en más de una universidad pública catalana se contabiliza repetidamente por cada afiliación.

La Tabla 16 presenta la media y el percentil 95 de los indicadores ICI11, ICLn1, IFIn1 de los autores afiliados en cada universidad y en cada periodo de análisis. De este modo la actividad entre universidades de distinto tamaño resulta más comparable. En primer lugar

se observa que los valores son, en general, bastante similares entre los distintos periodos de análisis a pesar de la diferencia entre ellos en número de años incluidos.

En segundo lugar, se aprecia que las medias en las universidades muestran diferencias relativamente pequeñas entre ellas, salvo la UPC y UDL que suelen situarse bastante por debajo del resto. En los requisitos de producción para ser incluido en el 5% de autores afiliados más productivos se configuran tres grupos de universidades. Por un lado, la UPF y URV que en los periodos 2001-15 y 2010-15 presentan valores bastante más elevados que el resto y marcadamente diferenciados de los que estas universidades presentan en 2013-15 y 2015. Así en la UPF se requiere al menos 10,16 en el indicador IFIn1 en el periodo 2001-15, cuando en la UB se requiere 4,89. Así mismo en el 2015 la UPF requiere un 1,84 y la UB un 2,01. Por otro lado, la UAB, UB y UDG apenas varían sus requisitos para acceder al 5% más productivo entre los distintos periodos.

TABLA 16—PRODUCCIÓN MEDIA Y PERCENTIL 95 DE LOS AUTORES AFILIADOS SEGÚN UNIVERSIDADES

Periodo		UAB	UB	UDG	UDL	UPC	UPF	URV
2015-15								
Media	ICI11	1,31	1,34	1,43	1,00	1,06	1,29	1,32
	ICLn1	0,12	0,12	0,10	0,03	0,06	0,16	0,08
	IFIn1	0,69	0,67	0,62	0,03	0,62	0,86	0,71
P95	ICI11	3,00	3,00	3,00	1,00	2,00	2,00	2,00
	ICLn1	0,34	0,36	0,46	0,04	0,25	0,50	0,25
	IFIn1	2,01	2,01	2,26	0,10	1,34	1,84	1,79
2013-15								
Media	ICI11	1,78	1,95	1,86	1,50	1,25	1,77	2,11
	ICLn1	0,16	0,16	0,14	0,05	0,06	0,24	0,19
	IFIn1	0,87	0,90	0,78	0,26	0,60	1,15	1,10
P95	ICI11	5,00	5,00	5,00	3,00	2,00	4,00	6,00
	ICLn1	0,56	0,59	0,74	0,14	0,11	0,72	0,58
	IFIn1	3,66	3,27	2,58	3,86	1,95	4,02	3,84
2010-15								
Media	ICI11	2,01	2,64	2,61	2,48	1,55	2,49	3,18
	ICLn1	0,20	0,22	0,22	0,14	0,09	0,37	0,32
	IFIn1	1,00	1,15	0,97	0,40	0,70	1,61	1,50
P95	ICI11	6,00	8,00	8,00	7,00	3,00	9,00	10,00
	ICLn1	0,78	0,90	1,08	0,48	0,18	1,43	1,23
	IFIn1	3,78	4,54	3,35	2,40	2,11	6,61	6,14
2001-15								
Media	ICI11	2,50	3,22	3,11	3,47	1,91	3,23	4,01
	ICLn1	0,28	0,27	0,29	0,22	0,13	0,54	0,43
	IFIn1	1,15	1,27	1,15	0,56	0,84	2,16	1,88
P95	ICI11	8,00	11,00	12,00	13,00	7,00	13,00	16,00
	ICLn1	1,02	1,09	1,29	0,84	0,38	2,42	1,94
	IFIn1	4,37	4,89	4,85	3,92	3,08	10,16	8,24

La producción de los autores afiliados en más de una universidad pública catalana se contabiliza repetidamente por cada afiliación.

Las Tablas 17 a 20 presentan los *rankings* de los diez autores afiliados a las universidades públicas catalanas que han resultado más productivos en 2015, 2013-15, 2010-15 y 2001-15, respectivamente. Los valores obtenidos en cada indicador de producción aparecen entre corchetes, las afiliaciones a universidades públicas catalanas mencionadas durante el periodo entre paréntesis.

Conforme se extiende el periodo de análisis los *rankings* se concentran en unos pocos autores afiliados que son profesores en activo en el curso 2015/2016. Así en el año 2015 las 90 posiciones disponibles (10 posiciones por 9 indicadores de producción) están ocupadas por 42 autores afiliados distintos y entre el 2013-15 por 38. En cambio en el periodo 2010-15 y 2001-15 por solo 21 y 19 autores afiliados, respectivamente, de los cuales solo 5-6 no forman parte del profesorado en el curso 2015-16.

La comparación detallada de las tablas revela que la coincidencia de los autores afiliados más productivos entre los distintos periodos es muy diferente en función de la extensión de los mismos. Los *rankings* del 2015 coinciden en 18 autores afiliados con los del periodo 2013-15, pero solo 4 y 5 con el 2010-15 y el 2001-15. En cambio, los dos periodos más extensos coinciden en 13 autores afiliados (en el 67% de los casos), aunque las posiciones varían. Por su parte, la UB y la UAB concentran la mayor parte de las posiciones en los cuatro periodos de análisis, con el 36,3% y el 34,9%, respectivamente. Sigue la UPF a distancia con el 20,1%. Las otras universidades aparecen en menos del 5% de posiciones, destacando la UDL por no aparecer en ninguna posición.

TABLA 17—*RANKING* DE LOS DIEZ AUTORES AFILIADOS CON MAYOR PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA SEGÚN INDICADORES DE PRODUCCIÓN, PERIODO 2015

	ICI11	ICL11	IFI11	ICIn1	ICLn1	IFIn1
1	Ramón, Ramón (UB) [5]	Massó, Jordi (UAB) [2,5]	Costa, Maite (UB) [10,4]	Felice, Emanuele (UAB y UB) [2,3]	Massó, Jordi (UAB) [0,8]	Duro, Juan A. (URV y UAB) [4,6]
2	Costa, Maite (UB) [4]	Pappa, Evi (UAB) [1,7]	Gómez, Erik (UAB) [8,2]	Antentas, Josep M. (UAB)	Pappa, Evi (UAB) [0,8]	Costa, Maite (UB) [4,4]
3	Felice, Emanuele (UAB y UB) [4]	Gómez, Javier (UPF) [1,3]	Duro, Juan A. (URV y UAB) [6,7]	Arespa, Marta (UB y UPC) [2]	Gómez, Javier (UPF) [0,7]	Corbera, Esteve (UAB) [3,7]
4	García, Jaume (UB y UPC) [4]	Bevia, Carmen (UAB) [1,2]	Di Giovanni, Julian (UPF) [5,8]	Ayllón, Sara (UDG y UAB) [2]	Apesteuguía, José (UPF) [0,5]	Di Giovanni, Julian (UPF) [3,6]
5	Gómez, Marta (UB) [4]	Carrión, Josep Ll. (UB) [1,2]	Gómez, Marta (UB) [5,5]	Duro, Juan A. (URV y UAB) [2]	Arespa, Marta (UB y UPC) [0,5]	Gómez, Erik (UAB) [3,2]
6	Massó, Jordi (UAB) [4]	Apesteuguía, José (UPF) [1]	Piaggio, Matias (UAB) [5,4]	San Julián, Javier (UB) [2]	Ayllón, Sara (UDG y UAB) [0,5]	Reyes, Victoria (UAB) [3]
7	Peydró, José L. (UPF) [3]	Ballester, Miguel A. (UAB) [1]	Guillén, Gonzalo (UPC y URV) [5,3]	González, Rafael (UB) [1,8]	Ballester, Miguel A. (UAB) [0,5]	Cardoso, Andrea (UAB) [2,7]
8	Duro, Juan A. (URV y UAB) [3]	García, Miquel A. (UAB y UB) [1]	Llop, María (URV) [5,3]	Royuela, Vicente (UB) [1,8]	Bevia, Carmen (UAB) [0,5]	Dittmer, Kristofer (UAB) [2,7]
9	González, Rafael (UB) [3]	Gómez, Marta (UB) [1]	Padilla, Emilio (UAB) [5,3]	Costa, Maite (UB) [1,7]	Carrión, Josep Ll. (UB) [0,5]	Ayllón, Sara (UDG y UAB) [2,3]
10	Ayllón, Sara (UDG y UAB) [3]	Pérez, David (UAB) [1]	Guimerà, Roger (UB y URV) [5,2]	Ramón, Ramón (UB) [1,7]	Piolatto, Amedeo (UB) [0,5]	Piaggio, Matias (UAB) [2,3]

TABLA 18—*RANKING* DE LOS DIEZ AUTORES AFILIADOS CON MAYOR PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA SEGÚN INDICADORES DE PRODUCCIÓN, PERIODO 2013-2015

	ICI11	ICL11	IFI11	ICIn1	ICLn1	IFIn1
1	Guillén, Montserrat (UB) [13]	Voth, H. Joachim (UPF) [3,5]	Duro, Juan A. (URV y UB) [21,4]	Duro, Juan A. (URV y UB) [6]	Voth, H. Joachim (UPF) [1,8]	Duro, Juan A. (URV y UB) [14,7]
2	Fageda, Xavier (UB) [12]	Massó, Jordi (UAB) [3,2]	Peydró, José L. (UPF) [18,6]	Fageda, Xavier (UB) [5,5]	Rossi, Barbara (UPF) [1,4]	Fageda, Xavier (UB) [9]
3	Sala, Héctor (UAB) [11]	Apesteuguía, José (UPF) [3]	Fageda, Xavier (UB) [17,8]	Sala, Héctor (UAB) [5,3]	Apesteuguía, José (UPF) [1,3]	Rossi, Barbara (UPF) [8,7]
4	Ramón, Ramón (UB) [10]	Ballester, Miguel A. (UAB) [2,8]	Voth, H. Joachim (UPF) [16,4]	Ayllón, Sara (UDG y UAB) [5]	Ballester, Miguel A. (UAB) [1,2]	Voth, H. Joachim (UPF) [8,2]
5	Urbano, David (UAB y UB) [10]	Peydró, José L. (UPF) [2,6]	Padilla, Emilio (UAB) [15,7]	Permanyer, Iñaki (UAB) [4,6]	Massó, Jordi (UAB) [1,2]	Galí, Jordi (UPF) [7]
6	Duro, Juan A. (URV y UB) [9]	Fageda, Xavier (UB) [2,4]	Gómez, Erik (UAB) [15]	Guillén, Montserrat (UB) [4,1]	Theilen, Bernd (URV) [1,2]	Padilla, Emilio (UAB) [6,3]
7	Gómez, Marta (UB) [9]	Freixas, Josep (UPC) [2,3]	Di Giovanni, Julian (UPF) [13,5]	Jiménez, Sergi (UPF) [4,1]	Galí, Jordi (UPF) [1,1]	Di Giovanni, Julian (UPF) [6,2]
8	Jiménez, Sergi (UPF) [9]	Rossi, Barbara (UPF) [2,3]	Guner, Nezih (UAB) [13,2]	Urbano, David (UAB y UB) [4,1]	Quesada, Antonio (URV) [1,1]	Teixidó, Jordi (URV) [6,1]
9	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [9]	Viladecans, Elisabet (UB) [2,3]	Costa, Maite (UB) [13,1]	Felice, Emanuele (UAB y UB) [3,8]	Carrión, Josep Ll. (UB) [1]	Llop, María (URV) [5,9]
10	Peydró, José L. (UPF) [8]	Carrión, Josep Ll. (UB) [2,2]	Urbano, David (UAB y UB) [12,8]	Sancho, Ferran (UAB) [3,8]	Fageda, Xavier (UB) [1]	Permanyer, Iñaki (UAB) [5,9]

TABLA 19—*RANKING* DE LOS DIEZ AUTORES AFILIADOS CON MAYOR PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA SEGÚN INDICADORES DE PRODUCCIÓN, PERIODO 2010-2015

	ICI11	ICL11	IFI11	ICIn1	ICLn1	IFIn1
1	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [20]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [4,6]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [30,3]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [11,6]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [2,4]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [20,1]
2	Bel, Germà (UB) [18]	Massó, Jordi (UAB) [4,1]	Fageda, Xavier (UB) [23,8]	Bel, Germà (UB) [10,7]	Bruckner, Markus (UPF) [1,9]	Fageda, Xavier (UB) [11,4]
3	Fageda, Xavier (UB) [17]	Fageda, Xavier (UB) [3,5]	Bel, Germà (UB) [20,5]	Fageda, Xavier (UB) [7,7]	Voth, H. Joachim (UPF) [1,8]	Bel, Germà (UB) [10,7]
4	Sala, Héctor (UAB) [14]	Voth, H. Joachim (UPF) [3,5]	Voth, H. Joachim (UPF) [16,4]	Sala, Héctor (UAB) [6,3]	Bel, Germà (UB) [1,7]	Duro, Juan A. (URV y UAB) [8,6]
5	Moreno, Rosina (UB) [9]	Sala, Héctor (UAB) [2,8]	Moreno, Rosina (UB) [14,3]	Sancho, Ferran (UAB) [5,3]	Fageda, Xavier (UB) [1,6]	Voth, H. Joachim (UPF) [8,2]
6	Ramón, Ramón (UB) [9]	Bel, Germà (UB) [2,7]	Duro, Juan A. (URV y UAB) [12]	Moreno, Rosina (UB) [4,2]	Massó, Jordi (UAB) [1,3]	Moreno, Rosina (UB) [6,6]
7	Urbano, David (UAB y UB) [9]	Brandts, Jordi (UAB) [2,7]	Kallis, Giorgos (UAB) [10,9]	Bruckner, Markus (UPF) [3,8]	Sala, Héctor (UAB) [1,2]	Sancho, Ferran (UAB) [6,3]
8	Guillén, Montserrat (UB) [8]	Solé Ollé, Albert (UB) [2,4]	Costa, Maite (UB) [10,4]	Urbano, David (UAB y UB) [3,8]	Solé Ollé, Albert (UB) [1,1]	Bruckner, Markus (UPF) [6,2]
9	Massó, Jordi (UAB) [8]	Bruckner, Markus (UPF) [2,3]	Urbano, David (UAB y UB) [9,6]	Ramón, Ramón (UB) [3,7]	Moreno, Rosina (UB) [1]	Kallis, Giorgos (UAB) [6]
10	Sancho, Ferran (UAB) [8]	Moreno, Rosina (UB) [2,2]	Bruckner, Markus (UPF)	Albalate, Daniel (UB) [3,5]	Canova, Fabio (UPF y UAB) [0,9]	Costa, Maite (UB) [4,4]

TABLA 20—*RANKING* DE LOS DIEZ AUTORES AFILIADOS CON MAYOR PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA SEGÚN INDICADORES DE PRODUCCIÓN, PERIODO 2001-2015

	ICI11	ICL11	IFI11	ICIn1	ICLn1	IFIn1
1	Costa, Joan (UB) [34]	Voth, H. Joachim (UPF) [8,8]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [51,7]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [18,5]	Voth, H. Joachim (UPF) [5,3]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [31,4]
2	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [33]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [8]	Voth, H. Joachim (UPF) [40,9]	Bel, Germà (UB) [16,8]	Van Den Bergh, Jeroen (UAB) [4,3]	Voth, H. Joachim (UPF) [23,8]
3	Bel, Germà (UB) [29]	Costa, Joan (UB) [6]	Costa, Joan (UB) [38,4]	Costa, Joan (UB) [15,7]	Bel, Germà (UB) [3]	Bel, Germà (UB) [19,4]
4	Sala, Héctor (UAB) [24]	Massó, Jordi (UAB) [5,9]	Bel, Germà (UB) [32,8]	Sala, Héctor (UAB) [11]	Costa, Joan (UB) [2,7]	Costa, Joan (UB) [17,1]
5	Surinach, Jordi (UB) [20]	Bel, Germà (UB) [4,9]	Fageda, Xavier (UB) [23,8]	Voth, H. Joachim (UPF) [9]	Pérez, David (UAB) [2,2]	Fageda, Xavier (UB) [11,4]
6	Guillén, Montserrat (UB) [19]	Pérez, David (UAB) [4,9]	Moreno, Rosina (UB) [17,3]	Fageda, Xavier (UB) [7,7]	Massó, Jordi (UAB) [2,1]	Duro, Juan A. (URV y UAB) [8,6]
7	Ramón, Ramón (UB) [18]	Sala, Héctor (UAB) [4,7]	Surinach, Jordi (UB) [15,3]	Surinach, Jordi (UB) [7,5]	Sala, Héctor (UAB) [2,1]	Canova, Fabio (UPF y UAB) [7,8]
8	Fageda, Xavier (UB) [17]	Surinach, Jordi (UB) [4,7]	Canova, Fabio (UPF y UAB) [15,1]	Pons Novell, Jordi (UB) [7]	Carrión, Josep Ll. (UB) [2]	Moreno, Rosina (UB) [7,6]
9	Carrión, Josep Ll. (UB) [15]	Carrión, Josep Ll. (UB) [4,5]	Carrión, Josep Ll. (UB) [14,9]	Ramón, Ramón (UB) [7]	Bruckner, Markus (UPF) [1,9]	Surinach, Jordi (UB) [6,8]
10	Urbano, David (UAB y UB) [15]	Canova, Fabio (UPF y UAB) [3,8]	Guillén, Montserrat (UB) [13]	Carrión, Josep Ll. (UB) [6,7]	Canova, Fabio (UPF y UAB) [1,9]	Carrión, Josep Ll. (UB) [6,7]

## Conclusiones

El factor tiempo se revela determinante en el análisis de la producción científica. Por un lado, un periodo de análisis demasiado corto puede reflejar una imagen intermitente de la actividad productiva. En este sentido, el periodo de un año parece resultar una unidad de tiempo inadecuada para representar la productividad en el campo de la Economía y Empresa, aumentando la probabilidad de que un individuo no cuente con publicaciones. Por otro lado, la tendencia de crecimiento que se ha manifestado desde el 2001 se ha invertido dramáticamente en 2014 y 2015, lo que sugiere que las restricciones económicas impuestas a las universidades durante los últimos años podrían estar afectando a la producción científica.

Durante los periodos analizados, las publicaciones se han orientado hacia las revistas que aparecen en el JCR de Thomson Reuters hasta casi convertirse en un requisito imprescindible para los autores, salvo algunas revistas que se editan en España. Sin embargo, la mayoría de los artículos aparecen en revistas con un factor de impacto relativamente bajo. Además, entre las revistas con más impacto se distingue un grupo formado por revistas que no están incluidas en la categoría correspondiente a Economía (código SGY) del JCR, lo que desvirtúa el valor de su factor de impacto. Otra tendencia de este periodo ha consistido en el aumento del número de autores de los artículos publicados, siendo cada vez más infrecuente que sean escritos por una sola persona, lo que hace obligado a considerar las coautorías en los análisis de productividad científica.

A pesar de los incentivos para publicar que se han introducido en el sistema universitario de Cataluña desde finales de la década de los 90, el número de publicaciones de la mayor parte del profesorado es muy reducido o inexistente. Sólo un tercio cuenta con publicaciones en 2001-15, de los que casi la mitad no ha publicado nada en los últimos tres años. Mientras tanto, los requisitos para formar parte del profesorado más productivo son muy exigentes, sobre todo a largo plazo, en comparación con los resultados de la mayoría. La principal virtud de los profesores que han resultado ser los más productivos en los periodos más extensos ha consistido en el mantenimiento de su productividad a lo largo de todo el tiempo. A diferencia de otros trabajos (Ferrer, Arroyo, y Lluch 2009) no se aprecia

un aumento de los indicadores de producción individual a lo largo del tiempo, aunque sí de las universidades por el descenso de la proporción de profesores que no publican.

La producción de artículos del profesorado se concentra en profesores con grado de Doctor. Sin embargo, el doctorado no es señal suficiente para identificar a los profesores que realizan actividad investigadora. Cerca de la mitad de los mismos no han publicado nada entre 2001 y 2015. Por otro lado, el elevado número de publicaciones realizadas por autores afiliados a las universidades, pero que no pertenecen al profesorado sugiere una tendencia hacia desvinculación entre la actividad docente e investigadora. Los centros e institutos de investigación propios de las universidades facilitan esta desvinculación.

Finalmente la UB, UAB y UPF lideran la producción en Economía que se realiza en las universidades públicas de Cataluña. Cada una alcanza su posición en unos factores de competitividad diferentes. En el caso de la UB su liderazgo se basa fundamentalmente en su mayor tamaño en relación al resto de universidades. Por su parte, la UAB se beneficia de contar con más profesores que publican y de una ratio de autores afiliados por profesores más elevada que el resto. En cambio, la UPF destaca por un grupo reducido de profesores muy productivos que publican artículos con mayor factor de impacto y menor número de autores que el resto. No obstante, en los últimos seis años, tanto la UB como la UAB están mejorando en este aspecto, reduciendo la distancia con la UPF.

## Referencias

- Bergantiños, Gustavo, José María Da Rocha, y Philippe Polomé. 2002. «La investigación española en Economía». *Investigaciones Económicas* 26 (2): 373-92.
- Combes, Pierre-Philippe, y Laurent Linnemer. 2003. «Where Are the Economists Who Publish? Publication Concentration and Rankings in Europe Based on Cumulative Publications». *Journal of the European Economic Association* 1 (6): 1250-1308. doi:10.1162/154247603322752548.
- Dolado, Juan J., Antonio García-Romero, y Gema Zamarro. 2003. «Publishing performance in economics: Spanish rankings (1990–1999)». *Spanish Economic Review* 5 (2): 85-100. doi:10.1007/s101080300066.
- Ferrer, Mayte López, Elena Velasco Arroyo, y Julia Osca Lluch. 2009. «Grupos de investigación españoles en Economía y Gestión: una aproximación desde el Análisis de Redes Sociales». *Cuadernos de Inteligencia Competitiva, Vigilancia Estratégica, Científica y Tecnológica* 2 (1): 45-59.
- García Castrillo, Pedro, Alberto Lafuente Felez, Antonio Montañes Bernal, y Fernando Sanz Gracia. 1999. «Producción científica en economía según publicaciones en revistas internacionales: el caso de España». *Papeles de Economía Española* 81: 49-57.
- Kalaitzidakis, Pantelis, Theofanis P. Mamuneas, y Thanasis Stengos. 1999. «European economics: An analysis based on publications in the core journals». *European Economic Review* 43: 1150-68.
- Ministerio de Educación Cultura y Deporte. 2016. «Estadísticas de personal de las universidades». <http://www.mecd.gob.es/educacion-mecd/areas-educacion/universidades/estadisticas-informes/estadisticas/personal-universitario.html>.
- Murillo Torrecilla, F. Javier. 2008. «La evaluación del profesorado universitario en España». *Revista iberoamericana de evaluación educativa* 1 (3): 30-45. [http://www.rinace.net/riee/numeros/vol1-num3\\_e/art3.pdf](http://www.rinace.net/riee/numeros/vol1-num3_e/art3.pdf).
- Ramos, Raúl, Vicente Royuela, y Jordi Suriñach. 2007. «An analysis of the determinants in Economics and Business publications by Spanish universities between 1994 and 2004». *Scientometrics* 71 (1): 117-44. doi:10.1007/s11192-007-1652-9.
- Rodríguez, David. 2006. «Publishing performance of Spanish academics: 1970-2004». *Spanish Economic Review* 8 (4): 255-70. doi:10.1007/s10108-006-9016-9.
- Serra i Ramoneda, Antoni. 2014. «Reports de la recerca a Catalunya. 2003-2009. Economia». Barcelona. doi:10.2436/15.0110.16.5.



# **CAPÍTULO IV: EL IMPACTO DE LA PROMOCIÓN ACADÉMICA SOBRE LA PRODUCTIVIDAD CIENTÍFICA INDIVIDUAL. EL CASO DE ECONOMÍA Y EMPRESA EN LAS UNIVERSIDADES PÚBLICAS EN CATALUÑA**

## **Introducción**

La carrera académica del profesorado universitario está marcada por la promoción a plazas permanentes. Este capítulo analiza el impacto sobre la producción científica individual de la promoción a las plazas, por un lado, de Profesores Titulares de Universidad o su equivalente laboral de Profesores Agregados; y, por otro lado, de Catedráticos de Universidad o su análogo laboral de Catedráticos. En el primer caso la promoción suele presentarse en los diez primeros años después del Grado de Doctor, significando el acceso de los candidatos a plazas permanentes en la universidad. En el segundo caso la promoción tiende a producirse en los diez años siguientes a la promoción anterior, comportando una mejora de la condición académica y de las retribuciones económicas.

En España las universidades públicas han tenido un grado elevado de autonomía en la promoción académica de su profesorado hasta la Ley Orgánica de Universidades (España 2001). Desde entonces se ha establecido un sistema de promoción en dos etapas que, aunque modificado posteriormente por la Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica de Universidades (España 2007), se ha mantenido hasta la actualidad. La base de este sistema consiste en una primera etapa de habilitación o acreditación de méritos en base a criterios objetivos pre-establecidos, junto a una segunda etapa de selección por concurso para las plazas que son ofrecidas por las universidades. En ambas etapas la producción científica de los candidatos es el principal criterio de evaluación.

Como el sistema de promoción no ofrece información sobre los procesos realizados y los candidatos presentados, se ha construido una base de datos con aquellos profesores de los departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas en Cataluña que son

doctores y que cuentan con un mínimo de 3 publicaciones en *Econlit* antes de las promociones académicas.

Se ha aplicado el método estándar de evaluación de impacto basado en el análisis de diferencias y de diferencia en diferencias mediante regresión lineal como punto de partida. Ante la presencia de sesgo de selección del grupo de profesores que han promocionado se emplea el método de emparejamiento por índice de propensión como Sabatier (2012).

En la promoción a Profesores Titulares de Universidad o Profesores Agregados, la diferencia en diferencias en el promedio anual de publicaciones, ponderado por el factor de impacto JCR 2013, es -0,184. En la promoción a Catedráticos de Universidad o Catedráticos, es -0,430. En ambos casos se obtiene un efecto negativo. Sin embargo este método es sensible al sesgo de selección del grupo de profesores que promocionan.

Por este motivo, se emplea el método de emparejamiento por índice de propensión (*propensity score matching*), el cual permite afrontar el sesgo de selección en la estimación del impacto de la promoción. Con este método, el efecto sobre los Profesores Titulares de Universidad o Profesores Agregados tiene signo positivo y se sitúa entre 0,217 y 0,234, mientras que sobre los Catedráticos de Universidad o Catedráticos no resulta estadísticamente significativo.

La evaluación del impacto de las promociones académicas puede ser importante en el análisis longitudinal de la productividad científica individual. Su desconocimiento puede sesgar los efectos que se vinculan al envejecimiento.

El resto del trabajo se organiza del siguiente modo. La sección 1 aborda el estado actual de la literatura concerniente a la promoción académica en las universidades, con especial atención a la evidencia disponible para el caso de las universidades españolas. La sección 2 describe la metodología empleada, ofreciendo detalles sobre la construcción de la base de datos, así como sobre los modelos empleados para analizar la promoción académica. La sección 3 presenta los resultados y analiza la robustez de las estimaciones. La última sección aporta conclusiones y recomendaciones que se pueden aplicar en el análisis de la productividad científica a lo largo de la vida y en materia de política universitaria.

## 1. Revisión de la literatura

El papel de los incentivos sobre el comportamiento de los agentes ha centrado la atención de toda una línea de investigación en la literatura económica (Sappington 1991). El modelo canónico corresponde al denominado modelo principal-agente (Spence y Zeckhauser 1971; Ross 1973). Este parte de una situación en la que el principal contrata a unos agentes para que desarrollen una tarea por cuenta ajena. El problema radica en que el principal no puede observar el esfuerzo que dedican los agentes y lo único que puede observar es el resultado final de la tarea. Para completar el problema, se supone un cierto grado de divergencia entre los intereses del principal y de los agentes. En su formulación más simple, el comportamiento de los agentes responde a la maximización de la diferencia entre los incentivos propuestos por el agente y el esfuerzo en que estos incurren durante la realización de la tarea. Bajo este enfoque el diseño adecuado de los incentivos es crucial para que el principal consiga inducir entre los agentes el comportamiento que este persigue. En este modelo los incentivos influyen en los agentes antes y después de lograr los incentivos (Prendergast 1999).

Un tipo de incentivos que ha recibido especial atención es la promoción dentro de las organizaciones. Milgrom y Roberts (1992) analizan la promoción como un mecanismo interno que permite para asignar los empleos al personal de acuerdo a sus competencias. De este modo, la promoción permite seleccionar a los mejores para los empleos de mayor complejidad. Además, señalan que la promoción estimula el comportamiento del personal que desean las organizaciones. Sin embargo, Lazear y Rosen (1981) desarrollan los modelos de torneo con los que demuestran que la promoción puede tener efectos negativos sobre el comportamiento del personal. En particular, aquellos que promocionan pueden reducir su productividad científica al no contar con otros incentivos que sustituyan a los ya alcanzados. Baker, Jensen, y Murphy (1988) señalan que estos efectos negativos pueden agravarse en sistemas de promoción, conocidos como *up-or-out system*, donde los mejores promocionan y el resto tienen que abandonar la organización.

Los modelos anteriores sugieren que la productividad científica de los empleados se reducirá después de lograr la promoción. Sin embargo el cumplimiento de esta hipótesis requiere, entre otros factores, que la productividad científica de los agentes dependa solo de incentivos externos ofrecidos por el agente. En este sentido Levin y Stephan (1991) sostienen que los investigadores producen en base a dos tipos de decisiones. Por un lado, se trata de una decisión de inversión sujeta a las expectativas de recompensas presentes y futuras. Estas recompensas no se limitan a los incentivos externos que ofrecen los agentes, también se derivan del prestigio académico y de sus beneficios asociados en forma de encargos y posiciones fuera de la universidad (Merton 1968; 1988). Por otro lado, hay una decisión de consumo que corresponde a la satisfacción que se puede obtener de la propia resolución de problemas científicos. Las decisiones de inversión comportan que la productividad científica presente una forma de U invertida a lo largo de la vida, donde el cambio de pendiente no se deriva de la promoción, ni tiene que ser coincidente en el tiempo. En cambio las decisiones de consumo implican una trayectoria constante independientemente de la promoción.

El análisis de la promoción académica en las universidades de Estados Unidos cuenta con una larga tradición (Long y Fox 1995), donde la atención se ha centrado en los factores que justifican las posiciones permanentes (*tenure*) y aquellos que explican la selección de los individuos. Estas universidades aplican un sistema *up-or-out* entre los profesores que inician su carrera académica, de modo que deben superar un periodo de prueba inferior a los 7 años. Si lo superan acceden a las posiciones permanentes donde los salarios están sujetos a negociación.

Unos pocos trabajos han tratado de contrastar si hay una reducción de la productividad científica después de la promoción académica, siendo los resultados controvertidos. Entre las primeras aproximaciones, Bell y Seater (1978) y Hutchinson y Zivney (1995) el efecto hallado es muy pequeño o inexistente. En cambio, en el trabajo más recientes de Coupé, Smeets, y Warzynski (2006) los efectos resultan más importantes. Pero estos estudios presentan problemas que limitan el alcance de sus resultados.

En primer lugar, Bell y Seater (1978) plantean el análisis del impacto de la promoción sobre la productividad científica académica mediante dos regresiones lineales. La primera

de ellas relaciona la productividad científica y el tiempo antes de la promoción y la segunda la productividad científica y el tiempo posterior a la promoción. Los resultados, tomando los datos de todos los departamentos de Economía y de los 20 departamentos top, ofrecen coeficientes positivos en la primera regresión (0,061 y 0,092, respectivamente), mientras que aparecen negativos en la segunda regresión (-0,014 y -0,029, respectivamente). Sin embargo, los resultados se ven condicionados por el hecho que los modelos explican una parte muy pequeña de la variabilidad ( $R^2$  inferior a 0,03 en el mejor de los casos). Además la pendiente negativa del periodo posterior a la promoción resulta poco acusada, mientras que la pendiente positiva del periodo previo podría estar reflejando la curva de aprendizaje de los individuos. En cambio, Hutchinson y Zivney (1995) plantean el problema en términos de comparación de medias antes y después del acceso a las posiciones permanentes. Sus resultados muestran unas diferencias de tan solo 0,1 artículos publicados por año.

Coupé, Smeets, y Warzynski (2006) investigan específicamente una muestra de profesores en departamentos de economía de universidades de Estados Unidos. Su análisis longitudinal de las publicaciones científicas recogidas en *Econlit* revela que la productividad científica a lo largo de la vida presenta una trayectoria en forma de U invertida, coherente con las teorías de capital humano. Además sus resultados indican que la probabilidad de promoción está relacionada positivamente con la productividad científica previa. Finalmente, los autores encuentran que la productividad científica después de la promoción académica se reduce. En este trabajo el efecto de la promoción académica se mide a través de una variable ficticia que adopta el valor 1 cuando el individuo ocupa una posición permanente en un modelo de efectos fijos. Las diferentes estimaciones realizadas a partir de métodos alternativos de valoración de la calidad de las publicaciones ofrecen coeficientes negativos significativos en todos los casos.

En Europa hay pocos trabajos que analicen el efecto de la promoción académica sobre la productividad científica del profesorado universitario. Entre estos destaca el trabajo de Sabatier (2012) analizando los concursos de acceso a plazas de catedráticos de universidad en Francia. Los datos empleados corresponden a 490 profesores, de los cuales 199 promocionan en el área de Economía, Derecho y Ciencias Políticas. Los resultados indican que la promoción académica no tiene efectos sobre la productividad científica de los que

promocionan. Sin embargo, el efecto medio sobre aquellos profesores que no han promocionado resulta negativo (-0,229).

En España se cuenta con los trabajos de Cruz-Castro, Sanz-Menéndez, y Aja-Valle (2006) y Sanz-Menéndez, Cruz-Castro, y Alva (2013) que analizan los factores asociados con una posición académica permanente y con el tiempo necesario para alcanzarla. Sus resultados sugieren que la productividad científica, medida en términos de artículos públicos, acelera el proceso de promoción académica.

Más recientemente, Zinovyeva y Bagues (2015) han analizado la influencia de las conexiones personales que mantienen los profesores con los miembros de los tribunales de los concursos de la promociones académicas en España. Los datos utilizados corresponden a las comisiones de evaluación para el acceso a plaza de profesores titulares entre 2002 y 2006. Sus resultados indican que las conexiones de los candidatos con los miembros de las comisiones de evaluación tienen un impacto positivo significativo sobre la probabilidad de ser promocionado. Además la magnitud del efecto aumenta con la cercanía de la conexión. Por ejemplo, los candidatos tienen un 78% más de probabilidad de promoción si entre los miembros de la comisión de evaluación está el director de tesis doctoral o un coautor. Por su parte, la presencia de un colega de universidad incrementa su probabilidad de promoción en un 35%.

Por todo ello este trabajo representa una aportación novedosa al medir el impacto del nombramiento como profesores titulares de una muestra de profesores de economía de las universidades públicas de Cataluña.

## 2. Datos y métodos

### 2.1. Datos

En este trabajo se emplea una base de datos original sobre candidatos a plazas permanentes en los departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas de Cataluña entre los años 2001 y 2011.

A falta de datos oficiales, la base de datos se ha construido mediante un procedimiento similar al que emplean Coupé, Smeets, y Warzynski (2006). En primer lugar, se han identificado en *Econlit* los artículos científicos publicados durante el periodo de análisis donde aparece algún autor/a con afiliación a los departamentos universitarios. Con estos datos se han identificado a 1.409 individuos.

En segundo lugar, se han extraído de *Econlit* todos los artículos científicos, independientemente de su afiliación, que han sido publicados por estos individuos entre 1999 y 2014. A continuación se han seleccionado aquellos individuos que cuentan con un mínimo de 3 artículos científicos. Con ello la base de datos se ha reducido a 475 individuos que cuentan con una producción científica mínima para convertirse en candidatos para las plazas permanentes de profesorado universitario.

En tercer lugar, se han obtenido datos personales y profesionales de los candidatos mediante búsquedas individualizadas en Internet. En el 78% de los casos se pudo obtener una versión de su *curriculum vitae*, siendo este la principal fuente de información. Los datos recopilados incluían año de nacimiento, sexo, año de licenciatura, año de doctorado, universidad de doctorado, si titulación (licenciado o doctorado) en Economía y Empresa, si Profesor Titular de Universidad o Profesor Agregado, si Catedrático de Universidad o Catedrático, así como el año y universidad en ambos casos. Así mismo se recopiló si Profesor Titular de Escuela Universitaria o Profesor Colaborador. Con frecuencia, el año de publicación de tesis doctorales y los años de acceso a plazas permanentes de profesorado universitario tuvieron que ser completados mediante búsquedas específicas en Internet.

Todo este proceso de selección muestral ha concluido con una base de datos con 288 individuos. Como los individuos que no promocionan pueden seguir presentándose a otras promociones, se cuenta con más observaciones que individuos. En total se cuenta con 596 observaciones para la promoción a Profesores Titulares de Universidad o Profesores Agregados, en adelante TU/PA, y con 1.514 para la promoción a Catedráticos de Universidad o Catedráticos, en adelante CU/CA. De estas observaciones, el 19,6% y el 3,2% corresponden, respectivamente, a individuos que promocionan.

## 2.2. Variables

Las variables incluidas en este trabajo incluyen como datos personales el sexo, los años de experiencia académica y si se ha obtenido el Grado de Doctor en universidades extranjeras. El sexo se introduce como una variable ficticia, que adopta valor 1 si es mujer. Los años de experiencia académica se calculan como la diferencia entre el año cronológico y el año de inscripción de la tesis doctoral. En general, la literatura especializada adopta la finalización del doctorado como punto inicial de las carreras académicas. Sin embargo, este criterio no tiene en cuenta que en España muchos Profesores Titulares de Escuela Universitaria finalizaron su doctorado después de su ingreso académico. La dificultad para identificar correctamente las fechas de nacimiento o bien de ingreso como profesorado universitario ha impedido emplear una estrategia alternativa para calcular la experiencia académica.

Se ha calculado la ratio  $N^{\circ}$  de posiciones /  $N^{\circ}$  de candidatos. En el caso de TU/PA han sido excluidas como posiciones disponibles aquellas plazas de Profesores Titulares de Escuelas Universitarias que se han integrado en el cuerpo docente de Profesores Titulares de Universidad, dado que eran procedimientos que no estaban abiertos a procesos de selección.

Se han empleado dos índices alternativos de medición de la productividad científica antes y después de que ocurran los procesos de promoción académica. Por un lado, el indicador CLI3. Este se corresponde con la media anual del indicador propuesto por Combes y Linnemer (2003), el cual consiste en la suma de los artículos publicados ponderados por el factor de calidad de la revista y divididos por el número de coautorías. Combes y Linnemer

(2003) clasifican la calidad de todas las revistas indexadas por *Econlit* en seis categorías. En la categoría de revistas de mayor calidad, que toman valor 1, estos autores incluyen la *American Economic Review*, *Econometrica*, *Journal of Political Economy*, *Quarterly Journal of Economics* y la *Review of Economic Studies*. En la segunda categoría se incluyen 16 revistas con un factor de calidad de 8/12. Los factores de ponderación de las siguientes categorías son 6/12, 4/12 y 2/12. El número de revistas incluidas en cada categoría son 39, 68 y 138 revistas, respectivamente. La última categoría tiene un factor de ponderación de 1/12 y agrupa al resto de revistas en *Econlit*.

Por otro lado, se emplea como indicador de la productividad científica la media anual de artículos publicados ponderada por el índice de factor de impacto del JCR 2013. Aquellas revistas que no aparecen en JCR tienen un factor de ponderación de 0. Este indicador se denomina IFA3.

Conley et al. (2013) ponen de manifiesto que el retraso de las revistas científicas en publicar los artículos aceptados influye sobre la medición de los indicadores de productividad científica. Por ello el periodo de cálculo de la media anual de los indicadores de productividad científica antes de la promoción abarca el año en que esta se produce, junto con los dos años anteriores. En cambio, la productividad científica después de la promoción incluye los tres años siguientes.

La Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de las variables incluidas en este trabajo. La proporción de mujeres es algo más elevada entre los candidatos a TU/PA (0,413) que entre los candidatos a CU/CA (0,338). Los candidatos a TU/PA y CU/CA tienen una experiencia media de 3,988 y 10,381 años, respectivamente. En la promoción a CU/CA la presencia de candidatos con una experiencia de 0 años se explica porque unos pocos individuos han promocionado a Profesores Titulares de Universidad en el mismo año de su doctorado. Se trata de casos de Profesores Titulares de Escuelas Universitarias que se integran como Profesores Titulares de Universidad en sus mismas plazas<sup>15</sup>. La proporción media de candidatos con doctorado extranjero es bastante más elevada entre los candidatos a TU/PA (0,374) que a CU/CA (0,200).

---

<sup>15</sup> Estos casos no se han tratado como promociones abiertas.

TABLA 1—ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES EMPLEADAS

Variable	Media	SD	Mín.	Máx.
<i>Candidatos a TU/PA</i>				
	(N=596)			
Mujeres	0,413	0,493	0	1
Experiencia	3,988	3,293	0	17
Experiencia^2	26,730	41,885	0	289
Doctorado en extranjero	0,374	0,484	0	1
Nº de posiciones / Nº de candidatos	0,195	0,118	0,024	0,492
UAB_UPF_UPC	0,446	0,498	0	1
UDG_UDL_URV	0,171	0,377	0	1
Indicador de productividad científica CLI3 antes de la promoción	1,161	1,954	0	13,310
Indicador de productividad científica CLI3 después de la promoción	1,954	2,362	0	16
Indicador de productividad científica IFA3 antes de la promoción	0,387	0,651	0	4,437
Indicador de productividad científica IFA3 después de la promoción	0,651	0,787	0	5,333
<i>Candidatos a CU/CA</i>				
	(N=1.514)			
Mujeres	0,338	0,473	0	1
Experiencia	10,381	5,168	0	39
Experiencia^2	134,463	149,859	0	1.521
Doctorado en extranjero	0,200	0,400	0	1
Nº de posiciones / Nº de candidatos	0,029	0,018	0	0,048
UAB_UPF_UPC	0,392	0,488	0	1
UDG_UDL_URV	0,214	0,410	0	1
Indicador de productividad científica CLI3 antes de la promoción	1,453	2,088	0	17,599
Indicador de productividad científica CLI3 después de la promoción	1,415	1,932	0	14,433
Indicador de productividad científica IFA3 antes de la promoción	0,484	0,696	0	5,866
Indicador de productividad científica IFA3 después de la promoción	0,472	0,644	0	4,811

Por su parte, la media de la ratio Nº de posiciones / Nº de candidatos se aprecia mayor entre los candidatos a TU/PA (0,195) que a CU/CA (0,029). Esto hecho se explica, sobre todo, por el menor número de candidatos en TU/PA incluidos en la muestra.

La proporción de individuos que trabajan, por un lado, en la UAB, UPF y UPC y, por otro lado, en la UDG, UDL y URV resulta bastante similar en el acceso a TU/PA y CU/CA.

Finalmente, la media de los indicadores de productividad científica antes y después de la promoción presenta comportamientos distintos en función del tipo de promoción académica. Entre los candidatos a TU/PA, se observa que la media de los indicadores de productividad científica después de la promoción resulta más elevada que antes. En cambio, entre los candidatos a CU/CA se observa una cierta reducción de la productividad científica después de la promoción académica.

### 2.3. Modelización econométrica

Esta sección presenta la modelización econométrica de este trabajo. En primer lugar se especifica el modelo de diferencias y el modelo de diferencias en diferencias. A

continuación, se plantea el problema del sesgo de selección. Para afrontar este problema, se recurre al método de emparejamiento por índice de propensión.

Se parte de un modelo de regresión lineal simple, donde sólo se emplean las observaciones del grupo de profesores que han promocionado. Su expresión es la siguiente:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde  $Y_{it}$  corresponde a un indicador de productividad científica para el individuo  $i$  en  $t$ , que toma el valor 0 cuando es antes de la promoción y 1 después. Por su parte,  $Post_{it}$  es una variable ficticia que es igual a 0 antes de la promoción y a 1 después, siendo  $\beta_1$ , un coeficiente a estimar que mide el impacto de la promoción sobre la productividad científica. Finalmente  $\varepsilon_{it}$  es una variable de perturbación aleatoria.

La estimación de  $\beta_1$  mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) cumple que

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 \quad (2)$$

Donde  $\bar{Y}_0$  y  $\bar{Y}_1$  son las medias de los indicadores de productividad científica antes y después de la promoción, respectivamente. De aquí que este planteamiento se conozca como modelo en diferencias. Entre sus limitaciones destaca que supone que todo el cambio observado se debe al efecto de la promoción y que si esta no se hubiera producido la productividad científica antes y después sería la misma.

Ante estas limitaciones se plantea el modelo conocido como diferencias en diferencias. Este modelo emplea observaciones de profesores que han promocionado y también que no lo han hecho. Adopta la siguiente forma general:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Post_{it} + \beta_2 Tratamiento_{ij} + \beta_3 Post_{it} * Tratamiento_{ij} + \beta_4 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

Donde  $Y_{ijt}$  corresponde a un indicador de productividad científica para el individuo  $i$  del grupo  $j$  en  $t$ . El nuevo subíndice  $j$  toma valor 0 para el grupo de profesores que no promociona o grupo control y toma 1 para el grupo de profesores que promociona o grupo

tratamiento.  $Tratamiento_{ij}$  es una variable ficticia con valor 1 si la observación pertenece al grupo tratamiento. Finalmente, se completa el anterior modelo incluyendo un conjunto de variables explicativas  $X_{ij}$  que no cambian antes y después de la promoción.

En este caso el coeficiente que mide el impacto de la promoción sobre la productividad científica es  $\beta_3$ . Su estimación mediante MCO cumple que

$$\beta_3 = (\bar{Y}_{11} - \bar{Y}_{10}) - (\bar{Y}_{01} - \bar{Y}_{00}) \quad (4)$$

Donde  $\bar{Y}_{10}$ ,  $\bar{Y}_{11}$ ,  $\bar{Y}_{00}$  y  $\bar{Y}_{01}$  son las medias de los indicadores de productividad científica antes y después de la promoción del grupo tratamiento y del grupo control, respectivamente. En este caso se supone que si no hay promoción la diferencia de productividad científica antes y después de ambos grupos sería la misma.

Sin embargo, en la evaluación del impacto de la promoción académica se espera que haya sesgo de selección. Este se produce cuando la probabilidad de pertenecer al grupo tratamiento depende de la variable de resultado que se está evaluando. En este caso se supone que la promoción académica depende principalmente de la productividad científica de los candidatos, de modo que

$$Tratamiento_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 Y_{ij0} + \gamma_2 X_{ij} + v_i \quad (5)$$

Donde  $Y_{ij0}$  corresponde a los indicadores de productividad científica antes de la promoción, entonces

$$Cov(Tratamiento_{ij}, \varepsilon_{ijt}) \neq 0 \quad (6)$$

De modo que las estimaciones MCO de  $\hat{\beta}_3$  son sesgadas.

Ante este problema, se propone la aplicación del método de emparejamiento por índice de propensión desarrollado por Rosenbaum y Rubin (1983). En este caso el planteamiento del

modelo parte de la diferencia entre el resultado medio esperado con tratamiento en el grupo de tratados y el resultado medio sin tratamiento en el grupo de controles:

$$Dif = E[Y_i^T | GT] - E[Y_j^C | GC] \quad (7)$$

Si se resta y añade el resultado medio esperado sin tratamiento en el grupo de tratados y se agrupan los términos, entonces se identifica el efecto medio del tratamiento sobre los tratados (ATT) y el sesgo de selección (BS):

$$Dif = E[Y_i^T | GT] - E[Y_i^C | GC] - E[Y_i^C | GT] + E[Y_i^C | GT] \quad (8)$$

$$Dif = E[Y_i^T - Y_i^C | GT] + E[Y_i^C | GT] - E[Y_j^C | GC] \quad (9)$$

$$Dif = ATT + BS \quad (10)$$

Cuando la asignación al tratamiento se realiza con criterios aleatorios y con muestras suficientemente grandes, el resultado medio esperado en el grupo de tratados y en el grupo de controles es el mismo. De este modo

$$E[Y_i^C | GT] = E[Y_j^C | GC] \quad (11)$$

$$BS = E[Y_i^C | GT] - E[Y_j^C | GC] = 0 \quad (12)$$

$$ATT = E[Y_i^T - Y_i^C | GT] = E[Y_i^T | GT] - E[Y_j^C | GC] \quad (13)$$

Rosenbaum y Rubin (1983) demuestran que si los grupos de tratados y controles cumplen con el supuesto de independencia condicional basada en las características  $Z$ , lo que implica que, dadas las mismas características  $Z$  tienen el mismo resultado medio esperado en ausencia de tratamiento, esto es:

$$E[Y_i^C | Z, GT] = E[Y_i^C | Z, GC] \quad \forall Z \quad (14)$$

Entonces también se cumple el supuesto de independencia condicional basada en la probabilidad de recibir el tratamiento condicionada a  $Z$  o índice de propensión  $P(Z)$ , de modo que:

$$E[Y_i^c | P(Z), GT] = E[Y_i^c | P(Z), GC] \forall Z \quad (15)$$

En consecuencia, el *ATT* puede ser calculado como la diferencia de medias entre tratados y controles en cada estrato del índice de propensión que tenga la misma distribución de  $Z$  y ponderando estas diferencias por la distribución de  $Z$  en los tratados.

$$ATT = E[E[Y_i^T | P(z), GT] - E[Y_i^c | P(z), GC] | GT] \quad (16)$$

El método de emparejamiento por índice de propensión resulta adecuado en el análisis de la promoción académica porque se espera que la asignación de individuos en el grupo tratamiento y control se base principalmente en la productividad científica antes de la promoción, junto con las otras variables observables disponibles.

En este trabajo el índice de propensión se estima con un modelo Probit que considera como variables  $Z$  los índices de productividad científica antes de la promoción, junto con las variables  $X$  incluidas en (3), de modo que:

$$p_i \equiv \Pr(\text{Tratamiento}_{ij} = 1 | Z) = \text{Probit}(\gamma_0 + \gamma_1 Y_{ij0} + \gamma_2 X_{ij}) \quad (17)$$

La selección de individuos del grupo control emparejado se realiza entre aquellos que su índice de propensión está dentro de la denominada región de soporte común, que es donde se produce un solapamiento en la distribución de la probabilidad de los índices de propensión del grupo tratamiento y del grupo control, lo que facilita la construcción de estratos “balanceados”.

La construcción de los estratos del índice de propensión que cumplen que el grupo tratamiento y el grupo control emparejado comparten las mismas características  $Z$  se ha realizado mediante un proceso iterativo que consiste en partir la muestra dentro de la región de soporte común en sucesivos estratos del índice de propensión estimado.

Partiendo de cinco estratos de igual número de individuos, en cada uno de ellos se ha contrastado, primero, si la media del índice de propensión de los individuos tratados y controles emparejados no difiere. A continuación, se ha contrastado que tampoco hayan diferencias en la distribución de las características  $Z$ . Cuando en alguno de estos estratos se han encontrado diferencias estadísticamente significativas, este se ha partido de nuevo en dos estratos de igual número de individuos. Se ha continuado este proceso hasta que en cada uno de los estratos resultantes la media del índice de propensión y la distribución de las características  $Z$  de los individuos tratados y controles emparejados no difieren.

A continuación el  $ATT$  ha sido estimado mediante el siguiente cálculo:

$$ATT^S = \sum_{q=1}^Q ATT_q^S \frac{\sum_{i \in I(q)} D_i}{\sum_{\forall i} D_i} \quad (18)$$

Donde  $I(q)$  son los individuos dentro del estrato  $q$  y el peso de cada estrato está determinado por la correspondiente fracción de individuos tratados y  $Q$  es el número de estratos y  $ATT_q^S$  se calcula como:

$$ATT_q^S = \frac{\sum_{i \in I(q)} Y_i^T}{N_q^T} - \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_j^C}{N_q^C} \quad (19)$$

Complementariamente se emplea el método de emparejamiento por índice de propensión mediante el método Kernel propuesto por Heckman, Ichimura, y Todd (1997, 1998). Con este método, el resultado después de tratamiento de cada individuo tratado se empareja con la media ponderada de los resultados de los individuos controles emparejados que tienen un índice de propensión similar. Los factores de ponderación empleados son inversamente proporcionales a la distancia entre los índices de propensión de cada una de las parejas formadas. La estimación del impacto medio en tratados viene dada por la siguiente expresión:

$$ATT^K = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \sum_{j \in RSC} Y_j^C W_{ij} \right\} \quad (20)$$

Donde  $N^T$  indica el número de individuos en el grupo tratamiento y  $W_{ij}$  son factores de ponderación, tal que:

$$W_{ij} = \frac{G\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}{\sum_{j \in RSC} G\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)} \quad (21)$$

Donde  $G(\cdot)$  es una función Kernel y  $h$  un parámetro de ancho de banda, el cual determina cuántos valores del índice de propensión  $p_j$  alrededor de  $p_i$  se incluyen en el cálculo del promedio, mientras que la pertenencia a  $RSC$  indica que sólo se toman en cuenta individuos dentro de la región de soporte común.

Finalmente para determinar la robustez de los resultados se realiza un análisis de sensibilidad al cumplimiento del supuesto de independencia condicional. Para ello se ha empleado el método de Ichino, Mealli, y Nannicini (2008). Este método parte del supuesto que las variables  $Z$  seleccionadas no satisfacen el supuesto de independencia condicional, pero que hay una variable no observable cuya inclusión sí que permite satisfacerlo. Los autores proponen realizar simulaciones de la variable no observable y estimar los correspondientes ATT. Específicamente se trata de identificar la distribución simulada mediante medias de cuatro parámetros de sensibilidad  $(p_{11}, p_{10}, p_{01}, p_{00})$ , donde el parámetro  $p_{ij}$  es la probabilidad que la variable no observable tome el valor 1 para un individuo con tratamiento  $i$  en el momento  $j$ . Si se encuentran diferencias significativas entre la estimación original y las estimaciones simuladas del ATT, se rechaza que las variables  $Z$  seleccionadas en la estimación del índice de propensión cumplan el supuesto de independencia condicional.

### 3. Resultados

La Tabla 2 presenta la media de todas variables, distinguiendo entre las observaciones de individuos promocionan (Grupo Tratamiento) y de individuos que no promocionan (Grupo Control); así como la diferencia entre ambos grupos y su correspondiente significatividad estadística.

TABLA 2—MEDIAS DE LAS VARIABLES EMPLEADAS EN LOS GRUPOS TRATAMIENTO Y CONTROL

	Grupo Control	Grupo Tratamiento	Diferencia	t	Sig.
<i>Candidatos a TU/PA</i>	(N=480)	(N=116)			
Mujeres	0,427	0,353	-0,074	1,45	ns
Experiencia	3,660	5,345	1,684	-5,04	***
Experiencia <sup>2</sup>	24,715	35,069	10,354	-2,40	***
Doctorado en extranjero	0,390	0,310	-0,079	1,58	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,177	0,266	0,089	-7,62	***
UAB_UPF_UPC	0,460	0,388	-0,072	1,41	ns
UDG_UDL_URV	0,148	0,267	0,119	-3,08	**
Indicador de productividad científica CLI3 antes de la promoción	0,971	1,946	0,975	-4,91	***
Indicador de productividad científica CLI3 después de la promoción	1,872	2,293	0,421	-1,72	**
Indicador de productividad científica IFA3 antes de la promoción	0,324	0,649	0,325	-4,91	***
Indicador de productividad científica IFA3 después de la promoción	0,624	0,764	0,100	-1,72	**
<i>Candidatos a CU/CA</i>	(N=1.470)	(N=44)			
Mujeres	0,339	0,295	-0,043	0,60	ns
Experiencia	10,325	12,250	1,925	-2,44	**
Experiencia <sup>2</sup>	133,552	164,886	31,334	-1,37	**
Doctorado en extranjero	0,197	0,318	0,122	-1,99	**
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,029	0,040	0,011	-4,16	***
UAB_UPF_UPC	0,391	0,409	0,018	-0,24	ns
UDG_UDL_URV	0,216	0,159	-0,057	0,90	ns
Indicador de productividad científica CLI3 antes de la promoción	1,415	2,742	1,327	-4,18	***
Indicador de productividad científica CLI3 después de la promoción	1,414	1,451	0,036	-0,12	ns
Indicador de productividad científica IFA3 antes de la promoción	0,472	0,914	0,442	-4,18	***
Indicador de productividad científica IFA3 después de la promoción	0,471	0,484	0,013	-0,12	ns

\*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1 y ns, no significativo.

La proporción de mujeres en todos los grupos es inferior a la mitad, siendo la más elevada en el grupo que no promociona en el acceso a TU/PA (0,427) y la más baja en el grupo que promociona en el acceso a CU/CA (0,295). En ningún caso las diferencias entre los grupos control y tratamiento resultan estadísticamente significativas.

Los grupos de individuos que promocionan tienen de promedio casi dos años más de experiencia académica (TU/PA: 1,684; CU/CA: 1,925). En términos relativos estas diferencias son bastante más importantes en el acceso a TU/PA, lo que sugiere que se necesita acumular experiencia para cumplir los requisitos de acceso.

La proporción de doctorados en el extranjero representa alrededor de un tercio en el acceso a TU/PA, siendo mayor entre los individuos que no promocionan (0,390) que entre los que promocionan (0,310), pero sin alcanzar una diferencia estadísticamente significativa. En el acceso a CU/CA esta proporción se reduce al 0,197 entre los individuos que no promocionan, mientras que entre los que promocionan se mantiene en el 0,318. La diferencia entre ambos grupos resulta estadísticamente significativa (p-valor<0,05).

La ratio N° de posiciones / N° de candidatos es más elevada entre aquellos que promocionan, sobre todo en el acceso a TU/PA, lo que sugiere que se han podido beneficiar de una menor competencia por las plazas.

Los indicadores de productividad científica antes de la promoción resultan más elevados en los grupos que promocionan, aproximadamente el doble en todos los casos, siendo estas diferencias estadísticamente muy significativas ( $p$ -valor  $< 0,01$ ). Estos resultados sugieren que los procesos de selección de candidatos priorizan a aquellos que son más productivos.

Los indicadores de productividad científica después de la promoción son también más elevados en los grupos que promocionan. Sin embargo, estas diferencias no resultan estadísticamente significativas entre los candidatos a CU/CA.

La Tabla 3 muestra los resultados de las estimaciones MCO del modelo simple de diferencias antes y después, lo que permite conocer la significatividad estadística de la comparación directa de los indicadores de productividad científica. En el acceso a TU/PA se observa un aumento de los indicadores de productividad científica después de la promoción en ambos grupos (Grupo Control: 0,901; Grupo Tratamiento: 0,347). No obstante, este aumento solo resulta estadísticamente significativo en el grupo de los que no promocionan ( $p$ -valor  $< 0,01$ ). Volviendo a la Tabla 2, se observa que la productividad científica después de la promoción del grupo control (0,624) se equipara a la productividad científica antes de la promoción del grupo tratamiento (0,764).

En cambio, en el acceso a CU/CA el grupo de individuos que no promocionan apenas presentan diferencias antes y después en los indicadores de productividad científica, mientras que aquellos que promocionan reducen notablemente su productividad científica. Como resultado de todo ello, la productividad científica después de la promoción académica en ambos grupos se iguala (Grupo Control: 1,415 y 0,471; Grupo Tratamiento: 1,451 y 0,484), lo que sugiere la desaparición de incentivos externos a la productividad científica después de lograr la promoción a CU/CA.

TABLA 3—ESTIMACIONES MCO DEL MODELO SIMPLE DE DIFERENCIAS ANTES Y DESPUÉS

	Grupo Control				Grupo Tratamiento				
<i>Candidatos a TU/PA</i>		<i>(N=960)</i>				<i>(N=232)</i>			
Indicador de productividad científica CLI3	Coeficiente	<i>t</i>		Sig.	Coeficiente	<i>t</i>		Sig.	
Post		0,901	6,95	***	0,347	1,31	ns		
Constante		0,971	12,18	***	1,946	8,35	***		
Indicador de productividad científica IFA3	Coeficiente	<i>t</i>		Sig.	Coeficiente	<i>t</i>		Sig.	
Post		0,300	6,95	***	0,116	1,31	ns		
Constante		0,324	12,18	***	0,649	8,35	***		
<i>Candidatos a CU/CA</i>		<i>(N=2.940)</i>				<i>(N=88)</i>			
Indicador de productividad científica CLI3	Coeficiente	<i>t</i>		Sig.	Coeficiente	<i>t</i>		Sig.	
Post		-0,001	-0,01	ns	-1,291	-2,87	***		
Constante		1,416	26,46	***	2,742	6,38	***		
Indicador de productividad científica IFA3	Coeficiente	<i>t</i>		Sig.	Coeficiente	<i>t</i>		Sig.	
Post		-0,000	-0,01	ns	-0,430	-2,87	***		
Constante		0,472	26,46	***	0,914	6,38	***		

\*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1 y ns, no significativo.

La Tabla 4 presenta los resultados de las estimaciones MCO del modelo de diferencias en diferencias. Nótese que el valor de los coeficientes de la variable Post\*Promoción, que es la variable ficticia que captura la diferencia de diferencias, equivale a la diferencia entre los coeficientes de la variable Post del grupo que promociona y el que no promociona del modelo de diferencias antes y después que aparecen en la Tabla 3. En el acceso a TU/PA el impacto de la promoción aparece con signo negativo, pero no resulta estadísticamente significativo. En el acceso a CU/CA el impacto de la promoción es negativo (-1,290 y -0,430) y estadísticamente significativo (p-valor < 0,01).

Entre las variables incluidas en el modelo de diferencias de diferencias, destaca que la variable mujeres no resulta estadísticamente significativa en el acceso a TU/PA, mientras que sí lo es en el acceso a CU/CA, apareciendo con signo negativo. Por otro lado, la experiencia aparece estadísticamente significativa en todos los casos. Sin embargo en el acceso a TU/PA se observa una relación no lineal en forma de U invertida en el impacto de la promoción en la productividad científica, mientras que en el acceso a CU/CA el impacto presenta una relación lineal negativa.

TABLA 4—ESTIMACIONES MCO DE LOS MODELOS DE DIFERENCIAS EN DIFERENCIAS

	Indicador de productividad científica CLI3			Indicador de productividad científica IFA3		
	Coefficiente	t	Sig.	Coefficiente	t	Sig.
<i>Candidatos a TU/PA (N=1.192)</i>						
Post	0,901	6,92	***	0,300	6,92	***
Promoción	1,087	4,50	***	0,362	4,50	***
Post*Promoción	-0,554	-1,87	*	-0,184	-1,87	*
Mujeres	-0,119	3,07	ns	-0,040	3,07	ns
Experiencia	0,142	-4,38	***	0,047	-4,38	***
Experiencia^2	-0,014	-0,96	***	-0,004	-0,96	***
Doctorado en extranjero	0,891	6,65	***	0,297	6,65	***
Nº de posiciones / Nº de candidatos	-1,220	-2,44	**	-0,407	-2,44	**
Afiliado a UAB, UPF y UPC	0,724	5,47	***	0,241	5,47	***
Afiliado a UDG, UDL y URV	0,126	0,93	ns	0,042	0,93	ns
Constante	0,363	2,08	*	0,121	2,08	*
R <sup>2</sup>	0,1410			0,1432		
<i>Candidatos a CU/CA (N=3.028)</i>						
Post	-0,001	-0,01	ns	0,000	-0,01	ns
Promoción	1,308	3,16	***	0,436	3,16	***
Post*Promoción	-1,290	-2,89	***	-0,430	-2,89	***
Mujeres	-0,334	-1,72	***	-0,111	-1,72	***
Experiencia	-0,029	-0,31	*	-0,010	-0,31	*
Experiencia^2	-0,000	-4,12	ns	0,000	-4,12	ns
Doctorado en extranjero	0,733	5,76	***	0,244	5,76	***
Nº de posiciones / Nº de candidatos	-1,041	-0,45	ns	-0,347	-0,45	ns
Afiliado a UAB, UPF y UPC	0,235	2,32	**	0,078	2,32	**
Afiliado a UDG, UDL y URV	0,271	2,80	***	0,090	2,80	***
Constante	1,588	10,33	***	0,529	10,33	***
R <sup>2</sup>	0,0503			0,0503		

\*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1 y ns, no significativo.

A continuación se presentan los resultados obtenidos mediante la aplicación del método de emparejamiento por índice de propensión. La Tabla 5 muestra los resultados de la primera etapa de este método, la cual consiste en una estimación Probit de la probabilidad que tienen los individuos de ser promocionados. En todos los casos la variable productividad científica antes de la promoción resulta estadísticamente significativa (p-valor < 0,01) a la hora de explicar la probabilidad de promoción de los individuos, lo que sugiere, tal como era de esperar, la endogeneidad de la variable que define la pertenencia al grupo de los que promocionan y los que no promocionan. En este contexto las estimaciones MCO del modelo de diferencias y del modelo de diferencias de diferencias no son insesgadas.

En los resultados mostrados destaca que la variable mujeres no resulta estadísticamente significativa en la probabilidad de promocionar de los individuos, en oposición a las evidencias de impacto negativo que históricamente han sido detectadas en trabajos anteriores (Long, Allison, y McGinnis 1993; Ginther y Hayes 2003). Este resultado, que

también ha sido encontrado por Sabatier (2012) en promociones en Francia, podría ser indicativo de una evolución favorable hacia la promoción de las mujeres.

Así mismo destaca el efecto no lineal, en forma de U invertida, de la experiencia sobre la probabilidad de promocionar en todos los casos. Esto sugiere una preferencia o la existencia de ventajas para los candidatos con más experiencia, pero que a partir de los 8 años para el acceso a TU/PA y 15 años para CU/CA, este efecto positivo tiende a reducirse.

TABLA 5—ESTIMACIONES PROBIT DE LA PROBABILIDAD DE SER PROMOCIONADO

	Indicador de productividad científica CLI3			Indicador de productividad científica IFA3		
	Coefficiente	z	Sig.	Coefficiente	z	Sig.
<i>Acceso a TU/PA (N=596)</i>						
Productividad científica antes de promoción	0,136	5,55	***	0,408	5,55	***
Mujeres	-0,198	-1,92	ns	-0,198	-1,92	ns
Experiencia	0,645	9,89	***	0,645	9,89	***
Experiencia <sup>2</sup>	-0,041	-7,74	***	-0,041	-7,74	***
Doctorado en extranjero	-0,419	-3,81	***	-0,419	-3,81	***
Nº de posiciones / Nº de candidatos	5,132	11,64	***	5,132	11,64	***
UAB_UPF_UPC	-0,156	-1,32	ns	-0,156	-1,32	ns
UDG_UDL_URV	0,346	2,56	*	0,346	2,56	*
Constante	-3,670	-14,99	***	-3,670	-14,99	***
Pseudo R <sup>2</sup>	0,3082			0,3082		
<i>Acceso a CU/CA (N=1.514)</i>						
Productividad científica antes de promoción	0,104	5,52	***	0,311	5,52	***
Mujeres	-0,016	-0,14	ns	-0,016	-0,14	ns
Experiencia	0,289	4,85	***	0,289	4,85	***
Experiencia <sup>2</sup>	-0,009	-4,09	***	-0,009	-4,09	***
Doctorado en extranjero	0,187	1,56	ns	0,187	1,56	ns
Nº de posiciones / Nº de candidatos	24,514	5,86	***	24,514	5,86	***
Afiliado a UAB, UPF y UPC	-0,243	-1,99	ns	-0,243	-1,99	ns
Afiliado a UDG, UDL y URV	-0,201	-1,37	ns	-0,201	-1,37	ns
Constante	-4,818	-10,79	***	-4,818	-10,79	***
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1508			0,1508		

\*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1 y ns, no significativo.

En la segunda etapa del método de emparejamiento por índice de propensión, los resultados de las estimaciones Probit de la Tabla 5 son empleados para calcular las puntuaciones de propensión de cada individuo. La Figura 1 ilustra las funciones de densidad de probabilidad de estas puntuaciones, identificando la denominada área de soporte común, la cual incluye todas las observaciones del grupo de tratamiento más aquellas observaciones del grupo control que cuentan con una índice de propensión dentro del rango definido por el grupo tratamiento.

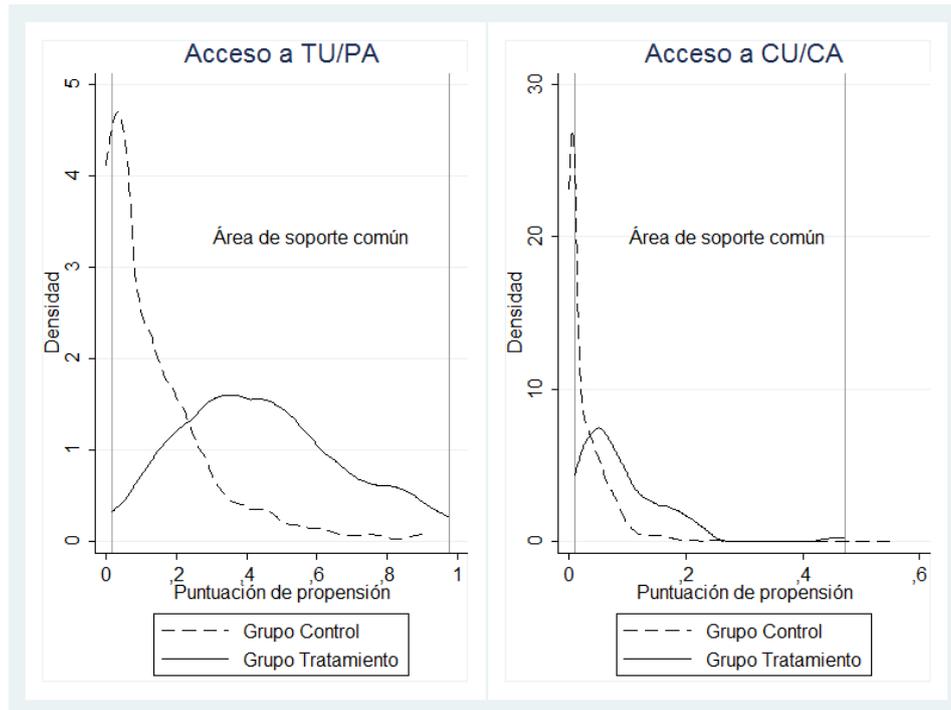


FIGURA 1: FUNCIÓN DE DENSIDAD DE LAS PUNTUACIONES DE PROPENSIÓN ANTES DEL EMPAREJAMIENTO.

En el método de emparejamiento por estratificación, las observaciones del área de soporte común son distribuidas en bloques que satisfacen que el grupo tratamiento y el grupo control emparejado son homogéneos tanto en la media del índice de propensión como en la distribución de las variables explicativas  $Z$ . En los Anexos, la Tabla A.1 y la Tabla A.2 muestra las medias, junto con la diferencia entre grupo tratamiento y grupo control emparejado y su significatividad estadística de los bloques empleados en el método de emparejamiento por estratificación. Puede observarse la dificultad para alcanzar la homogeneidad de los bloques entre el grupo tratamiento y el grupo control emparejado, lo que limita el empleo de este método. En cambio, en el método Kernel de emparejamiento no se requiere esta condición, lo que facilita su aplicación.

La Tabla 6 presenta los resultados de las estimaciones del ATT realizadas mediante el método de emparejamiento por estratificación y por el método Kernel, en este caso, empleando alternativamente la función Gaussiana y la Epanechnikov.

Los diferenciales antes y después de la promoción en los indicadores de productividad científica aparecen estadísticamente significativos ( $p$ -valor  $< 0,01$ ) en el grupo de aquellos

que promocionan a TU/PA. En el resto de casos estos diferenciales no son estadísticamente significativos. Los resultados sugieren que la promoción a TU/PA tiene un efecto positivo sobre los que promocionan, mientras que en el acceso a CU/CA no tiene ningún efecto. En ambos accesos, no se identifican efectos estadísticamente significativos sobre aquellos individuos que no promocionan. Estos efectos son opuestos a los sugeridos por las estimaciones anteriores del modelo de diferencias de diferencias.

TABLA 6—DIFERENCIAL ANTES Y DESPUÉS DE LA PROMOCIÓN EN EL GRUPO QUE PROMOCIONA (ATT)

Método de emparejamiento	Indicador de productividad científica	Coeficiente (ATT)	<i>t</i>	Sig.
Acceso a TU/PA				
Estratificación	CLI3	0,670	1,96	***
Gaussiana	CLI3	0,651	2,36	***
Epanechnikov	CLI3	0,702	2,55	***
Estratificación	IFA3	0,223	2,30	***
Gaussiana	IFA3	0,217	2,23	***
Epanechnikov	IFA3	0,234	2,17	***
Acceso a CU/CA				
Estratificación	CLI3	-0,152	-0,43	ns
Gaussiana	CLI3	-0,026	-0,06	ns
Epanechnikov	CLI3	-0,113	-0,34	ns
Estratificación	CLI3	-0,051	-0,47	ns
Gaussiana	IFA3	-0,009	-0,08	ns
Epanechnikov	IFA3	-0,038	-0,29	ns

Estimaciones realizadas con el comando *atts* y *atk*. \*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1 y ns, no significativo. Errores estándar obtenidos mediante *bootstrap* de 50 repeticiones.

La Tabla 7 presenta los resultados del análisis de sensibilidad a la presencia de variables omitidas en las estimaciones del ATT realizadas mediante el método Kernel de emparejamiento con función Gaussiana. Los coeficientes estimados son muy similares, excepto en el acceso a CU/CA cuando se considera una variable omitida con misma distribución que la variable Doctorado en el extranjero. Todo ello sugiere una elevada robustez de los resultados anteriores. En los Anexos, la Tabla A.3 presenta los resultados de una estimación exploratoria de un modelo longitudinal que incorpora la promoción académica y la experiencia como variables explicativas. Los resultados apuntan en la misma dirección que la metodología de emparejamiento por índice de propensión.

TABLA 7—ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD DE LOS DIFERENCIALES ANTES Y DESPUÉS DE LA PROMOCIÓN ESTIMADOS

	Coeficiente (ATT)	Efecto resultado	Efecto selección
<i>Acceso a TU/PA</i>			
Estimación de partida CLI3	0,651		
Confusor neutral	0,650	1,016	1,074
Confusor como:			
Mujeres	0,640	0,937	0,782
Doctorado en extranjero	0,676	2,825	0,820
UAB_UPF_UPC	0,666	2,093	0,823
UDG_UDL_URV	0,683	0,948	2,517
Estimación de partida IFA3	0,217		
Confusor neutral	0,214	1,017	1,029
Confusor como:			
Mujeres	0,213	0,974	0,738
Doctorado en extranjero	0,232	2,877	0,707
UAB_UPF_UPC	0,228	2,273	0,743
UDG_UDL_URV	0,214	0,987	2,251
<i>Acceso a CU/PA</i>			
Estimación de partida CLI3	-0,026		
Confusor neutral	-0,023	0,999	1,073
Confusor como:			
Mujeres	-0,021	0,723	0,963
Doctorado en extranjero	-0,070	1,861	2,174
UAB_UPF_UPC	-0,029	1,026	1,245
UDG_UDL_URV	-0,023	1,551	0,836
Estimación de partida IFA3	-0,009		
Confusor neutral	-0,008	0,999	1,073
Confusor como:			
Mujeres	-0,007	0,723	0,963
Doctorado en extranjero	-0,023	1,861	2,174
UAB_UPF_UPC	-0,010	1,026	1,245
UDG_UDL_URV	-0,008	1,551	0,836

## Conclusiones

¿La promoción académica desincentiva la productividad científica del profesorado universitario? La diferencia en diferencias en el promedio anual de publicaciones ponderado por el factor de impacto JCR 2013 es de -0,184 después de promocionar a Profesores Titulares de Universidad o Profesores Agregados, junto a -0,430 después de promocionar a Catedráticos de Universidad, lo que sugiere un importante efecto negativo de la promoción.

Sin embargo este método no tiene en cuenta el sesgo de selección entre aquellos que promocionan. El método de emparejamiento por índice de propensión, empleado por Sabatier (2012) en el caso de Francia, permite afrontar el sesgo de selección causado por el supuesto que la productividad antes de la promoción es el principal criterio de selección a las plazas permanentes de profesorado universitario. Con este método, el efecto medio de la promoción sobre los Profesores Titulares de Universidad se sitúa entre 0,217 y 0,234,

mientras que los sobre los Catedráticos de Universidad no resultan estadísticamente significativos, lo que contradice los resultados obtenidos mediante el método de diferencias en diferencias.

De este modo, la promoción académica no afectaría negativamente a la productividad científica individual. Así, los profesores que han promocionado, sobre todo los Catedráticos, se rebelarían como individuos que orientan su investigación en términos de decisión de consumo, obteniendo satisfacción de la propia resolución de problemas científicos (Levin y Stephan, 1991) más que en respuesta a incentivos externos. No obstante, la reducida muestra disponible y las dificultades para contar con individuos similares a efectos de la aplicación del método del emparejamiento por índice de propensión hacen necesario que deba ampliarse esta línea de investigación.

Complementariamente, este trabajo pone de manifiesto que la condición de mujer no influye, al menos de forma directa, sobre los procesos de selección, tal como tradicionalmente los estudios en este ámbito señalaban, lo que puede ser indicativo de avances sociales en este ámbito.

En cambio, la edad de los candidatos sugiere una relación con la probabilidad de promocionar en forma de U invertida en línea con la teoría del capital humano. Así el coeficiente de edad aparece con signo positivo, mientras que en la edad al cuadrado resulta negativo. La edad en la que se produce la cota máxima se sitúa alrededor de los 47 años.

Finalmente, la productividad científica de los candidatos a partir de las revistas indexadas en *Econlit* se rebela significativa como la variable que explica la probabilidad de promocionar. En esta cuestión no se encuentran diferencias entre los métodos de valoración de la calidad de la revista.

## Anexos

TABLA A. 1—MEDIAS DE LAS PUNTUACIONES DE PROPENSIÓN Y DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS EN EL GRUPO CONTROL EMPAREJADO Y GRUPO TRATAMIENTO. ACCESO A T U/PA

	Grupo Control Emparejado	Grupo Tratamiento	Diferencia	t	Sig.
<i>Bloque 1 (N<sub>GCE</sub>=237) (N<sub>GT</sub>=13)</i>					
Puntuaciones de propensión	0,090	0,091	0,001	-0,89	ns
Productividad científica CLI3 antes de promoción	1,008	0,362	-0,646	27,64	ns
Productividad científica IFA3 antes de promoción	0,336	0,121	-0,215	27,90	ns
Mujeres	0,468	0,385	-0,084	9,41	ns
Experiencia	3,730	3,846	0,116	-2,24	ns
Experiencia <sup>2</sup>	21,814	23,692	1,878	-2,93	ns
Doctorado en extranjero	0,447	0,462	0,014	-1,68	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,174	0,181	0,006	-4,94	ns
UAB_UPF_UPC	0,498	0,538	0,041	-4,47	ns
UDG_UDL_URV	0,131	0,231	0,100	-14,51	ns
<i>Bloque 2 (N<sub>GCE</sub>=75) (N<sub>GT</sub>=40)</i>					
Puntuaciones de propensión	0,270	0,285	0,015	-14,64	ns
Productividad científica CLI3 antes de promoción	1,430	1,476	0,046	-1,25	ns
Productividad científica IFA3 antes de promoción	0,477	0,492	0,015	-1,23	ns
Mujeres	0,360	0,400	0,040	-4,52	ns
Experiencia	5,413	5,900	0,487	-9,84	ns
Experiencia <sup>2</sup>	36,693	41,950	5,257	-8,85	ns
Doctorado en extranjero	0,347	0,375	0,028	-3,20	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,207	0,203	-0,003	2,10	ns
UAB_UPF_UPC	0,387	0,525	0,138	-15,27	ns
UDG_UDL_URV	0,213	0,200	-0,013	1,74	ns
<i>Bloque 3 (N<sub>GCE</sub>=26) (N<sub>GT</sub>=39)</i>					
Puntuaciones de propensión	0,478	0,494	0,016	-8,52	ns
Productividad científica CLI3 antes de promoción	1,868	2,204	0,336	-5,06	ns
Productividad científica IFA3 antes de promoción	0,623	0,735	0,112	-5,07	ns
Mujeres	0,192	0,359	0,167	-11,99	ns
Experiencia	6,154	5,436	-0,718	9,84	ns
Experiencia <sup>2</sup>	42,538	35,487	-7,051	8,53	ns
Doctorado en extranjero	0,154	0,282	0,128	-9,91	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,222	0,275	0,053	-13,41	ns
UAB_UPF_UPC	0,385	0,282	-0,103	6,97	ns
UDG_UDL_URV	0,423	0,333	-0,090	5,88	ns
<i>Bloque 4 (N<sub>GCE</sub>=7) (N<sub>GT</sub>=15)</i>					
Puntuaciones de propensión	0,679	0,717	0,038	-6,85	ns
Productividad científica CLI3 antes de promoción	3,438	2,222	-1,216	4,88	ns
Productividad científica IFA3 antes de promoción	1,146	0,741	-0,405	4,87	ns
Mujeres	0,429	0,133	-0,295	7,05	ns
Experiencia	5,857	4,600	-1,257	5,10	ns
Experiencia <sup>2</sup>	42,714	25,133	-17,581	6,18	ns
Doctorado en extranjero	0,143	0,067	-0,076	2,53	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,317	0,392	0,075	-4,96	ns
UAB_UPF_UPC	0,286	0,267	-0,019	0,43	ns
UDG_UDL_URV	0,571	0,267	-0,305	6,53	ns
<i>Bloque 5 (N<sub>GCE</sub>=5) (N<sub>GT</sub>=9)</i>					
Puntuaciones de propensión	0,887	0,899	0,012	-1,78	ns
Productividad científica CLI3 antes de promoción	1,307	4,742	3,435	-6,46	ns
Productividad científica IFA3 antes de promoción	0,436	1,581	1,145	-6,47	ns
Mujeres	0,000	0,444	0,444	-8,06	ns
Experiencia	6,400	5,889	-0,511	3,66	ns
Experiencia <sup>2</sup>	41,600	35,667	-5,933	3,65	ns
Doctorado en extranjero	0,600	0,333	-0,267	3,62	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,492	0,424	-0,068	4,82	ns
UAB_UPF_UPC	0,400	0,222	-0,178	2,55	ns
UDG_UDL_URV	0,200	0,333	0,133	-1,98	ns

N<sub>GCE</sub>: N del Grupo Control Emparejado. N<sub>GT</sub>: N del Grupo Tratamiento. \*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1 y ns, no significativo.

TABLA A.2—MEDIAS DE LAS PUNTUACIONES DE PROPENSIÓN Y DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS EN EL GRUPO CONTROL EMPAREJADO Y GRUPO TRATAMIENTO. ACCESO A CU/CA

	Grupo Control Emparejado	Grupo Tratamiento	Diferencia	t	Sig.
<i>Bloque 1 (N<sub>GCE</sub>=513) (N<sub>GT</sub>=18)</i>					
Puntuaciones de propensión	0,027	0,031	0,004	-14,88	ns
Productividad científica CLI3 antes de promoción	1,304	1,716	0,412	-14,96	ns
Productividad científica IFA3 antes de promoción	0,435	0,572	0,137	-14,90	ns
Mujeres	0,337	0,444	0,107	-14,90	ns
Experiencia	11,113	12,556	1,443	-21,29	ns
Experiencia <sup>2</sup>	140,279	183,111	42,832	-21,38	ns
Doctorado en extranjero	0,222	0,333	0,111	-17,11	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,035	0,035	0,000	0,00	ns
UAB_UPF_UPC	0,425	0,444	0,019	-2,59	ns
UDG_UDL_URV	0,207	0,222	0,016	-2,47	ns
<i>Bloque 2 (N<sub>GCE</sub>=222) (N<sub>GT</sub>=17)</i>					
Puntuaciones de propensión	0,069	0,073	0,004	-12,81	ns
Productividad científica CLI3 antes de promoción	1,764	2,093	0,329	-6,33	ns
Productividad científica IFA3 antes de promoción	0,588	0,698	0,110	-6,35	ns
Mujeres	0,333	0,294	-0,039	3,62	ns
Experiencia	13,261	12,824	-0,438	5,88	ns
Experiencia <sup>2</sup>	188,234	172,706	-15,528	7,47	ns
Doctorado en extranjero	0,311	0,235	-0,076	7,42	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,043	0,043	-0,001	0,00	ns
UAB_UPF_UPC	0,405	0,353	-0,052	4,65	ns
UDG_UDL_URV	0,153	0,176	0,023	-2,70	ns
<i>Bloque 3 (N<sub>GCE</sub>=51) (N<sub>GT</sub>=9)</i>					
Puntuaciones de propensión	0,131	0,143	0,012	-6,01	ns
Productividad científica CLI3 antes de promoción	4,337	6,020	1,683	-8,90	ns
Productividad científica IFA3 antes de promoción	1,446	2,007	0,561	-8,90	ns
Mujeres	0,275	0,000	-0,275	13,00	ns
Experiencia	13,431	10,556	-2,876	17,31	ns
Experiencia <sup>2</sup>	190,373	113,667	-76,706	16,84	ns
Doctorado en extranjero	0,471	0,444	-0,026	0,80	ns
N <sup>a</sup> de posiciones / N <sup>a</sup> de candidatos	0,044	0,045	0,001	-2,33	ns
UAB_UPF_UPC	0,373	0,444	0,072	-2,16	ns
UDG_UDL_URV	0,118	0,000	-0,118	7,64	ns

N<sub>GCE</sub>: N del Grupo Control Emparejado. N<sub>GT</sub>: N del Grupo Tratamiento. \*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1 y ns, no significativo.

TABLA A.3—ESTIMACIÓN LINEAL CON EFECTOS FIJOS CONDICIONALES. VARIABLE EXPLICADA IFA<sub>t</sub>

	Coefficiente	t	Sig.	Coefficiente	t	Sig.
Experiencia	-0,002	-0,10	ns	-0,002	-0,10	ns
Experiencia <sup>2</sup>	0,000	-0,14	ns	0,000	-0,24	ns
Tupadum	0,657	5,81	***	0,648	5,68	***
Cucadum				0,561	1,18	ns
constante	0,019	0,27	ns	0,023	0,34	ns
sigma_u	0,388			0,385		
sigma_e	0,851			0,849		
rho	0,173			0,171		
N	1.045			1.045		

IFA<sub>t</sub>= sumatorio de artículos publicados ponderados por el índice de factor de impacto del JCR 2013 en el año t. Tupadum=1 si es Profesor Titular de Universidad o Profesor Agregado en el año t. Cucadum=1 si es Catedrático de Universidad o Catedrático en el año t. \*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1 y ns, no significativo. Estimación mediante regresión lineal con efectos fijos. Se han empleado errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

## Referencias

- Baker, George P., Michael C. Jensen, y Kevin J. Murphy. 1988. «Compensation and Incentives: Practice vs. Theory». *The Journal of Finance* 43 (3): 593-616. doi:10.1111/j.1540-6261.1988.tb04593.x.
- Bell, John G., y John J. Seater. 1978. «Publishing Performance: Departmental and Individual». *Economic Inquiry* 16 (4): 599-615.
- Combes, Pierre-Philippe, y Laurent Linnemer. 2003. «Where Are the Economists Who Publish? Publication Concentration and Rankings in Europe Based on Cumulative Publications». *Journal of the European Economic Association* 1 (6): 1250-1308. doi:10.1162/154247603322752548.
- Conley, John P., Mario J. Crucini, Robert A. Driskill, y Ali Sina Önder. 2013. «The effects of publication lags on life-cycle research productivity in economics». *Economic Inquiry* 51 (2): 1251-76. doi:10.1111/j.1465-7295.2012.00480.x.
- Coupé, Tom, Valérie Smeets, y Frédéric Warzynski. 2006. «Incentives, Sorting and Productivity along the Career: Evidence from a Sample of Top Economists». *Journal of Law, Economics, & Organization* 22 (1): 137-67. <http://www.jstor.org/stable/3555037>.
- Cruz-Castro, Laura, Luis Sanz-Menéndez, y Jaime Aja-Valle. 2006. «Las trayectorias profesionales y académicas de los profesores de universidad y los investigadores del CSIC». 8. Documentos de trabajo (CSIC. Unidad de Políticas Comparadas). Madrid. <http://digital.csic.es/bitstream/10261/1667/1/dt-0608.pdf>.
- España. 2001. «Ley Orgánica 6/2001, de 21 de diciembre, de Universidades». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 307, de 24 de diciembre: 49400-425. [https://www.boe.es/diario\\_boe/txt.php?id=BOE-A-2001-24515](https://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=BOE-A-2001-24515).
- . 2007. «Ley Orgánica 4/2007, de 12 de abril, por la que se modifica la Ley Orgánica 6/2001, de 21 de diciembre, de Universidades». *Boletín Oficial del Estado*, n.º 89, de 13 de abril: 16.241-16.260. <https://www.boe.es/buscar/doc.php?id=BOE-A-2007-7786>.
- Ginther, Donna K, y Karen J Hayes. 2003. «Gender Differences in Salary and Promotion for Faculty in the Humanities 1977-95.» *Journal of Human Resources* 38 (1): 34-73.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, y Petra E. Todd. 1997. «Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme». *Review of Economic Studies* 64 (4): 605-54. doi:10.2307/2971733.
- . 1998. «Matching As An Econometric Evaluation Estimator». *Review of Economic Studies* 65 (2): 261-94. doi:10.1111/1467-937X.00044.
- Hutchinson, E. Bruce, y Terry L. Zivney. 1995. «The Publication Profile of Economists». *The Journal of Economic Education* 26 (1): 59-79. doi:10.1080/00220485.1995.10844857.

- Ichino, Andrea, Fabrizia Mealli, y Tommaso Nannicini. 2008. «From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity?» *Journal of Applied Econometrics* 23 (3): 305-27. doi:10.1002/jae.998.
- Lazear, Edward P., y Sherwin Rosen. 1981. «Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts». *The Journal of Political Economy* 89 (5): 841-64. <http://www.jstor.org/stable/1830810>.
- Levin, Sharon G., y Paula E. Stephan. 1991. «Research productivity over the life cycle: Evidence for academic scientists». *Economic Review* 81 (1): 114-32. <http://www.jstor.org/stable/2006790>.
- Long, J. Scott, Paul D. Allison, y Robert McGinnis. 1993. «Rank Advancement in Academic Careers: Sex Differences and the Effects of Productivity.» *American Sociological Review* 58 (5): 703-22. doi:10.2307/2096282.
- Long, J. Scott, y Mary Frank Fox. 1995. «Scientific Careers: Universalism and Particularism». *Annual Review of Sociology* 21: 45-71. <http://www.jstor.org/stable/2083403>.
- Merton, Robert K. 1968. «The Matthew effect in science». *Science* 159 (3810): 56-63.
- . 1988. «The Matthew Effect in Science, II: Cumulative Advantage and the Symbolism of Intellectual Property». *Isis* 79 (4): 606-23.
- Milgrom, Paul, y John Roberts. 1992. *Economics, organization and management*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall International, cop.
- Prendergast, Canice. 1999. «The Provision of Incentives in Firms». *Journal of Economic Literature* 37 (1): 7-63. <http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.37.1.7>.
- Rosenbaum, Paul R., y Donald B. Rubin. 1983. «The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects». *Biometrika* 70 (1): 41-55. doi:10.2307/2335942.
- Ross, Stephen. 1973. «The Economic Theory of Agency: The Principal's Problem». *American Economic Review* 63 (2): 134-39. <http://econpapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:63:y:1973:i:2:p:134-39>.
- Sabatier, Mareva. 2012. «Does Productivity Decline After Promotion? The Case of French Academia». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74 (6): 886-902. doi:10.1111/j.1468-0084.2011.00681.x.
- Sanz-Menéndez, Luis, Laura Cruz-Castro, y Kenedy Alva. 2013. «Time to Tenure in Spanish Universities: An Event History Analysis». *PLoS ONE* 8 (10): 1-18. doi:10.1371/journal.pone.0077028.
- Sappington, David E. M. 1991. «Incentives in Principal-Agent Relationships». *Journal of Economic Perspectives* 5 (2): 45-66. <http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.5.2.45>.
- Spence, A., y Richard Zeckhauser. 1971. «Insurance, Information, and Individual Action». *American Economic Review* 61 (2): 380-87.

<http://econpapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:61:y:1971:i:2:p:380-87>.

Zinovyeva, Natalia, y Manuel Bagues. 2015. «The Role of Connections in Academic Promotions». *American Economic Journal: Applied Economics* 7 (2): 264-92. <http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/app.20120337>.

# **CAPÍTULO V. LA PRODUCCIÓN CIENTÍFICA INDIVIDUAL A LO LARGO DE LA VIDA. EL CASO DE ECONOMÍA Y EMPRESA EN LAS UNIVERSIDADES PÚBLICAS EN CATALUÑA**

## **Introducción**

El envejecimiento del profesorado que se extiende en muchos sistemas universitarios atrae la atención sobre la evolución de la productividad científica individual a lo largo de la vida. En general se teme que su productividad científica disminuya como resultado de su envejecimiento y que, por extensión, el conjunto del sistema universitario sea menos productivo en el futuro.

Este trabajo examina la publicación de artículos científicos en revistas JCR en una muestra de profesores de Economía y Empresa de las universidades públicas catalanas desde que estos han finalizado su doctorado. Este caso particular resulta de interés general por la relevancia internacional de la producción científica que las universidades públicas catalanas mantienen en este ámbito, ocupando históricamente posiciones destacadas en los principales rankings europeos (Kalaitzidakis 2003; Serra i Ramoneda 2014); así como, por los sucesivos cambios legislativos que han sido introducidos desde la Ley de Reforma Universitaria de 2001 con el objetivo explícito de estimular las publicaciones en revistas científicas, especialmente en aquellas con factor de impacto JCR.

La principal aportación teórica de la literatura económica consiste en los modelos económicos de ciclo vital (Diamond 1986; 1987; Levin y Stephan 1991). Estos modelos, fundamentados en la Teoría de Capital Humano, predicen un descenso de la productividad científica al final de las carreras académicas. En particular, Levin y Stephan (1991) desarrollan un modelo económico según el cual los individuos adoptan decisiones de producción de artículos científicos en base a decisiones de consumo y de inversión. Las de consumo están determinadas por la satisfacción personal que se obtendría de la resolución

de problemas científicos. Su efecto se supone constante a lo largo de la vida, de modo que no interfiere en la relación entre edad o experiencia y producción científica. En cambio, las decisiones de inversión estarían condicionadas por las expectativas de los individuos sobre las recompensas futuras en un horizonte finito. Esto conduce a que la producción científica de los individuos exhiba una forma de U invertida a lo largo de la vida. Esta modelización se concreta en la identificación empírica de una relación cuadrática de la edad o la experiencia.

La mayoría de los trabajos empíricos sobre la productividad científica a lo largo de la vida toman como base la experiencia de Estados Unidos. En Europa se cuentan con muy pocos trabajos, como Lissoni et al. (2011) para físicos de Francia e Italia, Kelchtermans y Veugelers (2011) para investigadores en el campo de la Biomedicina y la Ciencias Exactas de la Universidad de Leuven en Bélgica; y, finalmente Rauber y Ursprung (2008) para profesores de Economía y Empresa en universidades de Alemania. En Cataluña y, más en general, en España no se cuenta con ningún trabajo de características similares a pesar de la preocupación de las políticas universitarias sobre la productividad científica. Las únicas aproximaciones a esta cuestión han sido meramente descriptivas, como en Costas, Van Leeuwen, y Bordons (2010).

Así pues este trabajo constituye el primer intento por contrastar los modelos de productividad de ciclo vital en el contexto de España y, en particular, de Cataluña. Los resultados sugieren que los cambios introducidos en la normativa universitaria han propiciado una mayor productividad en las cohortes más recientes. Sin embargo, dichos cambios están propiciando productividades iniciales más elevadas en las cohortes más recientes, pero que decrecen mucho antes que en las cohortes precedentes. De este modo, los resultados sugieren que los incentivos a la productividad científica no se distribuyen adecuadamente a lo largo de la carrera académica y se concentran en la fase previa a la consolidación de plaza permanente de profesorado universitario.

En la sección 1 se revisan los principales trabajos que han abordado el efecto de la edad o la experiencia sobre la productividad científica a lo largo de la vida. En la revisión se pone especial atención en el abordaje del problema de identificación que plantea la consideración de los efectos de edad o experiencia, efectos de cohorte generacional y los

efectos de periodos de publicación. La sección 2 describe los datos, las variables y, sobre todo, la especificación de los modelos distintos econométricos empleados. La sección 3 presenta los resultados principales de las distintas estimaciones realizadas, comparando los efectos sobre los coeficientes estimados de la experiencia en los distintos modelos especificados. La última sección presenta las conclusiones de este trabajo.

## **1. Revisión de la literatura**

Desde mediados de la década de 1970 se ha producido una creciente literatura especializada en el análisis de los determinantes de la productividad científica. Los primeros trabajos surgen del ámbito de la sociología de la ciencia (Allison y Stewart 1974; Bayer y Dutton 1977; Cole 1979). Su interés principal consiste en contrastar la hipótesis de ventajas acumulativas en la producción científica mediante el análisis de la desigualdad en distintos grupos de edad en un mismo periodo temporal. Sus resultados muestran mayor desigualdad de la producción científica en los investigadores mayores que en los más jóvenes. Esto les sugiere la existencia de diferentes trayectorias de producción a lo largo del ciclo vital, que son atribuidas fundamentalmente al efecto Mateo formulado por (Merton 1968 y 1988). Sin embargo, las conclusiones de estos primeros trabajos resultan controvertidas al basarse en datos de corte transversal, lo que impide distinguir entre los efectos edad y cohorte.

Para afrontar estas limitaciones, los trabajos posteriores se han esforzado por contar con datos longitudinales. Actualmente se ha generalizado el empleo de datos de producción científica de investigadores que pertenecen a distintas cohortes generacionales, cuando estos alcanzan las mismas edades a lo largo del tiempo.

Entre los trabajos que emplean datos longitudinales, el de Levin y Stephan (1991) ha sido el más influyente en la literatura económica. Estos autores desarrollan un modelo económico, anclado sólidamente en la tradición de la teoría del capital humano (Becker 1962; Schultz 1963), que predice una relación en forma de U invertida entre producción científica y experiencia de los investigadores. Desde entonces el análisis de esta relación se

ha convertido en una de las cuestiones que recibe más atención, desplazando el interés inicial por las ventajas acumulativas.

En esta línea, se cuenta con diferentes trabajos que contrastan la hipótesis de que la producción científica individual sigue una trayectoria en forma de U invertida respecto a la experiencia de los investigadores a lo largo del tiempo. Para ello incluyen funciones polinomiales de segundo grado de la variable experiencia o bien variables ficticias para distintos grupos de años de experiencia en las regresiones. En el primer caso, los resultados resultan favorables cuando el coeficiente de la variable experiencia tiene signo positivo y el de su cuadrado aparece con valor negativo, siendo ambos estadísticamente significativos. En el segundo caso, cuando después de un crecimiento inicial se observa una reducción en el valor de los coeficientes de los años de experiencia conforme estos aumentan.

De forma complementaria, muchos de estos trabajos contrastan también la hipótesis de un efecto fijo de cohorte, según el cual las cohortes más recientes presentan una mayor producción científica que sus predecesoras. En general, se introducen variables ficticias para distintos grupos de años de obtención del Grado de Doctor en las regresiones. Los resultados son favorables cuando los coeficientes de estas variables ficticias son mayores en las cohortes más recientes.

A pesar de la creciente investigación, la evidencia disponible aún no resulta concluyente, ni en lo que se refiere al efecto de la edad o la experiencia, ni al efecto de las cohortes sobre la producción científica. Diferentes explicaciones sobre esta falta de acuerdo emergen del análisis de los trabajos publicados. Primero, los trabajos emplean muestras procedentes de países, periodos y disciplinas muy diferentes. Segundo, las especificaciones de los modelos econométricos son muy distintas, especialmente en lo relativo a la introducción de las variables explicativas relativas a la edad o la experiencia, la cohorte generacional y el periodo de publicación. Tercero, las estimaciones emplean tanto métodos para datos de recuento (Poisson, Binomial Negativa, Hurdle), como para datos continuos con censura (Tobit) o, incluso, MCO.

De hecho, aunque Levin y Stephan (1991) aportan evidencias que sostienen una relación en forma de U invertida entre la producción científica y la experiencia de investigadores de Estados Unidos, sus propios resultados no son concluyentes. En este sentido, se observa una importante variación entre las diferentes áreas científicas analizadas dentro de los campos de la Física y las Ciencias de la Tierra. Así, en Física Molecular se alcanza la producción máxima a los 39 años, mientras que en Geofísica a los 59 años. Más allá, en Física de Partículas y en Geología el coeficiente cuadrático de la experiencia aparece como no significativo estadísticamente. Por otro lado, estos autores rechazan que las cohortes más recientes muestren una productividad científica mayor que las precedentes en base a la mejora en la formación académica inicial. En cambio, sugieren que aquellas cohortes que han tenido un acceso al profesorado permanente en condiciones más restringidas, bien por la mayor competencia entre candidatos como entre sectores económicos<sup>16</sup>, presentan una mayor productividad que las otras cohortes.

Gonzalez-Brambila y Veloso (2007) presentan resultados sobre la relación cuadrática de la edad y el efecto cohorte sobre la producción científica en México. Su trabajo destaca por contar con una amplia muestra de investigadores de todas las disciplinas científicas (7.793 investigadores) y un extenso periodo de publicaciones (1981-2002). Las publicaciones provienen de las revistas científicas con factor de impacto JCR. De este modo, aunque se incluyen todas las disciplinas científicas, las Ciencias Sociales y Humanidades solo representan el 10% de las publicaciones de la muestra analizada. Los resultados indican una relación cuadrática entre la edad y la productividad. Pero como el máximo se alcanza a los 53 años de edad, la curvatura resulta muy suave y, con ello, la influencia de la edad sobre la productividad individual muy reducida. Así mismo, estos autores encuentran que las cohortes más recientes son más productivas que las anteriores. No obstante, la omisión del periodo de publicación como variable explicativa, mientras que se incluye el número anual de investigadores y de publicaciones, así como el stock pasado de publicaciones y/o citas de los investigadores sugiere problemas de identificación en las estimaciones.

Lissoni et al. (2011) constituye uno de los trabajos más amplios sobre la productividad científica individual de investigadores que trabajan en Europa. En particular estos autores

---

<sup>16</sup> Los autores sugieren que en épocas de crecimiento económico la Universidad afronta mayor competencia del resto de sectores económicos por los titulados más capacitados.

emplean una muestra de unos 3.600 físicos de Francia e Italia que tienen contrato permanente en universidades y centros de investigación públicos. La medida de productividad se basa en el número de publicaciones con factor de impacto JCR aparecidas entre los años 1975 y 2005. Los resultados muestran que la productividad individual decrece conforme los individuos pertenecen a grupos de mayor edad. De este modo se rechaza la forma de U invertida entre la productividad y la experiencia, sugiriendo un descenso progresivo de la productividad después de los diez primeros años de experiencia, lo que coincide con el acceso a plazas de profesorado permanente. Así mismo, Lissoni et al. (2011) rechazan que las cohortes más recientes sean más productivas que sus precedentes. En cambio, sostienen que las cohortes generacionales que afrontan periodos de menor contratación de investigadores, tienen mayor productividad en línea con Levin y Stephan (1991).

Los efectos de la edad o la experiencia y las cohortes generacionales sobre la producción científica de los economistas académicos han sido analizados en diversos trabajos, sobre todo para Estados Unidos.

Goodwin y Sauer (1995) en uno de los primeros trabajos sugieren que la forma más apropiada para representar el efecto de la edad o la experiencia sobre la productividad individual es una doble joroba. Además sostienen que el primer máximo, que se alcanza alrededor de los primeros siete años de experiencia, coincidiendo con el acceso a plazas de profesorado permanente, resulta más elevado que el segundo máximo. Estos autores ponen de manifiesto que los individuos que más publican tienen una trayectoria de publicaciones a lo largo de su carrera académica que es diferente al resto. En este sentido identifican que aquellos que más publican presentan un menor descenso en su producción científica a lo largo de la trayectoria vital, lo que podría estar asociado al efecto Mateo en ciencia. Respecto el efecto de cohorte, estos autores encuentran que la cohorte más reciente es más productiva que las anteriores, pero rechazan un efecto cohorte sistemático debido a la mejora progresiva en la educación científica.

Oster y Hamermesh (1998), analizando una muestra de economistas académicos de Estados Unidos durante el periodo 1959 y 1983, sostienen que la producción científica se reduce considerablemente con la edad, especialmente aquella que aparece publicada en las

revistas más importantes. Como Goodwin y Sauer (1995) encuentran que los que han publicado más en sus inicios tienen mayor probabilidad de seguir publicando en edades avanzadas.

Rauber y Ursprung (2008), con datos de investigadores que trabajan en Alemania, muestran una relación en forma de doble joroba entre la producción científica y la experiencia. Además encuentran un fuerte efecto de cohorte a favor de la productividad de aquellas más jóvenes.

Más recientemente, Conley et al. (2013) en un trabajo sobre el impacto en la productividad científica individual del retraso creciente en la publicación de artículos aceptados por las revistas en Economía encuentran una relación con una forma acusada de U invertida con la experiencia. Como el periodo temporal de análisis se extiende hasta los quince años, estos resultados sugieren más la forma de doble joroba que la U invertida en la producción de ciclo vital de los investigadores. Por otro lado, estos autores encuentran que las cohortes más recientes muestran una menor productividad que las precedentes como consecuencia del retraso en la publicación de artículos aceptados por las revistas científicas.

En España no es hasta principios del 2000 que aparecen los primeros trabajos sobre la productividad científica en Economía (Bergantiños, Da Rocha, y Polomé 2002; Dolado, García-Romero, y Zamarro 2003; Ruiz-Castillo 2006). Sin embargo estos trabajos se limitan al establecimiento de rankings de productividad de instituciones e investigadores universitarios sin analizar factores explicativos de la misma y apenas han tenido continuidad. Más recientemente han aparecido algunos trabajos que han explorado el funcionamiento de las redes de cooperación entre los investigadores (Ramos, Royuela, y Suriñach 2007; Ferrer, Arroyo, y Lluç 2009).

En este contexto, el presente trabajo contribuye al debate internacional sobre los efectos de la experiencia y de las cohortes generacionales en la productividad científica individual mediante el análisis de una muestra de profesores de Economía y Empresa de las universidades públicas en Cataluña.

## 2. Datos y métodos

### 2.1. Datos

Se ha partido de una base de datos de elaboración propia que contiene datos personales, académicos y de producción científica de todos los profesores que trabajan en los departamentos de Ciencias Económicas y Empresariales de las universidades públicas de Cataluña en el curso 2015/2016. Los datos personales y académicos han sido obtenidos de las *Websites* de los departamentos, así como de los *curriculum vitae* disponibles en Internet. En su caso estos datos han sido completados mediante búsquedas individuales en *Google*. Por su parte, los datos de producción científica han sido obtenidos de *Econlit* a través del acceso online proporcionado por *Proquest*, recopilando la información sobre todos los artículos publicados entre 1990 y 2015.

En este estudio se emplean dos muestras. Por un lado, una muestra que incluye profesores que han obtenido el Grado de Doctor entre 1990 y 2009 y que, además, no ocupaban plaza permanente en la Universidad antes de su doctorado. Por otro lado, una submuestra de la anterior que incluye solo a aquellos profesores que cuentan con, al menos, una publicación JCR a lo largo de su carrera académica. En ambos casos, la experiencia mínima es de 6 años y la máxima de 25 años. Las muestras cuentan con 393 y 227 profesores, respectivamente. En consecuencia se dispone de dos paneles cortos de datos no balanceados donde el número de individuos es superior al tiempo y variable a lo largo de los años de experiencia (ver Tabla 1) y los periodos de publicación (ver Tabla 2).

TABLA 1—TAMAÑO DE LAS MUESTRAS POR AÑOS DE EXPERIENCIA

Experiencia	Muestra amplia		Muestra reducida	
	Observaciones	Porcentaje	Observaciones	Porcentaje
0	201	5,6	120	5,8
1	192	5,3	107	5,2
2	201	5,6	120	5,8
3	192	5,3	107	5,2
4	201	5,6	120	5,8
5	192	5,3	107	5,2
6	201	5,6	120	5,8
7	192	5,3	107	5,2
8	195	5,4	117	5,7
9	187	5,2	104	5,0
10	184	5,1	107	5,2
11	178	4,9	99	4,8
12	173	4,8	101	4,9
13	168	4,6	93	4,5
14	158	4,4	90	4,4
15	151	4,2	82	4,0
16	114	3,2	70	3,4
17	120	3,3	66	3,2
18	77	2,1	50	2,4
19	87	2,4	47	2,3
20	61	1,7	36	1,7
21	63	1,7	32	1,6
22	46	1,3	27	1,3
23	42	1,2	19	0,9
24	24	0,7	15	0,7
25	19	0,5	8	0,4
Total	3.619	100,0	2.071	100,0

TABLA 2—TAMAÑO DE LAS MUESTRAS POR PERIODOS DE PUBLICACIÓN

periodo	Muestra amplia		Muestra reducida	
	Observaciones	Porcentaje	Observaciones	Porcentaje
1991	43	1,2	23	1,1
1993	88	2,4	46	2,2
1995	124	3,4	68	3,3
1997	164	4,5	97	4,7
1999	234	6,5	136	6,6
2001	309	8,5	172	8,3
2003	341	9,4	194	9,4
2005	362	10,0	206	10,0
2007	382	10,6	221	10,7
2009	393	10,9	227	11,0
2011	393	10,9	227	11,0
2013	393	10,9	227	11,0
2015	393	10,9	227	11,0
Total	3.619	100,0	2.071	100,0

## 2.2. Variables

Se analiza el indicador de productividad científica IFIn1m que mide la media del factor de impacto JCR de los artículos que el individuo  $i$  publica cada dos años dividido por el número total de coautorías<sup>17</sup>. La adopción de un periodo bianual se justifica para reducir la presencia de ceros en la muestra, eliminando aquellos que se deben a procesos de producción que exceden el año natural. Ellison (2002) evidencia que en los últimos 30 años se ha duplicado el tiempo que transcurre desde que se entrega un artículo científico hasta que este se publica en una revista científica de Economía. Este tiempo tiende a aumentar con el prestigio académico de las revistas científicas. La medición de la producción científica en periodos bianuales permite corregir parte de estos efectos (Levin y Stephan 1991; Oster y Hamermesh 1998).

La Tabla 3 resume la distribución de datos de la variable explicada, IFIn1m, en las dos muestras que se emplean en este trabajo. La presencia de ceros en la muestra reducida, que incluye solo a individuos con al menos una publicación JCR en el periodo de análisis, es menor (59,1%) que en la muestra amplia (76,6%). No obstante, en ambos casos la distribución de datos presenta una fuerte asimetría a la derecha a causa de la elevada presencia de ceros.

TABLA 3—DISTRIBUCIÓN DE DATOS AGREGADOS DE LA VARIABLE EXPLICADA, IFIN1M

	Muestra amplia		Muestra reducida		
	N	Porcentaje	N	Porcentaje	
=0	2.772	76,6	1.224	59,1	
(0,0 - 0,5]	518	14,3	518	25,0	
(0,5 - 1,0]	186	5,1	186	9,0	
(1,0 - 1,5]	72	2,0	72	3,5	
(1,5 - 2,0]	38	1,1	38	1,8	
>2	33	0,9	33	1,6	
Total	3.619	100,0	2.071	100,0	

La Figura 1 ilustra la evolución temporal de la media de la variable explicada en las dos muestras empleadas mediante líneas con marcadores. La media de la muestra reducida, que aparece en color rojo y con marcadores en forma de triángulos, presenta una tendencia temporal creciente, salvo en 1993 y en 2015. Por su parte, la media de la muestra amplia,

<sup>17</sup> Se emplean los factores de impacto del JCR 2014. Cuando la revista no aparece en el JCR 2014 el factor de impacto adoptado es 0.

que aparece en color verde y con círculos como marcadores, sigue prácticamente la misma tendencia temporal, aunque con valores inferiores a la muestra amplia.

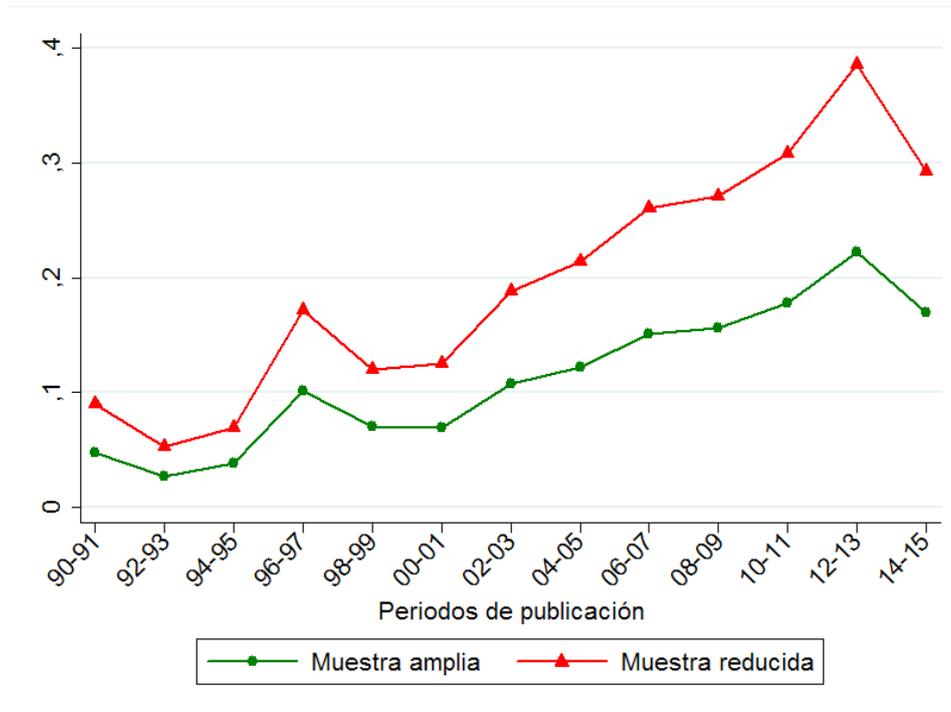


FIGURA 1: MEDIA DEL INDICADOR DE PRODUCTIVIDAD IFINIM POR PERIODO DE PUBLICACIÓN Y MUESTRA

Para examinar la productividad del profesorado de los departamentos de Economía de las universidades catalanas a lo largo de sus carreras académicas se cuenta con las siguientes variables explicativas: años de experiencia y su cuadrado, cohortes generacionales, periodos de publicación, así como el sexo y el lugar de doctorado. La Tabla 4 muestra las estadísticas descriptivas de las variables explicativas empleadas en ambas muestras.

Las estadísticas descriptivas de las variables explicativas en la muestra amplia y en la muestra reducida son muy similares. Así, la mayor diferencia de medias se encuentra en la variable que representa el doctorado en el extranjero, cuya media es 0,1473 en la muestra amplia y 0,210 en la muestra reducida.

La variable que representa la experiencia se ha calculado como la diferencia entre el año cronológico y el año de doctorado. La media en la muestra amplia es de 9,322 y en la muestra reducida de 9,228.

TABLA 4—ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

Variable	Descripción	Muestra amplia		Muestra reducida	
		Media	SD	Media	SD
exp	= Año cronológico - Año del doctorado	9,322	0,104	9,224	0,136
exp2	= exp * exp / 10	12,594	0,229	12,365	0,298
periodo	= tendencia temporal, empieza en 1990-91:1	8,585	0,052	8,622	0,068
doctorado_ext	= 1 si doctorado es en extranjero	0,147	0,006	0,210	0,009
Mujer	= 1 si es mujer	0,381	0,008	0,354	0,010
Dcohorte					
C9599	= 1 si año de doctorado es de 1995 hasta 1999	0,330	0,008	0,357	0,0105
C0004	= 1 si año de doctorado es de 2000 hasta 2004	0,244	0,007	0,231	0,009
C0509	= 1 si año de doctorado es de 2005 hasta 2009	0,058	0,004	0,065	0,005
Dperiodo					
1996-2001	= 1 si periodo de publicación es 1996-97, 1998-99, 2000-01	0,195	0,007	0,196	0,009
2002-2007	= 1 si periodo de publicación es 2002-03, 2004-05, 2006-07	0,230	0,008	0,300	0,010
2008-2015	= 1 si periodo de publicación es 2008-09, 2010-11, 2012-13, 2014-15	0,434	0,008	0,438	0,011

Muestra amplia: 3.619 observaciones. Muestra reducida: 2.071 observaciones

El año cronológico en que se miden las variables se ha introducido como una variable continua o bien mediante variables ficticias. En este caso se distinguen tres periodos de publicaciones (1996-2001, 2002-2007, 2008-2015), siendo el periodo 1990-1995 la categoría de referencia. Estas variables ficticias han sido construidas tomando como referencia los principales cambios legislativos que han tratado de fomentar la productividad científica en las universidades públicas en España y Cataluña (Ley Orgánica de Universidades de 2001 y Ley Orgánica de Modificación de la Ley Orgánica de Universidades de 2007).

Por su parte, las cohortes generacionales se han introducido mediante variables ficticias que agrupan a los individuos según el año de doctorado. Se han considerado cuatro cohortes generacionales. La primera de ellas, que se toma como categoría de referencia, incluye los individuos doctorados entre 1990 y 1994; la segunda los doctorados entre 1995 y 1999; la tercera entre 2000 y 2004; y, finalmente, la cuarta y más reciente entre los años 2005 y 2009. La cohorte más reciente cuenta con bastante menos observaciones que el resto, alrededor del 6%, cuando las otras superan el 23%.

Por último, se ha construido una variable ficticia para distinguir a los individuos que son mujeres. Las mujeres representan el 38,1% de la muestra amplia y el 35,5% de la muestra reducida.

### 2.3. Modelización econométrica

Esta sección formula y discute la modelización econométrica de este trabajo. En primer lugar se especifica el modelo econométrico general. Además se apuntan los principales problemas que se afronta en su estimación. A continuación, se describe cada uno de estos problemas y la estrategia empírica que ha sido adoptada para su abordaje.

Se parte de la siguiente especificación econométrica general para el indicador de productividad académica,  $y$ , de un individuo  $i$ , en el periodo  $t$ :

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \gamma cohorte_i + \delta periodo_t + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (1)$$

Dónde  $exp_{it}$  representa la experiencia medida en años transcurridos entre la obtención del grado de Doctor del individuo  $i$  y el año  $t$ ;  $cohorte_i$  representa la cohorte generacional del individuo  $i$  determinada por el año de obtención del doctorado;  $periodo_t$  es el año  $t$  en el que se mide el indicador de publicaciones del individuo  $i$ ;  $v_{it}$  es un término de error aleatorio; y, finalmente,  $\alpha, \beta_1, \beta_2, \gamma, \delta, \theta_1$  y  $\theta_2$  son los parámetros del modelo que deben ser estimados.

El modelo expresado en la ecuación (1) se basa en el supuesto de que los efectos de las variables explicativas son aditivos. Las funciones de transformación incluidas para los efectos de la experiencia, la cohorte y el periodo permiten efectos no lineales. Además, se impone que no hay interacciones entre las distintas variables explicativas. En particular, el efecto de las variables explicativas es constante a lo largo del tiempo y entre las distintas cohortes y edades. Más adelante se relajan algunos de estos supuestos.

La estrategia de estimación adoptada afronta tres dificultades: la identificación de los efectos de las variables relativas a la experiencia, cohorte generacional y periodo, dado que están perfectamente correlacionadas; la presencia de heterogeneidad individual no observable; y, finalmente, la presencia excesiva de ceros en las variables explicadas.

En primer lugar, es fácil observar que el modelo expresado en la ecuación (1) no está identificado dado que  $exp_{it} = periodo_t - cohorte_i$ , atendiendo a la construcción de dichas variables. Este problema ha estimulado una amplia literatura desde la década de 1970 en diferentes ámbitos. Hall, Mairesse, y Turner (2007) realizan una revisión de la misma con referencias a su aplicación al estudio de la productividad científica. En general identifican dos tipos de abordaje. Por un lado, la eliminación de una variable del modelo general en base a la teoría subyacente. Por otro lado, la imposición de restricciones sobre las variables a fin de evitar la colinealidad perfecta en el modelo general.

La eliminación de una variable es una solución frecuente en los trabajos sobre productividad científica. La mayoría opta por omitir el periodo de publicación de modo que la ecuación (1) se reduce a:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \gamma cohorte_i + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (2)$$

Aunque algunos trabajos omiten la cohorte, dando lugar a:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \delta periodo_t + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (3)$$

Una razón que, probablemente, explica la preferencia a estimar (2) en vez de (3) es que facilita la estimación del modelo de efectos fijos para afrontar la heterogeneidad individual no observada<sup>18</sup>. Sin embargo, las estimaciones de los efectos experiencia y cohorte pueden estar sesgadas al no tener en cuenta la tendencia mundial a publicar más artículos científicos que se ha extendido en todas las disciplinas científicas durante las últimas décadas.

La introducción de restricciones sobre las variables es la otra solución que más frecuentemente se adopta en los trabajos sobre productividad científica. Entre las restricciones resulta común la agrupación de las cohortes generacionales en intervalos representados por variables ficticias. En este caso (1) se transforma en:

---

<sup>18</sup> El método de estimación más frecuente del modelo de efectos fijos consiste en eliminar el efecto individual no observado, que se considera invariable en  $t$ , haciendo la diferencia entre la observación correspondiente a  $t$  y  $t-1$ . Como tanto la experiencia, como el periodo se incrementan en una unidad, este método genera colinealidad perfecta entre las diferencias de ambas variables. Lo mismo sucede si las diferencias se realizan respecto la media (estimador intragrupos).

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \gamma_k^* \sum_{k=2}^{Kc} Dcohorte_{i,k} + \delta periodo_t + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (4)$$

Donde *Dcohorte* es una variable ficticia que representa la cohorte del individuo *i* y *Kc* indica el número total de cohortes incluidas en el modelo. Nótese que  $\alpha$  mide el efecto de la primera cohorte, la cual se utiliza como categoría base. Similarmente, la variable periodo puede ser agrupada y transformada en distintas variables ficticias de modo que (1) se convierte en:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \gamma cohorte_i + \delta_k^* \sum_{k=2}^{Kp} Dperiodo_{t,k} + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (5)$$

Donde *Dperiodo* es una variable ficticia que representa el periodo de publicación *t* y *Kp* indica el número total de periodos incluidos en el modelo. Nótese que  $\alpha$  mide el efecto del primer periodo, el cual se adopta como categoría base. Si se emplean conjuntamente variables ficticias para las cohortes y los periodos (1) se transforma en:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \gamma_k^* \sum_{k=2}^{Kc} Dcohorte_{i,k} + \delta_k^* \sum_{k=2}^{Kp} Dperiodo_{t,k} + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (6)$$

Finalmente, ambos abordajes se pueden combinar resultando en:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \gamma_k^* \sum_{k=2}^{Kc} Dcohorte_{i,k} + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (7)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \delta_k^* \sum_{k=2}^{Kp} Dperiodo_{t,k} + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (8)$$

El problema del empleo de variables ficticias es que, tal como apunta Rodgers (1982), las estimaciones pueden ser sensibles al criterio de agrupación empleado y, en ocasiones,

generar resultados inconsistentes. Esto sucede, sobre todo, cuando la combinación de categorías entre las distintas variables cuenta con pocas observaciones (Hall, Mairesse, y Turner 2007).

La segunda dificultad que aborda la estimación de las ecuaciones anteriores es que la variable explicada no satisface las condiciones requeridas para aplicar Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). En particular, la variable  $IFIn1m$  se caracteriza por estar altamente censurada en el valor cero. La censura tiene lugar porque un artículo es producido por sus autores solo si el valor esperado de su publicación compensa el esfuerzo realizado. El valor de los artículos se mide en términos del factor de impacto JCR de la revista donde este aparece publicado dividido por el correspondiente número de autores. Cuando el artículo no se publica o bien aparece publicado en una revista que no es JCR, el valor de la producción no se puede observar y se censura en cero. Por este motivo se emplea el modelo Tobit, el cual fue propuesto inicialmente por Tobin (1958) para explicar la demanda en bienes de consumo duradero. Este modelo ha sido aplicado en el análisis de la productividad científica en Levin y Stephan (1991).

Finalmente, la heterogeneidad individual no observable resulta un serio problema en las estimaciones. Por un lado, está bien establecido en la literatura sobre productividad académica que hay grandes diferencias entre la productividad de los individuos a causa de la distribución natural del talento o de la motivación personal para la publicación científica. Estos efectos individuales serían, pues, fijos en el tiempo e independientes entre los individuos. Por otro lado, se considera que los efectos fijos individuales pueden estar correlacionados con las variables explicativas incluidas. En las especificaciones anteriores resulta razonable esperar correlación de los efectos fijos individuales con las variables que corresponden a doctorarse en el extranjero y las cohortes generacionales.

La estimación del modelo Tobit sobre datos de panel se puede realizar calculando estadísticos Pooled o bien de efectos aleatorios. El modelo Tobit con efectos fijos condicionales no puede ser estimado (Cameron y Trivedi 1998). Por este motivo, como Levin y Stephan (1991), se añaden  $N-1$  variables ficticias a las distintas especificaciones de forma que cada una de ellas identifica a un individuo de la muestra, salvo a uno de ellos que es adoptado como categoría de referencia. De este modo se realizan estimaciones del

modelo Tobit con efectos fijos incondicionales. Adicionalmente se emplean errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

La estimación de los efectos fijos incondicionales en los modelos Tobit presenta diferentes inconvenientes. En primer lugar, este tipo de estimaciones ha sido normalmente criticada por estar potencialmente sesgada a causa del problema de parámetros incidentales (Lancaster 2000). Sin embargo Greene (2004), en base a simulaciones de Monte Carlo, sugiere que tales sesgos no existen o bien son muy pequeños, sobre todo cuando se cuentan con cinco o más periodos. En segundo lugar, la estimación de los efectos fijos requiere que los individuos tengan al menos dos observaciones y una de ellas sea distinta de cero. La muestra propuesta satisface la primera condición, sin embargo la segunda requiere excluir a cerca de la mitad de los individuos (42%). En tercer lugar, al incorporar los efectos fijos individuales, se eliminan las variables correspondientes a cohortes generacionales, sexo y doctorado extranjero, las cuales quedan absorbidas. De este modo la ecuación (2) y (7) se transforma en:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \mu_n^* \sum_{k=2}^n Dind\_pub_{t,k} + v_{it} \quad (9)$$

Donde  $Dind\_pub$  es una variable ficticia que representa a los individuos de la muestra que cuentan con al menos una publicación en algún periodo  $t$  y  $n$  indica el número total de individuos incluidos. Por su parte la ecuación (3) y (4) se transforman en:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \delta periodo_t + \mu_n^* \sum_{k=2}^n Dind\_pub_{t,k} + v_{it} \quad (10)$$

Finalmente, la ecuación (5), (6) y (8) quedan reducidas a:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it} \times exp_{it} + \delta_k^* \sum_{k=2}^{kp} Dperiodo_{t,k} + \mu_n^* \sum_{k=2}^n Dind\_pub_{t,k} + v_{it} \quad (11)$$

A fin de recuperar los efectos cohorte, así como los correspondientes a las otras variables individuales que no varían en el tiempo, estos efectos son estimados en una segunda etapa como hacen Turner y Mairesse (2003). Para ello los valores predichos de las estimaciones

con efectos fijos individuales son adoptados como variable explicada y las variables individuales fijas que se proponen para explicar la productividad académica como variables explicativas. En este caso las estimaciones se realizan mediante el método MCO. Sin embargo estas estimaciones deben ser tomadas con cautela por haberse eliminado de la muestra a los individuos que no tienen ninguna publicación.

A causa de estas limitaciones se estima también el modelo Pooled Tobit. Las estimaciones Pooled consideran que todas las observaciones pertenecen a individuos distintos, sin tener en cuenta que estos son los mismos durante los distintos periodos. En la estimación Pooled Tobit se emplea la muestra restringida a los individuos con al menos una publicación, tal como aplica en la estimación de efectos fijos, y, además, se emplea la muestra completa, la cual incluye a los individuos que no han publicado nada en el periodo de análisis. Adicionalmente se emplea también el modelo MCO con el fin de comparar la robustez de los resultados.

Anteriormente se ha indicado que (1) impone que la experiencia tiene el mismo efecto sobre la productividad científica en todas las cohortes. Sin embargo, a partir de finales de la década de 1990 se han realizado sucesivas reformas legislativas en España y Cataluña para incentivar la producción científica, sobre todo artículos en revistas JCR, por parte del profesorado de las universidades públicas. Estas reformas han podido tener efectos diferentes en las distintas cohortes. Para testar esta hipótesis y relajar el supuesto que la experiencia tiene el mismo efecto sobre la productividad en todas las cohortes, con el modelo Pooled Tobit se estiman las siguientes ecuaciones:

$$y_{it} = \alpha + \gamma_k^* \sum_{k=1}^{Kc} Dcohort_{i,k} (\beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2) + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (12)$$

$$y_{it} = \alpha + \gamma_k^* \sum_{k=1}^{Kc} Dcohort_{i,k} (\beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2) + \delta_k^* \sum_{k=2}^{Kp} Dperiodo_{t,k} + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (13)$$

La diferencia entre las ecuaciones anteriores consiste en la incorporación de variables ficticias para distintos subperiodos en (11). Además, con el modelo Tobit con efectos fijos mediante variables ficticias individuales, se estiman las siguientes ecuaciones:

$$y_{it} = \alpha + \gamma_k^* \sum_{k=1}^{Kc} Dcohorte_{i,k} (\beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2) + \mu_n^* \sum_{k=2}^n Dind\_pub_{t,k} + v_{it} \quad (14)$$

$$y_{it} = \alpha + \gamma_k^* \sum_{k=1}^{Kc} Dcohorte_{i,k} (\beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2) + \delta_k^* \sum_{k=2}^{Kp} Dperiodo_{t,k} + \mu_n^* \sum_{k=2}^n Dind\_pub_{t,k} + v_{it} \quad (15)$$

Estas ecuaciones se distinguen, respectivamente, de (10) y (11) en la incorporación de los efectos fijos individuales.

Finalmente otra supuesto implícito en (1) es que el talento o la predisposición natural de los individuos para publicar, esto es los efectos fijos individuales no observables, no tiene ningún efecto sobre la relación entre experiencia y productividad científica. Para analizar este comportamiento las ecuaciones (10) y (11) se transforman en:

$$y_{it} = \alpha + \gamma_m^* \sum_{k=1}^{Kt} Dtop_{i,j} \sum_{k=1}^{Kc} Dcohorte_{i,k} (\beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2) + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (16)$$

$$y_{it} = \alpha + \gamma_m^* \sum_{k=1}^{Kt} Dtop_{i,j} \sum_{k=1}^{Kc} Dcohorte_{i,k} (\beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2) + \delta_k^* \sum_{k=2}^{Kp} Dperiodo_{t,k} + \theta_1 mujer_i + \theta_2 doctorado\_extr + v_{it} \quad (17)$$

Y las ecuaciones (12) y (13) en:

$$y_{it} = \alpha + \gamma_m^* \sum_{k=1}^{Kt} Dtop_{i,j} \sum_{k=1}^{Kc} Dcohorte_{i,k} (\beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2) + \mu_n^* \sum_{k=2}^n Dind\_pub_{t,k} + v_{it} \quad (18)$$

$$y_{it} = \alpha + \gamma_m^* \sum_{k=1}^{Kt} Dtop_{i,j} \sum_{k=1}^{Kc} Dcohorte_{i,k} (\beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2) + \delta_k^* \sum_{k=2}^{Kp} Dperiodo_{t,k} + \mu_n^* \sum_{k=2}^n Dind\_pub_{t,k} + v_{it} \quad (19)$$

Donde  $Dtop_{i,j}$  son variables ficticias para diferentes niveles de producción científica individual. Para determinar dichos niveles se emplea la productividad de los primeros seis años dentro de cada cohorte, como hacen Conley et al. (2013). Primero se ordenan todos los individuos dentro de cada cohorte de acuerdo al factor de impacto medio que han tenido las publicaciones de sus primeros seis años desde la finalización de su doctorado<sup>19</sup>. A continuación, se construye una variable ficticia que identifica los individuos que ocupan el primer quintil (P80 a P100), otra para el segundo quintil (P60-P80) y otra para el resto de investigadores. Finalmente las ecuaciones (16) y (17) se estiman mediante Pooled Tobit y las ecuaciones (18) y (19) mediante Tobit con efectos fijos incondicionales<sup>20</sup>.

### 3. Resultados

#### 3.1. Efectos de ciclo vital y de cohorte

La Tabla 5 muestra los resultados de la estimación de las expresiones (9), (10) y (11) mediante el modelo Tobit con efectos fijos incondicionales, esto es introduciendo variables ficticias para cada individuo, sobre la muestra de individuos que cuentan con al menos una publicación JCR entre 1990 y 2015. Las especificaciones econométricas se diferencian en cómo el periodo de publicación ha sido introducido en la ecuación correspondiente: En (9) el periodo de publicación se omite; en (10) se incluye como variable continua; y, en (11) mediante variables ficticias distinguiendo cuatro subperiodos de publicación (1990-1995, 1996-2001, 2002-2007, 2008-2015). Todas las estimaciones han sido calculadas con errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

<sup>19</sup> Los autores determinan los quintiles mediante la suma total del número de publicaciones American Economic Review equivalentes, utilizando el factor de impacto y ponderando por el número de coautores.

<sup>20</sup> A diferencia de los autores no se realizan estimaciones independientes para cada quintil para facilitar las comparaciones de los comportamientos de ciclo vital. Como los autores se prefiere la estimación de los efectos de los quintiles mediante variables ficticias en la regresión Tobit a la estimación mediante la regresión cuantílica porque es un método más sensible (Koenker 2004) y facilita la comparación con los resultados de los apartados anteriores.

Los coeficientes estimados que corresponden a la variable experiencia y a su cuadrado son estadísticamente muy significativos ( $p$ -valor  $< 0.01$ ). En todos los casos los coeficientes estimados presentan los signos que sostienen una relación en forma de U invertida entre la experiencia y la producción científica. En cambio se observan diferencias importantes entre los valores estimados para la experiencia. El valor del coeficiente estimado en (10) y (11) resulta un 23% y 15% inferior que en (9), respectivamente. Nótese que la suma de los coeficientes estimados de las variables experiencia y periodo en (10) coincide con el coeficiente estimado de experiencia en (9). Estas diferencias entre estimaciones son menores en el caso del cuadrado de la experiencia. Así, el valor estimado en (9) y en (10) es el mismo, mientras que en (11) resulta un 8% inferior. Como resultado de todo ello, en (9) se alcanza una producción máxima a los 17,6 años de experiencia, en (10) a los 13,6 años y en (11) a 16,4 años.

TABLA 5: ESTIMACIONES TOBIT CON EFECTOS FIJOS INCONDICIONALES. MUESTRA REDUCIDA

Variable	Ecuación (9)	Ecuación (10)	Ecuación (11)
Exp	0,082 *** (5,62)	0,063 *** (4,50)	0,070 *** (3,45)
Exp2	-0,023 *** (-3,78)	-0,023 *** (-3,78)	-0,021 *** (-3,18)
Periodo		0,019 *** (4,12)	
Dperiodo			
1996-2001			0,179 ns (1,11)
2002-2007			0,245 ns (1,28)
2008-2015			0,277 ns (1,18)
Dind_pub	Sí	Sí	Sí
Constante	-0,850 *** (-10,18)	-1,096 *** (-8,93)	-1,044 *** (-6,08)
Sigma	0,647	0,647	0,647
N	2.071	2.071	2.071
log likelihood	-1.323	-1.323	-1.322

En paréntesis el valor t. \*\*\*  $p$ -valor  $< 0,01$ , \*\*  $p$ -valor  $< 0,05$ , \*  $p$ -valor  $< 0,1$ , ns: no significativo. Se han empleado errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

Así pues, la existencia de una relación en forma de U inversa entre la experiencia y la producción científica no depende de la introducción de la variable correspondiente al periodo de publicación. Dicho esto, la introducción de los periodos de publicación en la especificación econométrica acentúa la curvatura de la forma de U inversa en la producción de ciclo vital, tal como se ilustra en la Figura 2.

El efecto periodo se ha estimado mediante el empleo de una variable continua en (10) y variables ficticias en (11). La estimación como variable continua sostiene la existencia de un efecto periodo sobre la productividad científica individual, el cual resulta positivo y creciente a lo largo del tiempo. Cuando se emplean variables ficticias para distintos subperiodos, cada una de ellas resulta estadísticamente no significativa, aunque la hipótesis de no significatividad conjunta es rechazada por el Test de Wald<sup>21</sup>.

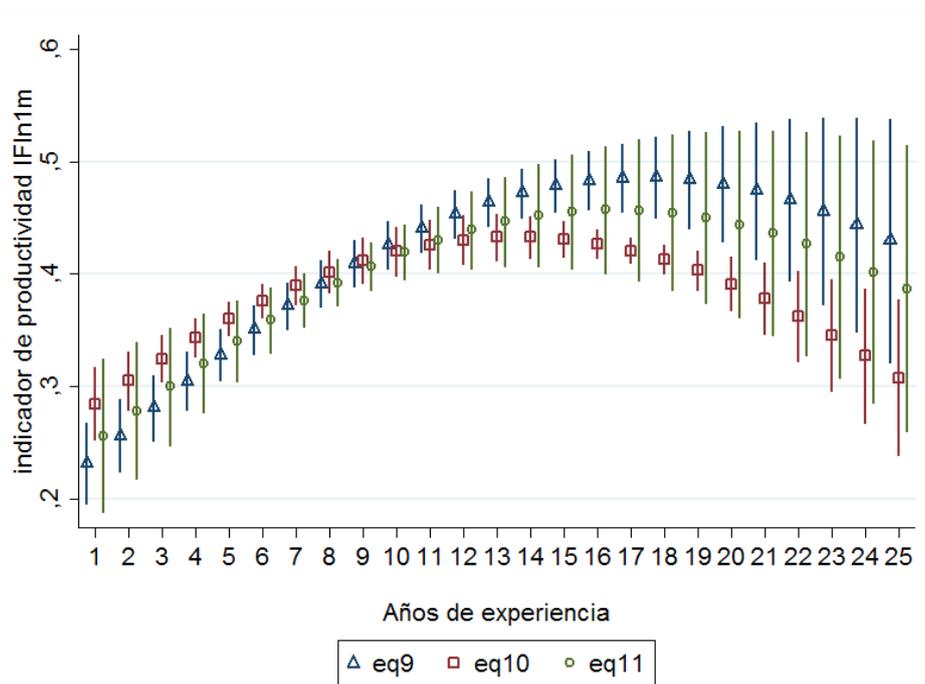


FIGURA 2: PROBABILIDAD ESPERADA. ESTIMACIONES TOBIT CON EFECTOS FIJOS INCONDICIONALES. MUESTRA REDUCIDA.

La Tabla 6 muestra los resultados de la estimación de las ecuaciones (2) a (8) mediante el modelo Pooled Tobit sobre la muestra reducida de individuos que cuentan con al menos una publicación JCR entre 1990 y 2015. Las especificaciones econométricas se diferencian entre ellas por cómo los efectos periodo y cohorte han sido incorporados. Todas las estimaciones han sido calculadas con errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

<sup>21</sup> Estos resultados no varían sustancialmente cuando introducen variables ficticias para cada año de publicación

TABLA 6: ESTIMACIONES POOLED TOBIT. MUESTRA REDUCIDA

	Ecuación (2)	Ecuación (3)	Ecuación (4)	Ecuación (5)	Ecuación (6)	Ecuación (7)	Ecuación (8)
Exp	0,086 *** (5,42)	0,023 ns (1,49)	0,008 ns (0,25)	0,068 *** (3,19)	0,046 ** (2,53)	0,088 *** (5,77)	0,021 ns (1,32)
Exp2	-0,023 *** (-3,43)	-0,023 *** (-3,43)	-0,023 *** (-3,69)	-0,021 *** (-2,87)	-0,020 *** (-3,00)	-0,025 *** (-3,85)	-0,018 ** (-2,63)
Periodo		0,126 *** (6,15)	0,155 ** (2,23)				
Dperiodo							
1996-2001				0,171 (1,07)	0,289 * (1,76)		0,439 *** (2,97)
2002-2007				0,284 *** (1,53)	0,536 *** (2,59)		0,816 *** (5,11)
2008-2015				0,342 *** (1,49)	0,733 *** (2,76)		1,172 *** (6,02)
Doctorado_ext	0,433 *** (3,73)	0,433 *** (3,73)	0,442 *** (3,69)	0,435 *** (3,76)	0,416 *** (3,53)	0,394 *** (3,33)	0,419 *** (3,66)
Mujer	-0,198 ** (-2,17)	-0,198 ** (-2,17)	-0,196 * (-2,14)	-0,199 ** (-2,18)	-0,194 ** (-2,11)	-0,189 ** (-2,05)	-0,199 ** (-2,19)
Cohorte	0,063 *** (6,15)			0,050 *** (3,34)			
Dcohorte							
C9599			-0,042 ns (-0,21)		0,181 ns (1,36)	0,345 *** (2,90)	
C0004			-0,197 ns (-0,60)		0,213 ns (1,30)	0,510 *** (4,03)	
C0509			-0,165 ns (-0,33)		0,481 ** (2,29)	0,938 *** (6,33)	
Dind_pub	No						
Constante	-1,320 *** (-8,16)	-1,320 *** (-8,16)	-1,371 ** (-2,25)	-1,351 *** (-6,85)	-1,175 *** (-6,91)	-1,106 *** (-7,71)	-1,118 *** (-6,79)
Sigma	0,892	0,892	0,891	0,892	0,894	0,896	0,896
N	2.071	2.071	2.071	2.071	2.071	2.071	2.071
log likelihood	-1.753	-1.753	-1.751	-1.752	-1.755	-1.761	-1.759

En paréntesis el valor t. \*\*\*  $p$ -valor < 0,01, \*\*  $p$ -valor < 0,05, \*  $p$ -valor < 0,1, ns: no significativo. Errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

Los coeficientes de la experiencia no son siempre estadísticamente significativos, tal como sucede en la estimación de (3), (4) y (8). En todos los casos los coeficientes significativos tienen signo positivo. El valor estimado en (5) resulta un 21% inferior que en (2) y (7). Nótese que en (3) y en (4) la suma de los coeficientes de experiencia y periodo es muy similar al coeficiente de experiencia en (2). En cambio, los coeficientes del cuadrado de la experiencia son siempre estadísticamente significativos ( $p$ -valor < 0.05) o muy significativos ( $p$ -valor < 0.01). Su valor en las estimaciones de (2), (3), (4) y (7) resulta muy similar, pero en (5), (6) y (8) al introducir el periodo como variables ficticias se reduce un 11%, 14% y 21%, respectivamente.

En consecuencia, la relación en forma de U inversa entre la experiencia y la producción científica individual en las estimaciones Pooled Tobit, a diferencia de las estimaciones Tobit con efectos fijos incondicionales, depende de cómo las variables periodo y cohorte son incorporadas al modelo. En particular se observa que la elección entre variables

ficticias o variables continuas del periodo y la cohorte resulta determinante en la significatividad estadística de la variable experiencia. Así, cuando el periodo se trata como una variable continua junto a la experiencia, el término lineal de esta resulta no significativo estadísticamente. En cambio, cuando el periodo se introduce con variables ficticias, la significatividad del término lineal de la experiencia depende de cómo se incorpora la cohorte en el modelo.

Por su parte, la variable periodo aparece en todas las estimaciones Pooled Tobit con significatividad estadística, tal como sucede en las estimaciones Tobit con efectos fijos incondicionales. Cuando se introduce como variable continua no se rechaza una relación lineal positiva. Sin embargo, cuando se introduce en forma de variables ficticias se aprecia una desaceleración en los últimos años observados.

En las estimaciones Pooled Tobit los coeficientes estimados para la cohorte sólo aparecen con significatividad estadística cuando el periodo es omitido o bien este es introducido en el modelo mediante variables ficticias. En las estimaciones Tobit con efectos fijos incondicionales la variable cohorte es absorbida por las variables ficticias individuales, de modo que no cuenta con coeficientes estimados.

La Tabla 7 muestra las estimaciones en segunda etapa de los coeficientes de las variables que no varían a lo largo del tiempo en los modelos. Los coeficientes estimados en (2) y (5), cuando la cohorte se trata como variable continúa, son estadísticamente significativos, con signo positivo y con valores similares a los presentados en la Tabla 6 con las estimaciones Pooled Tobit. En (4), (6) y (7), cuando la cohorte se introduce como variables ficticias, se aprecia que un efecto cohorte positivo y creciente, sobre todo en la más reciente.

TABLA 7: ESTIMACIONES MCO EN SEGUNDA ETAPA. MUESTRA REDUCIDA

	Ecuación (2)	Ecuación (3)	Ecuación (4)	Ecuación (5)	Ecuación (6)	Ecuación (7)	Ecuación (8)
Doctorado_ext	0,373 *** (3,63)	0,288 *** (2,67)	0,352 *** (3,35)	0,372 *** (3,60)	0,351 *** (3,33)	0,352 *** (3,35)	0,289 *** (2,63)
Mujer	-0,165 ** (-2,19)	-0,154 * (-1,99)	-0,159 ** (-2,09)	-0,165 ** (-2,18)	-0,159 ** (-2,09)	-0,159 ** (-2,09)	-0,154 * (-1,94)
Cohorte	0,043 *** (5,28)			0,044 *** (5,39)			
Dcohorte							
C9599			0,282 *** (2,96)		0,291 *** (3,05)	0,282 *** (2,96)	
C0004			0,365 *** (3,68)		0,376 *** (3,79)	0,365 *** (3,68)	
C0509			0,654 *** (5,20)		0,665 *** (5,28)	0,654 *** (5,20)	
Constante	-0,606 *** (-6,95)	-0,247 *** (-4,74)	-0,486 *** (-5,99)	-0,617 *** (-7,04)	-0,495 *** (-6,07)	-0,486 *** (-5,99)	-0,249 *** (-4,75)
N	2.071	2.071	2.071	2.071	2.071	2.071	2.071
log likelihood	-1.808	-1.917	-1.817	-1.821	-1.831	-1.817	-1.935

La variable explicada son los valores predichos de la estimación Pooled Tobit con muestra reducida: en (2) y (7) corresponden a (9); en (3) y (4) a (10); y, finalmente, en (5), (6) y (8) a (11). En paréntesis el valor t. \*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1, ns: no significativo. Errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

TABLA 8: ESTIMACIONES POOLED TOBIT. MUESTRA AMPLIA

	Ecuación (2)	Ecuación (3)	Ecuación (4)	Ecuación (5)	Ecuación (6)	Ecuación (7)	Ecuación (8)
Exp	0,080 *** (5,41)	0,014 ns (0,90)	-0,007 ns (-0,20)	0,061 *** (3,18)	0,034 * (1,90)	0,081 *** (5,76)	0,011 ns (0,73)
Exp2	-0,021 *** (-3,33)	-0,021 *** (-3,33)	-0,021 *** (-3,54)	-0,019 *** (-2,79)	-0,017 *** (-2,80)	-0,023 *** (-3,77)	-0,016 ** (-2,50)
Periodo		0,133 *** (6,00)	0,172 ** (2,28)				
Dperiodo							
1996-2001				0,222 ns (1,42)	0,335 ** (2,04)		0,509 *** (3,43)
2002-2007				0,336 * (1,91)	0,612 *** (2,87)		0,902 *** (5,45)
2008-2015				0,393 * (1,83)	0,829 *** (2,93)		1,276 *** (6,07)
Doctorado_ext	0,719 *** (5,31)	0,719 *** (5,31)	0,728 *** (5,28)	0,722 *** (5,34)	0,712 *** (5,25)	0,697 *** (5,16)	0,709 *** (5,28)
Mujer	-0,271 *** (-2,63)	-0,271 *** (-2,63)	-0,267 *** (-2,59)	-0,271 *** (-2,64)	-0,267 *** (-2,58)	-0,263 ** (-2,54)	-0,269 *** (-2,62)
Cohorte	0,067 *** (6,00)			0,053 *** (3,60)			
Dcohorte							
C9599			0,008 ns (0,04)		0,265 * (1,91)	0,454 *** (3,58)	
C0004			-0,270 ns (-0,76)		0,185 ns (1,07)	0,514 *** (3,80)	
C0509			-0,196 ns (-0,36)		0,520 ** (2,21)	1,030 *** (6,00)	
Dind_pub	No	No	No	No	No	No	No
Constante	-1,836 *** (-10,17)	-1,836 *** (-6,05)	-1,916 ** (-8,51)	-1,903 *** (-3,65)	-1,719 *** (-9,13)	-1,635 *** (-10,25)	-1,660 *** (-8,98)
Sigma	1,025	1,025	1,022	1,025	1,026	1,029	1,029
N	3.619	3.619	3.619	3.619	3.619	3.619	3.619
log likelihood	-2.243	-2.243	-2.237	-2.242	-2.241	-2.249	-2.250

En paréntesis el valor t. \*\*\* p-valor<0,01, \*\* p-valor<0,05, \* p-valor<0,1, ns: no significativo. Errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

Finalmente, la Tabla 8 muestra los resultados de la estimación de las ecuaciones (2) a (8) mediante el modelo Pooled Tobit cuando se emplea la muestra amplia con los individuos que no cuentan con publicaciones JCR entre 1990 y 2015. Todas las estimaciones han sido calculadas con errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

La comparación de los resultados de las estimaciones Pooled Tobit con muestra amplia (ver Tabla 8) y reducida (ver Tabla 6) muestra que la exclusión de los individuos que no han publicado ningún artículo JCR durante el periodo de análisis no tiene efectos importantes en las estimaciones. El efecto más destacado consiste en el aumento del valor de los coeficientes estimados de la variable doctorado en el extranjero. Este resultado resulta consistente con el hecho que esta variable esté relacionada con la probabilidad de que un individuo publique en revistas JCR a lo largo de su carrera académica.

### **3.2. Ciclos vitales específicos por cohortes**

En este apartado se profundiza en los resultados obtenidos sobre los efectos de ciclo vital mediante un análisis separado por cohortes. Hasta ahora se ha impuesto que la productividad científica individual tiene el mismo comportamiento de ciclo vital en las distintas cohortes. Sólo se ha permitido la posibilidad de que las cohortes tengan un efecto constante sobre los niveles de productividad. Sin embargo, durante el periodo analizado en este trabajo se han producido importantes cambios en el contexto de las universidades públicas catalanas que pueden haber propiciado diferentes comportamientos de ciclo vital en las cohortes.

La Tabla 9 muestra los resultados de las estimaciones de (12), (13), (14) y (15) que permiten diferentes efectos de los años de experiencia en cada cohorte mediante interacciones entre estas variables. En todas las estimaciones la cohorte es introducida mediante variables ficticias que distinguen 4 cohortes generacionales (C9094, C9599, C0004, C0509). En (13) y (15) el periodo es introducido mediante variables ficticias distinguiendo a su vez 4 subperiodos ((1990-1995, 1996-2001, 2002-2007, 2008-2015). En (12) y (13) son estimaciones Pooled Tobit, mientras que en (14) y (15) son Tobit con efectos fijos incondicionales mediante variables ficticias para los individuos. En todos los casos se emplea la muestra reducida de investigadores con al menos una publicación JCR

en el periodo de análisis. Además todas las estimaciones han sido calculadas con errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo

TABLA 9: ESTIMACIONES POOLED TOBIT Y TOBIT CON EFECTOS FIJOS INCONDICIONALES CON CICLOS VITALES ESPECÍFICOS POR COHORTES. MUESTRA REDUCIDA

	Ecuación (12)	Ecuación (13)	Ecuación (14)	Ecuación (15)
Exp# Dcohorte				
C9094	0,033 * (1,67)	0,019 (0,97)	0,063 *** (2,65)	0,041 (1,20)
C9599	0,156 *** (6,14)	0,121 *** (4,40)	0,122 *** (4,35)	0,127 ** (3,22)
C0004	0,216 *** (6,10)	0,155 *** (3,77)	0,151 *** (3,62)	0,161 *** (3,43)
C0509	0,468 *** (6,31)	0,351 *** (4,32)	0,404 *** (5,20)	0,414 *** (5,22)
Exp2# Dcohorte				
C9094	-0,001 (-0,07)	-0,001 (-0,18)	-0,012 (-1,39)	-0,003 (-0,33)
C9599	-0,068 *** (-5,26)	-0,058 *** (-4,33)	-0,051 *** (-3,79)	-0,051 *** (-3,05)
C0004	-0,116 *** (-5,23)	-0,087 *** (-3,67)	-0,075 *** (-3,20)	-0,078 *** (-3,18)
C0509	-0,379 *** (-4,34)	-0,285 *** (-3,20)	-0,321 *** (-4,02)	-0,328 *** (-4,05)
Doctorado_ext	0,400 *** (3,39)	0,419 *** (3,55)		
Mujer	-0,193 ** (-2,10)	-0,196 ** (-2,13)		
Dperiodo				
1996-2001		0,304 ** (2,09)		0,197 (1,13)
2002-2007		0,419 ** (2,50)		0,161 (0,74)
2008-2015		0,534 ** (2,50)		0,117 (0,46)
Dind_pub	No	No	Sí	Sí
Constante	-0,896 *** (-8,34)	-1,113 *** (-6,93)	-0,983 *** (-6,28)	-1,167 *** (-4,71)
Sigma	0,888	0,886	0,638	0,637
N	2.071	2.071	2.071	2.071
log likelihood	-1.744	-1.740	-1.301	-1.300

En paréntesis el valor t. \*\*\*  $p$ -valor < 0,01, \*\*  $p$ -valor < 0,05, \*  $p$ -valor < 0,1, ns: no significativo. Errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

Excepto para la primera cohorte (C9094), se observan coeficientes estadísticamente significativos que sugieren una relación en forma de U invertida entre la experiencia y la producción científica individual. En el caso de la cohorte C9094 no se encuentra una relación entre experiencia y productividad científica, salvo en la estimación de (12) y (14) en la que no se rechaza una relación lineal positiva.

Estos resultados se complementan con los aportados por la Tabla 10, donde aparece el año de experiencia en que las distintas cohortes alcanzan un máximo en la producción individual media según las estimaciones anteriores. A pesar de las diferencias en los

coeficientes estimados de la variable experiencia y su cuadrado, se observa que el máximo estimado para cada cohorte resulta muy similar en las distintas estimaciones, sobre todo en la cohorte más reciente (C0509). Además, los resultados indican que las cohortes más recientes alcanzan la producción media máxima de forma más temprana que las precedentes.

TABLA 10: AÑO DE EXPERIENCIA EN QUE SE ALCANZA EL MÁXIMO EN LA PRODUCCIÓN INDIVIDUAL MEDIA CON CICLOS VITALES ESPECÍFICOS POR COHORTES. MUESTRA REDUCIDA

	Ecuación (12)	Ecuación (13)	Ecuación (14)	Ecuación (15)
C9094	na	na	na	na
C9599	11,3	9,3	11,5	11,0
C0004	8,6	7,2	9,2	9,0
C0509	5,9	5,7	6,2	6,2

### 3.3. Efectos cohorte y de ciclo vital según la productividad inicial

La Tabla 11 muestra las estadísticas descriptivas de la suma del factor de impacto de los artículos publicados por los individuos de la muestra reducida durante los seis primeros años de carrera académica dividida por el número total de autorías, IFIn1t6. Se constatan grandes diferencias entre los individuos más productivos y el resto, especialmente en la cohorte más reciente.

TABLA 11: ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LA PRODUCTIVIDAD A LOS 6 AÑOS DE EXPERIENCIA ACADÉMICA, IFIn1t6

	Media	SD	P25	P50	P60	P80	P90	P95
C9094	0,167	0,265	0,007	0,042	0,075	0,362	0,599	0,659
C9599	0,186	0,292	0,024	0,078	0,124	0,265	0,510	0,714
C0004	0,181	0,247	0,011	0,063	0,109	0,359	0,550	0,723
C0509	0,370	0,435	0,041	0,160	0,360	0,590	1,431	1,632

Por ello la exploración de los comportamientos de ciclo vital se completa en este apartado analizando si los individuos inicialmente más productivos de cada cohorte tienen un comportamiento distinto al resto. El procedimiento seguido se basa en Conley et al. (2013). Primero se ordenan todos los individuos dentro de cada cohorte de acuerdo a la productividad inicial, IFIn1t6. A continuación, se construye una variable ficticia que identifica los individuos que ocupan el primer quintil (P80 a P100) de su cohorte, otra para el segundo (P60-P80) y, finalmente otra para el resto.

La Tabla 12 muestra los resultados de las estimaciones Pooled Tobit y Tobit con efectos fijos incondicionales, permitiendo que la experiencia tenga efectos diferentes según la productividad inicial y la cohorte<sup>22</sup>. En general, no se rechaza la relación en forma de U inversa entre la productividad y la experiencia. Las excepciones aparecen entre los menos productivos de la cohorte C9094 y entre los más productivos de la cohorte C0509. En el primer caso, además se rechaza la existencia de una relación lineal. En el segundo caso, las estimaciones Pooled no rechazan una relación lineal positiva entre experiencia y productividad, pero las estimaciones con efectos fijos incondicionales la rechazan, de modo que los resultados no son concluyentes.

Por último, la Tabla 13 presenta los años en que se alcanza la producción media máxima en las estimaciones anteriores. En los individuos más productivos se observa una tendencia a la acentuación de la forma de U inversa en las cohortes más recientes, de modo que la producción máxima se alcanza antes. En los individuos menos productivos esta tendencia se aprecia menos claramente.

---

<sup>22</sup> A diferencia de los autores no se realizan estimaciones independientes para cada quintil para facilitar las comparaciones de los comportamientos de ciclo vital. Como los autores se prefiere la estimación de los efectos de los quintiles mediante variables ficticias en la regresión Tobit a la estimación mediante la regresión cuantílica porque es un método más sensible (Koenker 2004) y facilita la comparación con los resultados de los apartados anteriores.

TABLA 12: ESTIMACIONES POOLED TOBIT Y TOBIT CON EFECTOS FIJOS INCONDICIONALES CON CICLOS VITALES POR NIVEL DE PRODUCTIVIDAD INICIAL Y COHORTES. MUESTRA REDUCIDA

	Ecuación (16)	Ecuación (17)	Ecuación (18)	Ecuación (19)
Exp#Dquintil#Dcohorte				
P080C9094	-0,018 (-1,24)	-0,024 * (-1,67)	0,023 (1,03)	0,011 (0,36)
P080C9599	0,078 *** (4,52)	0,062 *** (3,07)	0,086 *** (3,70)	0,090 *** (2,75)
P080C0004	0,094 *** (4,04)	0,064 ** (2,12)	0,108 ** (3,13)	0,114 ** (2,92)
P080C0509	0,234 *** (4,62)	0,173 ** (2,53)	0,329 *** (4,27)	0,333 *** (4,21)
P80100C9094	0,150 *** (5,22)	0,143 *** (4,85)	0,104 ** (3,27)	0,091 ** (2,12)
P80100C9599	0,291 *** (7,59)	0,273 *** (6,78)	0,195 *** (4,93)	0,199 *** (4,15)
P80100C0004	0,407 *** (12,34)	0,374 *** (9,47)	0,250 *** (4,33)	0,256 *** (4,23)
P80100C0509	0,771 *** (3,41)	0,677 *** (2,91)	0,467 (1,63)	0,473 (1,63)
Exp2#Dquintil#Dcohorte				
P080C9094	0,014 * (2,20)	0,013 * (1,94)	0,001 (0,11)	0,005 (0,54)
P080C9599	-0,034 *** (-3,65)	-0,031 *** (-3,04)	-0,038 *** (-3,29)	-0,039 *** (-2,71)
P080C0004	-0,044 ** (-2,65)	-0,031 * (-1,67)	-0,056 *** (-2,59)	-0,058 *** (-2,58)
P080C0509	-0,132 * (-2,10)	-0,084 (-1,13)	-0,243 *** (-3,31)	-0,246 *** (-3,28)
P80100C9094	-0,042 ** (-3,16)	-0,043 *** (-3,10)	-0,026 ** (-1,98)	-0,021 (-1,36)
P80100C9599	-0,121 *** (-5,56)	-0,117 *** (-5,30)	-0,076 *** (-3,22)	-0,076 *** (-3,00)
P80100C0004	-0,196 *** (-7,31)	-0,181 *** (-6,28)	-0,096 ** (-2,26)	-0,098 ** (-2,31)
P80100C0509	-0,679 (-1,66)	-0,569 (-1,38)	-0,334 (-0,70)	-0,341 (-0,71)
Doctorado_ext	0,192 *** (2,96)	0,203 *** (3,18)		
Mujer	-0,045 (-0,92)	-0,047 (-0,97)		
Dperiodo				
1996-2001		0,167 (1,38)		0,122 (0,76)
2002-2007		0,205 (1,53)		0,092 (0,47)
2008-2015		0,291 * (1,77)		0,074 (0,31)
Dind_pub	No	No	Sí	Sí
Constante	-0,693 *** (-8,55)	-0,807 *** (-6,22)	-0,802 *** (-6,73)	-0,910 *** (-4,16)
Sigma	0,695	0,694	0,611	0,611
N	2.071	2.071	2.071	2.071
log likelihood	-1.457	-1.455	-1.264	-1.263

En paréntesis el valor t. \*\*\*  $p$ -valor < 0,01, \*\*  $p$ -valor < 0,05, \*  $p$ -valor < 0,1, ns: no significativo. Errores estándar robustos, ajustados por clúster a nivel de individuo.

TABLA 13: AÑO DE EXPERIENCIA EN QUE SE ALCANZA EL MÁXIMO DE PRODUCTIVIDAD CON CICLOS VITALES POR NIVEL DE PRODUCTIVIDAD INICIAL Y COHORTES. MUESTRA REDUCIDA

	Ecuación (16)	Ecuación (17)	Ecuación (18)	Ecuación (19)
P080 C9094	na	na	na	na
P080 C9599	11,4	9,9	11,4	11,7
P080 C0004	10,8	na	9,7	9,8
P080 C0509	8,9	na	6,8	6,8
P80100 C9094	17,8	16,7	19,9	21,4
P80100 C9599	12,0	11,6	12,9	13,0
P80100 C0004	10,4	10,4	13,0	13,0
P80100 C0509	na	na	na	na

## Conclusiones

Al analizar la productividad del profesorado con plaza permanente en los departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas catalanas la principal conclusión es que en la mayoría de los modelos especificados se aprecia una relación en forma de U invertida entre la experiencia y la productividad científica individual. Este efecto se encuentra especialmente cuando se controlan los efectos fijos individuales.

Los resultados, aunque tentativos, también sugieren que los efectos fijos individuales, generalmente asociados al talento y a la inclinación natural a publicar artículos científicos, están fuertemente influenciados por el entorno en el que se ha realizado el doctorado. En los modelos especificados se ha detectado que aquellos investigadores que han realizado su doctorado en el extranjero presentan un mayor nivel de productividad. Además se observa que las mujeres presentan un menor nivel de productividad.

Por otro lado se han encontrado evidencias favorables a un efecto positivo y creciente de las cohortes generacionales, sobre todo en aquella configurada por el profesorado que se ha doctorado entre 2005 y 2009. Esto sugiere que los individuos formados más recientemente presentan mejores condiciones para la publicación científica. No obstante, este efecto puede explicarse también como resultado de los cambios legislativos en materia universitaria que han sido introducidos progresivamente desde la Ley Orgánica de Universidades de 2001. Estos cambios han tenido como uno de sus principales objetivos la promoción de las publicaciones en revistas JCR del profesorado universitario. De este modo, las cohortes más recientes tienen mayor inclinación a publicar que las anteriores.

En los modelos que permiten diferenciar efectos de la experiencia sobre la productividad científica individual entre las cohortes generacionales se detecta que aquellas más recientes alcanzan su producción máxima con más rapidez que las precedentes. La cohorte más reciente alcanza la producción máxima aproximadamente a los seis años de haber finalizado su doctorado, esto es, en la mitad de tiempo que sus precedentes. Como el periodo de análisis máximo es de 25 años y en el caso de la cohorte más reciente solo de 10 años, estos resultados también sugieren que la forma de U inversa no podrá explicar la productividad científica individual a lo largo de toda la carrera académica. Esto podría

explicar por qué en otros trabajos con periodos de análisis más extensos se hayan encontrado evidencias a favor de una trayectoria en forma de doble joroba.

El análisis del profesorado más productivo no encuentra comportamientos de ciclo vital que resulten especialmente distintos del resto. En particular, no hay evidencias de que este profesorado mantenga un nivel de productividad, más o menos, constante a lo largo de su carrera académica.

En conjunto, los efectos experiencia y cohorte mencionados sugieren que los cambios normativos que se han propuesto incentivar las publicaciones del profesorado universitario en las revistas JCR han tenido impactos importantes en el comportamiento de ciclo vital. De este modo, los individuos han reaccionado a los nuevos incentivos o bien el sistema universitario ha seleccionado a aquellos individuos que presentan el mejor perfil de publicaciones científicas. La evolución de la productividad en forma de U inversa sugiere que los incentivos introducidos en el sistema no están convenientemente distribuidos a lo largo de la carrera académica y que estos se concentran, sobre todo, al inicio, tal como sucede en otros sistemas universitarios. Los datos disponibles en este trabajo no permiten analizar fases más avanzadas de las carreras académicas. En cualquier caso, estos resultados sugieren que en los próximos años la productividad científica del profesorado universitario no dependerá tanto de su esperado envejecimiento como de los incentivos que establezca la normativa universitaria.

## Referencias

- Allison, Paul D., y John A. Stewart. 1974. «Productivity Differences Among Scientists: Evidence for Accumulative Advantage». *American Sociological Review* 39 (4): 596-606. <http://www.jstor.org/stable/2094424>.
- Bayer, Alan E., y Jeffrey E Dutton. 1977. «Career age and research-professional activities of academic scientists: Tests of alternative nonlinear models and some implication for higher education faculty policies». *The Journal of Higher Education* 48 (3): 259-82. <http://www.jstor.org/stable/1978680>.
- Becker, Gary. 1962. «Investment in human capital: a theoretical analysis». *The Journal of Political Economy* 70 (5): 9-49. doi:10.1086/258724.
- Bergantiños, Gustavo, José María Da Rocha, y Philippe Polomé. 2002. «La investigación española en Economía». *Investigaciones Económicas* 26 (2): 373-92.
- Cameron, A. Colin, y Pravin K. Trivedi. 1998. *Regression analysis of count data*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Cole, Stephen. 1979. «Age and Scientific Performance». *American Journal of Sociology* 84 (4): 958-77. doi:10.1086/226868.
- Conley, John P., Mario J. Crucini, Robert A. Driskill, y Ali Sina Önder. 2013. «The effects of publication lags on life-cycle research productivity in economics». *Economic Inquiry* 51 (2): 1251-76. doi:10.1111/j.1465-7295.2012.00480.x.
- Costas, Rodrigo, T. N. Van Leeuwen, y María Bordons. 2010. «A bibliometric classificatory approach for the study and assessment of research performance at the individual level: The effects of age on productivity and impact». *Journal of the American Society for Information Science and Technology* 61: 1564-81.
- Diamond, Arthur M. 1986. «The Life-Cycle research productivity of Mathematicians and Scientists.pdf». *Journal of Gerontology* 41 (4): 520-25.
- . 1987. «An optimal control model of the life-cycle research productivity of scientists». *Scientometrics* 11 (3-4): 251-53.
- Dolado, Juan J., Antonio García-Romero, y Gema Zamarro. 2003. «Publishing performance in economics: Spanish rankings (1990–1999)». *Spanish Economic Review* 5 (2): 85-100. doi:10.1007/s101080300066.
- Ellison, Glenn. 2002. «The Slowdown of the Economics Publishing Process». *Journal of Political Economy* 110 (5): 947-93.
- Ferrer, Mayte López, Elena Velasco Arroyo, y Julia Osca Lluch. 2009. «Grupos de investigación españoles en Economía y Gestión: una aproximación desde el Análisis de Redes Sociales». *Cuadernos de Inteligencia Competitiva, Vigilancia Estratégica, Científica y Tecnológica* 2 (1): 45-59.
- Gonzalez-Brambila, Claudia, y Francisco M. Veloso. 2007. «The determinants of research output and impact: A study of Mexican researchers». *Research Policy* 36 (7): 1035-

51. doi:10.1016/j.respol.2007.03.005.
- Goodwin, Thomas H., y Raymond D. Sauer. 1995. «Life cycle productivity in academic research: Evidence from cumulative publication histories of academic economists». *Southern Economics Journal* 61 (3): 728-43. doi:10.2307/1060993.
- Greene, William. 2004. «Fixed Effects and Bias Due to the Incidental Parameters Problem in the Tobit Model». *Econometric Review* 23 (2): 125-47.
- Hall, Bronwyn H., Jacques Mairesse, y Laure Turner. 2007. «Identifying Age, Cohort, and Period Effects in Scientific Research Productivity: Discussion and Illustration Using Simulated and Actual Data on French Physicists». *Economics of Innovation and New Technology* 16 (2): 159-77. doi:10.1080/10438590600983010.
- Kalaitzidakis, Pantelis. 2003. «Rankings of academic journals and institutions in economics». *Journal of the European Economic Association* 1 (6): 1346-66. doi:10.1162/15424760322752566.
- Kelchtermans, Stijn, y Reinhilde Veugelers. 2011. «The great divide in scientific productivity: Why the average scientist does not exist». *Industrial and Corporate Change* 20 (1): 295-336. doi:10.1093/icc/dtq074.
- Koenker, Roger. 2004. «Quantile regression for longitudinal data». *Journal of Multivariate Analysis* 91 (1): 74-89. doi: 10.1016/j.jmva.2004.05.006.
- Lancaster, A. 2000. «The incidental parameter problema since 1948». *Journal of econometrics* 95: 391-413.
- Levin, Sharon G., y Paula E. Stephan. 1991. «Research productivity over the life cycle: Evidence for academic scientists». *Economic Review* 81 (1): 114-32. <http://www.jstor.org/stable/2006790>.
- Lissoni, Francesco, Jacques Mairesse, Fabio Montobbio, y Michele Pezzoniz. 2011. «Scientific productivity and academic promotion: A study on French and Italian physicists». *Industrial and Corporate Change* 20 (1): 253-94. doi:10.1093/icc/dtq073.
- Merton, Robert K. 1968. «The Matthew effect in science». *Science* 159 (3810): 56-63.
- . 1988. «The Matthew Effect in Science, II: Cumulative Advantage and the Symbolism of Intellectual Property». *Isis* 79 (4): 606-23.
- Oster, Sharon M., y Daniel S. Hamermesh. 1998. «Aging and productivity among economists». *The Review of Economics and Statistics* 80 (1): 154-56.
- Ramos, Raúl, Vicente Royuela, y Jordi Suriñach. 2007. «An analysis of the determinants in Economics and Business publications by Spanish universities between 1994 and 2004». *Scientometrics* 71 (1): 117-44. doi:10.1007/s11192-007-1652-9.
- Rauber, Michael, y Heinrich W. Ursprung. 2008. «Life cycle and cohort productivity in economic research: The case of Germany». *German Economic Review* 9 (4): 431-56. doi:10.1111/j.1468-0475.2008.00448.x.
- Rodgers, Willard L. 1982. «Estimable Functions of Age, Period, and Cohort Effects».

*American Sociological Review* 47 (6): 774-87. doi:10.2307/2095213.

Ruiz-Castillo, Javier. 2006. «La investigación en economía en España durante los años 90: Una revisión de la literatura». *Serie de Economía 01*. Vol. 06-02.

Schultz, Theodore W. 1963. *The economic value of education*. New York, NY: Columbia University Press.

Serra i Ramoneda, Antoni. 2014. «Reports de la recerca a Catalunya. 2003-2009. Economia». Barcelona. doi:10.2436/15.0110.16.5.

Tobin, James. 1958. «Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables». *Econometrica* 26 (1): 24-36. doi:10.2307/1907382.

Turner, Laure, y Jacques Mairesse. 2003. «Individual productivity differences in scientific research: An economic study of the publication of French physicists». <http://www.nber.org/criw/papers/mairesse.pdf>.



## CONCLUSIONES

Esta tesis analiza la productividad científica individual a lo largo de la vida del profesorado de los Departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas de Cataluña. Con ello se trata de aportar evidencias que contribuyan al debate sobre el impacto del futuro envejecimiento de las plantillas universitarias.

El Capítulo I pone de manifiesto que los cambios normativos en los sistemas de selección, promoción y retribución de las universidades públicas en Cataluña han situado a las publicaciones científicas en el epicentro de las carreras académicas. Los incentivos externos en las etapas iniciales son muy importantes. Además la escasez de plazas permanentes desde el año 2000 sugiere una fuerte competencia entre candidatos, como no se había producido en etapas anteriores de la Universidad.

En cambio, los incentivos para mantener la productividad científica después de la promoción académica a plazas permanentes de profesorado resultan, por construcción, bastante menos fuertes. Además, los incentivos retributivos ligados a la productividad científica decrecen en términos relativos de masa salarial a lo largo de las carreras académicas. Así mismo, las posibilidades de promoción a plazas de Catedráticos, que representan un incentivo económico y académico muy importante, se han frenado de forma extraordinaria durante los últimos años. Esto sugiere un grave deterioro de las expectativas de promoción de la mayoría de Profesores Titulares de Universidad o Profesores Agregados, lo que puede contribuir, sin duda, a una caída de la productividad científica después de las etapas iniciales.

El Capítulo II rebela que el empleo de la variable experiencia en vez de las variables edad y edad al doctorarse, tal como se realiza en la mayoría de trabajos, resulta muy problemático para el caso del profesorado de las universidades en España. La presencia de individuos que se doctoran más tarde y que muestran una productividad científica inferior a aquellos de su misma edad que se han doctorado antes influye en la estimación de los coeficientes de la experiencia e infravalora su significatividad estadística.

Estos resultados aconsejan que en el análisis de la productividad científica individual en el contexto español, se debe evitar el empleo de la variable experiencia o bien hacerlo introduciendo controles que garanticen que la edad al doctorarse en la muestra sea similar.

El Capítulo III expone las dificultades técnicas para la construcción de bases de datos apropiadas para el análisis de la productividad científica individual. En particular se pone de manifiesto las dificultades insalvables para obtener la edad de la mayoría del profesorado, lo que comporta el empleo inevitable de la variable experiencia.

El análisis descriptivo de la productividad científica de los Departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas en Cataluña muestra que la mayoría de sus miembros (64%) no cuentan con ninguna publicación científica en *Econlit* entre los años 2001 y 2015. De este modo, los cambios normativos no han conseguido influir en la productividad científica de la mayoría del profesorado, el cual ya ocupaba posiciones permanentes.

El Capítulo IV aborda el efecto de las promociones académicas a plazas permanentes en términos de evaluación de impacto sobre la productividad científica a corto plazo. Los resultados basados en el método de emparejamiento por índice de propensión indican que la promoción a Profesores Titulares de Universidad o Profesores Agregados no tiene efectos negativos sobre la productividad científica. De hecho, el impacto resulta positivo, siendo mayor la productividad entre los que promocionan que los que no promocionan. En cambio, la promoción a Catedráticos de Universidad el impacto no resulta estadísticamente significativo, lo que sugiere que esta promoción no influye sobre el comportamiento del profesorado universitario.

El Capítulo V realiza un análisis longitudinal de la productividad científica del profesorado. En particular contrasta la hipótesis de ciclo vital, según la cual la productividad científica exhibe una relación en forma de U invertida respecto a la experiencia. Los resultados indican que el profesorado de los Departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas en Cataluña reduce su productividad científica después de las etapas iniciales de su carrera académica.

El análisis por diferentes cohortes generacionales sugiere que los cambios normativos sobre los sistemas de selección, promoción y retribución del profesorado influyen sobre la productividad científica. Las cohortes más recientes presentan una relación en forma de U invertida más acusada que sus predecesoras. Así mismo, muestran una mayor productividad científica, sobre todo en la cohorte más reciente.

En definitiva, los resultados de esta tesis sugieren que la productividad científica del profesorado universitario está influenciada por el diseño de los incentivos externos. En el caso del profesorado de los Departamentos de Economía y Empresa de las universidades públicas en Cataluña, la reducción de la productividad científica observada después de las etapas iniciales de la carrera académica no está tan influenciada por el posible deterioro de las capacidades investigadores, como por el agotamiento de los incentivos para mantener el esfuerzo necesario.

En este contexto varias recomendaciones en clave de políticas universitarias emergen para tratar de corregir esta situación. Por un lado, vincular el cobro de la parte proporcional del salario base que se supone corresponde al desempeño de tareas investigadoras al cumplimiento de un mínimo de publicaciones por periodo de evaluación, por ejemplo, un trienio. En caso de no cumplirse con dicho mínimo, no se recibiría esta parte del salario base hasta la siguiente evaluación positiva. Este esquema podría ser voluntario, ofreciendo la posibilidad de sustituir las tareas investigadoras por tareas docentes en línea con lo que ha representado la medida del “sexenio vivo”. Por otro lado, sustituir los sexenios de investigación por el pago diferido en base a algún indicador basado en el factor de impacto acumulado durante cada periodo de evaluación. De modo que a mayor factor de impacto acumulado mayor retribución. La construcción de este indicador no sería una cuestión sencilla, pues debería contar con un elevado consenso en cada disciplina a la vez que evitar los riesgos de manipulación. Finalmente, establecer un sistema para ofrecer plazas de Catedrático de Universidad por periodo de evaluación de tal modo que se mantenga constante la relación entre plazas ofrecidas y candidatos disponibles.