fedea
monografías

Talento, esfuerzo y movilidad social

Coordinadores: Antonio Cabrales y Marco Celentani

Colección
***monografías* Fedea**

Talento, esfuerzo y movilidad social

fedea
monografías

Este volumen está bajo la licencia Creative Commons Reconocimiento - NoComercial - SinObraDerivada (by-nc-nd) 3.0 Unported License.
Fedea cree en la libre circulación de las ideas

© Fundación de Estudios de Economía Aplicada
Depósito legal: M-xxxxxx-2011

Diseño y coordinación editorial (Fedea): Pedro Artiles
Coordinaciòn editorial e impresión:
Índigo Agencia de Producción, S.L.
Velázquez 18, 3ºD - Madrid

Índice

Introducción 7
Antonio Cabrales (Universidad Carlos III y Fedea)
Marco Celentani (Universidad Carlos III y Fedea).

1. La asignación ineficiente del talento 27
José V. Rodríguez Mora (University of Eindburgh y Universitat Pompeu Fabra).

2. Análisis y determinantes de la desigualdad de oportunidades en España y Europa 71
Gustavo A. Marrero (Universidad de La Laguna y Fedea)
Juan G. Rodríguez (Universidad Complutense).

3. Los determinantes del éxito en la educación primaria en España 107
Brindusa Anghel (Universidad Carlos III y Fedea)
Antonio Cabrales (Universidad Carlos III y Fedea).

4. ¿Por qué ha caído el premio salarial a la cualificación en España? 175
Florentino Felgueroso (Universidad de Oviedo y Fedea)
Manuel Hidalgo (U Pablo Olavide)
Sergi Jiménez (UPF y Fedea).

5. Remuneración por rendimiento y diferencial salarial de género en España 231
Sara de la Rica (Universidad del País Vasco y Fedea)
Juanjo Dolado (Universidad Carlos III)
Raquel Vegas (Fedea).

6. Altos funcionarios: ¿Una nobleza de estado? 271
Manuel Bagüés (Universidad Carlos III)
Berta Esteve-Volart (York University).

7. ¿Conseguirá la Ley de Igualdad romper el techo de cristal? Evidencia de las pruebas de habilitación en la universidad española 311
Natalia Zinovyeva (Instituto de Políticas y Bienes Públicos, CSIC.).
Manuel Bagüés (Universidad Carlos III).

8. Retribución variable y producción judicial 367
Manuel Bagüés (Universidad Carlos III)
Berta Esteve-Volart (York University).

Introducción

Antonio Cabrales
Universidad Carlos III y Fedea
Marco Celentani
Universidad Carlos III y Fedea

El objetivo principal de Fedea es fomentar investigación que reuna dos cualidades importantes. La primera es que cumpla con los estándares de rigor propios del mundo académico. La segunda es que la investigación tenga relevancia para el debate económíco actual en España.

Para lograr ambos objetivos, desde hace ya algunos años Fedea promueve una iniciativa, las monografías de investigación, en las que distintos investigadores desarrollan trabajos sobre una cuestión relevante socialmente. La I Fedea Annual Policy Conference se celebró en octubre de 2008 en el Banco de España y ha llevado a la publicación de la monografía *Los efectos economicos de la inmigración*. La II Fedea Annual Policy Conference se celebró en octubre de 2009, nuevamente en el Banco de España, y ha llevado a la publicación de la monografía *La crisis de la economía española*.

La idea que subyace a estas iniciativas es que los trabajos, que reciben difusión después de haber superado el filtro de las Conferencias, permiten desarrollar una vision de conjunto sobre un problema de actualidad y facilitan un debate economico fundado en análisis rigurosos.

El volumen que ahora se presenta recoge los Documentos de Trabajo debatidos en la III Fedea Annual Policy Conference que ha tenido lugar en mayo de 2010 en la Universitat Pompeu Fabra en Barcelona. Los autores de los trabajos que se reúnen aquí han contado con las críticas, recomendaciones, sugerencias y ánimos de los participantes en la conferencia. Un agradecimiento especial va para los discussants, Ghazala Azmat (Universitat Pompeu Fabra), Samuel Berlinski (University College London), Antonio Cabrales (Universidad Carlos III y Fedea), Caterina Calsamiglia (Universitat Autònoma de Barcelona), Antonio Ciccone (Universitat Pompeu Fabra y Fedea), Irma Clots (Universidad Carlos III), Libertad González (Universitat Pompeu Fabra) y José V. Rodríguez Mora (University of Edinburgh y Universitat Pompeu Fabra). Sus aportaciones al debate en la conferencia y después de ella han ayudado a producir los resultados que aquí se reúnen.

España lleva dos años inmersa en una crisis sin precedentes en el último medio siglo. Muchos de nuestros conciudadanos están sin trabajo, y otros muchos preocupados por perderlo o porque lo han perdido sus padres, hijos o algún otro miembro de su familia, cercana o extendida. La II Fedea Annual Policy Conference y la monografía *La crisis de la economía española* se ha centrado justamente en esta crisis. El objetivo de esta colección de documentos de trabajo Fedea es mirar más allá de la crisis y pensar en algunos de los determinantes del crecimiento a largo plazo. En parte porque ésta es la única manera de superar la crisis de forma relativamente estable y evitar un estancamiento secular (o al menos decadal) como el sufrido por Japón desde los años noventa. Pero además porque los efectos de un cambio aparentemente menor en la tasa de crecimiento de la economía son mucho mayores que los del más brutal de los vaivenes que una economía viva soporta regularmente, como hace muchos años ya mostró Robert Lucas[1].

Y para fomentar el crecimiento de la economía es preciso volver los ojos a la asignación del talento en nuestra sociedad, remover las barreras a la movilidad social y dar un premio razonable al esfuerzo de los ciudadanos. Los descubrimientos científicos, el progreso técnico, las decisiones empresariales y políticas cruciales para conseguir ese crecimiento, se están gestando hoy en nuestras aulas, laboratorios, oficinas y parlamentos, y lo están haciendo nuestros trabajadores y directivos. Que por tanto deben estar bien motivados y realizar el trabajo para el que

1. Una versión reciente del argumento se encuentra en Lucas (2003).

estén mejor cualificados. Buena muestra de esto es que dos terceras partes del producto en cualquier economía se dedican a remunerar su trabajo actual, y buena parte del resto a remunerar el resultado del trabajo y el ahorro anterior.

La colección de trabajos que encontrará en estas páginas no tocan, ni de lejos, todos los asuntos que sería necesario para comprender de manera completa la situación de este problema. Harían falta mejores datos y muchos volúmenes para hacer algo más exhaustivo. Pero esperamos que la variedad de asuntos tratados y la calidad del análisis dejen clara la importancia del problema y animen a otros investigadores a seguir profundizando, a las autoridades competentes a facilitar acceso a mejores datos y, sobre todo, a los decisores a tomar conciencia de lo que nos jugamos.

El primer trabajo del volumen, "La asignación ineficiente del talento", es un panorama de la literatura académica sobre asignación del talento, escrita por Jose Vicente Rodríguez-Mora[2]. El autor comienza su trabajo con una anécdota ilustrativa, que nos recordó otra relacionada. Hace unos años uno de nosotros se quejaba a un amigo de que los camareros ya no son como los de antes. Les pides tres consumiciones y no se acuerdan; tienen que llevar dos platos juntos y se hacen un lío. El amigo pareció sorprendido: "pensaba que eras economista, Antonio. Esto puede ser una señal de progreso. ¿Quién prefieres que sea habilidoso, tu camarero o tu neurocirujano? ¿Y quién es preferible que tenga buena memoria, el camarero o el abogado que se debe de acordar de un raro precedente que haga buena tu demanda judicial?".

Claramente una economía será más productiva cuanto mejor esté asignado el talento del que puede disponer. Es decir, cada persona debería realizar aquella actividad para la que tiene mayor ventaja comparativa. Como dice el autor, en esto no hay gran diferencia al modelo de intercambio entre países que enseñamos en los cursos introductorios de economía. Cualquier mala asignación da lugar a una pérdida de eficiencia, y el bienestar social sería mayor si esta ineficiencia se corrigiera. El trabajo ilustra algunas de las causas que dan lugar a ineficiencias y qué relación tienen la asignación eficiente y la movilidad social.

2. Este trabajo es una versión actualizada de un Opuscle del CREI del mismo autor, reproducido aquí con permiso del CREI.

Hay tres causas principales de una mala asignación del talento. La primera tiene que ver con barreras a la entrada "no naturales" a las profesiones. Para entendernos, la discriminación más o menos encubierta. Otro motivo importante proviene de las imperfecciones en el proceso de formación del capital humano. Por ejemplo, el mercado de capital puede no funcionar lo suficientemente bien como para permitir que un niño o un joven pueda recibir la formación más adecuada a su capacidad potencial. Asimismo, el entorno en el que se desarrolla una persona puede tener influencias más allá del capital puramente monetario, ya que proporciona modelos culturales y modela preferencias. Como muestran los resultados del examen PISA de la OCDE, un chico que crece en un domicilio con gran número de libros tiene notas medias claramente superiores. No por los libros en sí, claro está, sino porque los libros suelen ir asociados a un hogar que valora la cultura y el aprendizaje. La última razón tiene que ver con la presencia de externalidades. Es decir, la dificultad de apropiarse de los frutos del propio talento puede hacer que invirtamos menos en él de lo socialmente deseable.

Algunos lectores quizá hayan notado ya la conexión de estas ineficiencias con la movilidad social. Posiblemente la más importante se relaciona con la segunda. Si el talento está distribuido de manera relativamente uniforme en la sociedad, pero adquirir capital humano es más fácil para los hijos de algunos grupos sociales, tendremos una asignación del talento ineficiente al tiempo que una baja movilidad social. Por tanto la movilidad social es un indicador correlacionado con una buena asignación del talento. Una correlación no del todo perfecta, porque algunas causas de discriminación no se heredan. La más clara es el sexo. Las mujeres han sido y siguen siendo discriminadas en muchos lugares. Y sin embargo el sexo no es heredable. Así pues, una menor discriminación de las mujeres dará lugar a una mejor asignación del talento sin necesidad de variar la movilidad social. Pero muchas otras causas de mala asignación sí que lo son. Este es un motivo importante para preocuparnos por la movilidad social. Y en este sentido una mala noticia para nuestro país, que se documenta en el trabajo de Rodríguez-Mora, es que la movilidad social parece haber disminuido recientemente en España (y en otros países, como el Reino Unido).

Las lecciones de política que se pueden extraer del trabajo son relativamente sencillas. Primero, eliminar la discriminación, incluidas las formas más sutiles. La jubilación forzosa, por ejemplo, es una discriminación por edad intolerable. Otra forma de discriminación sutil

es el acceso a la función pública vía procesos de selección a los que se dedican media década de una vida (algo sobre lo que hablaremos más en este volumen). Esto debe evitarse porque la capacidad de esperar cinco años para conseguir un puesto de trabajo depende demasiado de la renta familiar y demasiado poco del talento.

También debemos prestar más atención a las imperfecciones en el proceso de adquisición de capital humano. Los resultados de la educación primaria y superior dependen demasiado de la renta en nuestro país (por comparación a otros). Sería bueno concentrar políticas de calidad en aquellos segmentos de población más desfavorecidos, en los que el entorno familiar tiene más dificultades para proveer tanto el capital humano como los inputs complementarios (modelos culturales, preferencias) de los que habla Rodríguez-Mora. Y, por último, la eliminación del impuesto de sucesiones parece una mala idea desde la óptica de la movilidad social. Si se pretende mejorar la provisión de incentivos al esfuerzo, el impuesto sobre la renta es una herramienta mucho más potente, además de más justa.

El siguiente trabajo, "Análisis y determinantes de la desigualdad de oportunidades en España y Europa" de Gustavo Marrero y Juan Gabriel Rodríguez trata sobre el estado de la igualdad de oportunidades en España. Una cuestión claramente relacionada con la del trabajo anterior, porque una precondición para la correcta asignación del talento es que todos los individuos tengan las mismas posibilidades de mejora social, si ponen en ello el mismo esfuerzo personal. Para ser más precisos, la igualdad de oportunidades se da cuando la renta (o el bienestar) de los individuos solamente depende de factores bajo su control personal. En esto se distingue de la desigualdad de resultados, que depende en parte de la paciencia, esfuerzo y otros inputs bajo el control de una persona, y en parte de circunstancias fuera de su influencia, como la familia o el país en que nacieron. La razón por la que nos preocupamos por la igualdad de oportunidades está relacionada con las que nos llevaban en el trabajo anterior a preocuparnos por la asignación del talento. La igualdad de oportunidades no nos importa únicamente porque estemos interesados en la justicia social. También, o sobre todo, porque la falta de igualdad de oportunidades conduce a ineficiencias que, si se solucionan, pueden mejorar el bienestar "global".

El trabajo resume en primer lugar los resultados de la literatura académica que encuentran una relación ambigua entre desigualdad de la renta y crecimiento. Algunos estudios, tanto teóricos como empíricos

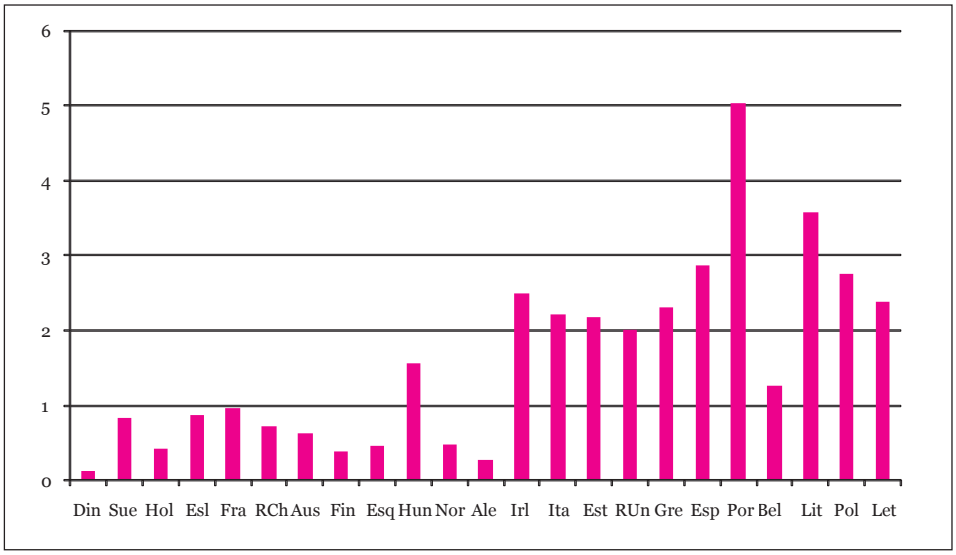
señalan que la desigualdad de la renta tiene un impacto positivo en el crecimiento. Es fácil ver por qué. Si la renta de las personas no dependiera de su esfuerzo personal, los individuos no tendrían incentivos para conseguir una mayor renta. Pero otros estudios también encuentran impactos negativos entre desigualdad y crecimiento. Las razones son complejas, pero algunas de ellas tienen que ver con el asunto de este trabajo de Marrero y Rodríguez. La desigualdad de oportunidades puede perjudicar el crecimiento al favorecer la acumulación de capital humano por parte de aquellos con orígenes o circunstancias sociales más favorable, en lugar de aquellos con más talento y que más se esfuerzan. Para el caso de Estados Unidos en los 80 y 90, Marrero y Rodríguez (2010) han encontrado que la incidencia de la desigualdad de oportunidades sobre el crecimiento es negativa, mientras que la incidencia de la desigualdad de esfuerzo es positiva.

Y, ¿cuál es la situación de España a este respecto? Los autores señalan que una primera indicación viene de la desigualdad de la renta. España es de los países de Europa con mayor desigualdad de la renta, muy lejos de los países nórdicos que suelen ser los menos desiguales. Por otro lado, es de los pocos países en los que la renta se ha vuelto menos desigual en la última década y media. Dado que la desigualdad de la renta es un indicador imperfecto de la desigualdad de oportunidades, el trabajo se centra en medir esta última en comparación con la de otros países europeos. Posteriormente, analiza las correlaciones entre la desigualdad de oportunidades y algunas variables relacionadas con el nivel de desarrollo, el mercado de trabajo, la educación y las políticas sociales.

La metodología consiste esencialmente en agrupar a los individuos por circunstancias fuera de su control y luego realizar comparaciones fuera entre individuos con diferentes circunstancias. Las circunstancias utilizadas han sido el grado y tipo de educación de los padres y la raza. El resultado se puede ver gráficamente en su Gráfico 4.

En este gráfico el orden de los países es el de la desigualdad de la renta en el mismo año. Pueden observarse varias cosas. España es el cuarto país en desigualdad de oportunidades de Europa, y el quinto en desigualdad de la renta. Otra observación importante es que la desigualdad de oportunidades en Europa está bastante relacionada con la de la renta, aunque hay algunos cambios de orden. Quizá más importante es observar que las diferencias entre grupos de países se acentúan al medir la desigualdad de oportunidades.

Gráfico 4. Desigualdad de Oportunidades en la Unión Europea (2005)



La última parte del trabajo intenta explicar el impacto de distintas variables en este resultado. Resumiendo en extremo podemos decir que nuestro disfuncional mercado de trabajo y las notables imperfecciones de nuestro sistema educativo son cruciales para entender el resultado. Esta es una buena introducción para los siguientes trabajos del volumen, que se centran en comprender estos sectores de nuestra economía.

El siguiente trabajo, "Los determinantes del éxito en la educación primaria en España" de Brindusa Anghel y Antonio Cabrales tiene dos partes. La primera resume algunas propuestas de reforma de la educación (fundamentalmente primaria) que han recibido atención y estudio detallado en la literatura económica reciente. La segunda parte del trabajo analiza el estado de la educación en la Comunidad de Madrid. El foco en Madrid se debe a que sus datos son suficientemente detallados como para permitir un análisis en cierta profundidad y, aunque imperfectamente representativos, probablemente nos permitan entender la situación global del país dada la coincidencia general de sus resultados con los (algo menos detallados) de PISA que cubren la totalidad de España[3].

3. Ver, por ejemplo Felgueroso, Vázquez y Zinovyeva (2008).

La revisión de la literatura muestra que no hay soluciones fáciles. La reducción del tamaño de las clases es una medida de aplicación sencilla, pero sujeta a controversia en torno a si mejora mucho los resultados, aparte de ser indiscutiblemente muy cara. La introducción de más ordenadores en el aula es también una iniciativa fácil de aplicar, pero no parece tener efectos perceptibles sobre el rendimiento académico. Los programas de cheque escolar presentan efectos dispares sobre el rendimiento y un impacto fuerte sobre la segregación social, si se utilizan de forma indiscriminada.

Por otra parte, remunerar a los profesores, e incluso a los estudiantes, en función de sus resultados es una política que parece funcionar. En el caso de los profesores, hay que ser cuidadosos con la medida de resultados a utilizar, para evitar pagarlos por tener la suerte de contar con buenos alumnos. El agrupamiento de estudiantes en función de su capacidad puede ser útil, si a los profesores se les permite adaptar su docencia a las necesidades de los alumnos. Asimismo, una precoz atención educativa (y social) de carácter intensivo ha demostrado proporcionar una alta rentabilidad social.

Los resultados de la Comunidad de Madrid se basan en el análisis de los datos de la prueba C.D.I., un examen estandarizado que la Comunidad de Madrid ha venido realizando desde 2005 a todos los alumnos de 6º curso de primaria en la Comunidad. El examen mide lo que las autoridades consideran Competencias y Destrezas Indispensables (de ahí las siglas C.D.I.) en matemáticas y lengua. Como las pruebas del programa PISA, el examen C.D.I. no tiene consecuencias académicas, sirve para informar al alumno y a las autoridades. De los estudiantes se conoce su situación familiar por un cuestionario que se añadió a la prueba para poder (como en PISA) ligar las calificaciones a variables individuales. Además, para los colegios públicos, se dispone de algunas variables relativas al colegio.

El nivel educativo (y, en menor medida, el profesional) de los padres es un predictor importante del éxito escolar. Por poner un ejemplo, en el examen de matemáticas los hijos de padres con educación universitaria lo hacen 0.261 desviaciones estándar mejor (del orden de 10 puntos porcentuales) que los hijos de padres que solamente han acabado primaria. Esto confirma algo que sabemos por otras vías, y explica parte de los resultados de Marrero y Rodríguez en este volumen porque en otros países esa dependencia es menor.

Por otro lado, el número de alumnos en el aula no parece tener impacto significativo. Dada la controversia sobre esta cuestión en la literatura, y para estar más seguros de que esta falta de efecto es real los autores explotan (al estilo Angrist y Lavy 1999) la variación que nace del hecho que cuando pasan de 51 estudiantes un año a 50 el siguiente se cambia de tres clases por curso a dos, y por tanto de 17 alumnos por clase a 25. Otra variable importante que tampoco aparece significativa es el número de inmigrantes en el aula, una vez hemos controlado por el nivel socioeconómico de los estudiantes. Esta conclusión, al igual que la relativa al nivel educativo de los padres, es muy parecida a las obtenidas por Felgueroso, Vázquez y Zinovyeva (2008) con los resultados de PISA en España.

Un aspecto curioso de los resultados es que se encuentra evidencia de que la implicación de los padres en la gestión del centro es positiva. En concreto, el porcentaje de las actividades extraescolares que gestiona la AMPA (Asociación de Madres y Padres de Alumnos) tiene un coeficiente significativo y grande. Pasar de 0 a la totalidad (la media es el 6%) tiene un impacto de hasta media desviación típica en los resultados. No está claro si el motivo es que los padres que se implican más ponen más esfuerzo o son más capaces y esto se traduce en mejores resultados. Y en todo caso no debe interpretarse como una invitación a aumentar el número de actividades porque sí.

Para finalizar es importante señalar que dos tercios de la variación no se pueden explicar por las variables que observamos. La conjetura de los autores es que el esfuerzo de padres, alumnos y profesores son muy importantes pero no se pueden observar. Lo que sugiere, en línea con otros resultados observados en la literatura, que es importante proveer de incentivos potentes a padres, alumnos, profesionales y políticos si queremos que nuestro sistema educativo mejore.

El siguiente trabajo, "¿Por qué ha caído el premio salarial a la cualificación en España?" de Florentino Felgueroso, Sergi Jiménez-Martín y Manuel Hidalgo, pasa del sector educativo al mercado de trabajo. Pero en lugar de intentar ser exhaustivo, se concentra en un fenómeno español algo peculiar. En él se documenta la evolución del premio salarial a la cualificación en España en las dos últimas décadas. Esta evolución es peculiar porque el trabajo corrobora algo que ya se conoce, de manera menos completa, por trabajos previos. En contraste a la mayoría de los países de la OCDE, el premio a la cualificación ha caído en España en un período de marcado aumento de las diferencias

salariales entre los trabajadores cualificados y no cualificados, que ha sucedido fundamentalmente por motivos tecnológicos.

El análisis utiliza los historiales laborales procedentes de la Seguridad Social y descompone la variación en la diferencia salarial media entre los titulados universitarios y los trabajadores de menor nivel educativo (similar o inferior a la ESO) en tres factores:

1. El crecimiento en las últimas décadas del porcentaje de titulados universitarios en puestos para los cuales su cualificación no es adecuada.
2. La disminución de la experiencia laboral y de la antigüedad en la empresa, debido al elevado uso de los contratos temporales desde mediados de los años 80. Aunque esta reducción ha sido mayor para los menos educados, el efecto total en premio a la cualificación es muy grande porque los salarios de los cualificados subían mucho más rápidamente con la experiencia.
3. La disminución muy significativa de los rendimientos salariales de la experiencia laboral y de la antigüedad para los titulados con trabajos ajustados a su cualificación. En la actualidad las diferencias con los rendimientos a la experiencia para los trabajadores con menor nivel educativo son mucho menores.

Se puede decir que este trabajo viene a documentar y explicar el fenómeno conocido como "mileurismo". Es decir, muchos españoles, particularmente los nacidos después de 1965, perciben salarios inferiores a los que se solían esperar para individuos de alta formación, al menos llegada cierta edad. A menudo estas personas tienen una preparación excesiva para su puesto de trabajo (a menudo superior a sus jefes) y rotan con mucha frecuencia entre empleos de corta duración y el desempleo.

Los autores también abordan una explicación del fenómeno. Esta explicación tiene dos piezas fundamentales, el sistema educativo y las instituciones del mercado de trabajo, que nos dan pistas de las políticas necesarias para su corrección.

Por el lado del sistema educativo, España ha experimentado un aumento espectacular de la oferta de titulados universitarios entre las cohortes más jóvenes. Hemos pasado de niveles muy inferiores a los europeos a tener una proporción de titulados parecida a la danesa o sueca, y superior a la alemana. Pero al mismo tiempo sufrimos de una tasa de abandono espectacular en los grados intermedios. De manera

que nuestro sistema educativo produce una oferta de trabajadores muy dual. O extremadamente preparados o prácticamente sin estudios. Dado que nuestro sistema productivo no necesita tanto personal con niveles de preparación muy elevados, una parte sustancial de estos trabajadores con titulación universitaria han ido ocupando puestos de trabajo que requieren de una cualificación intermedia (principalmente puestos administrativos) ante la falta de oferta con este nivel educativo. Para muchas de estas personas el desajuste ha sido permanente. Y aunque esto ha causado una caída al premio por la cualificación, la rentabilidad privada de unos títulos (ofrecidos en buena medida de manera prácticamente gratuita por el Estado) ha sido suficiente para mantener la demanda educativa superior. Dada nuestra situación presupuestaria presente, esto sugiere que los costes de la educación superior sean sufragados en mayor medida por los estudiantes, al mismo tiempo que se establecen mecanismos generosos de préstamos escolares para que esto no suponga un empeoramiento de la movilidad social.

Por otro lado, el aumento de titulados universitarios también ha debido cambiar la distribución de habilidades de las personas que acceden con la educación universitaria, rebajando su media y ampliando su varianza. El aumento en la heterogeneidad y la aparente incapacidad de las universidades para señalar con suficiente precisión la calidad de sus egresados hace que aumente la creación y destrucción de los emparejamientos entre trabajadores y empresas hasta que se consigue averiguar quiénes son los realmente productivos. Este proceso es costoso y reduce el rendimiento de las titulaciones. En relación con esta cuestión es evidente que las universidades deben hacer más esfuerzos en adecuar su oferta educativa a la demanda social y señalar de manera mucho más clara la calidad de los egresados.

Pero el sistema educativo no puede dar una explicación completa al "mileurismo", pues las altas tasas de temporalidad del mercado de trabajo español no se concentran solamente en los titulados universitarios. Su base está una regulación laboral que incentiva la temporalidad y la excesiva rotación involuntaria. Los efectos de esta legislación, y la necesidad de abordar una reforma laboral que erradique definitivamente la dualidad legal entre trabajadores fijos y temporales, son ya de dominio público[4]. Lo que se muestra aquí es la relación entre esta dualidad y la caída del premio a la cualificación lo que añade un motivo más a la larga lista de razones para abordar esta reforma.

4. Evidencias recientes en Dolado y Felgueroso (2009)

Una componente fundamental de la desigualdad salarial total es la desigualdad en la remuneración por rendimiento, es decir la parte de la remuneración que depende de manera más o menos directa de los rendimientos individuales de los trabajadores. Según Lemieux y Parent (2009) la reducción generalizada en los costes de obtener y procesar información sobre los rendimientos de los trabajadores individuales ha contribuido a aumentar la desigualdad salarial de los hombres en EE.UU. Esto ha ocurrido principalmente en la parte alta de la distribución de salarios en la que la remuneración por rendimiento es más frecuente.

Si lo que se pretende es que los ingresos remuneren a los trabajadores por sus aportaciones, este resultado es una buena noticia ya que indica que el incremento en la desigualdad salarial está determinado por una mayor alineación entre los ingresos de los trabajadores y sus aportaciones. Pero Sara de la Rica, Juan José Dolado y Raquel Vegas en "Remuneración por Rendimiento y Diferencial Salarial de Género en España" se preguntan cómo difiere la remuneración por rendimientos entre hombres y mujeres en España. Para ello, los autores aprovechan la Encuesta de Estructura Salarial de 2006 que proporciona, para cada trabajador, información sobre los bonos y las comisiones recibidas, bonos y comisiones que dependen del rendimiento del trabajador.

No es tan fácil hacer una conjetura sobre lo que cabe esperar de un análisis de este tipo. Los autores proponen la siguiente hipótesis de partida. Si la remuneración por rendimiento hace lo que pretende, remunerar el rendimiento del trabajador, ¿por qué razón debería existir un diferencial entre hombres y mujeres en esta componente del salario? Y si efectivamente la remuneración por rendimiento permite a todos por igual, hombres y mujeres, obtener una remuneración por su formación y dedicación, ¿no deberíamos esperar una propensión por parte de las mujeres a trabajar en ocupaciones en las que una remuneración por rendimiento significativa permite evitar una injusta discriminación salarial?

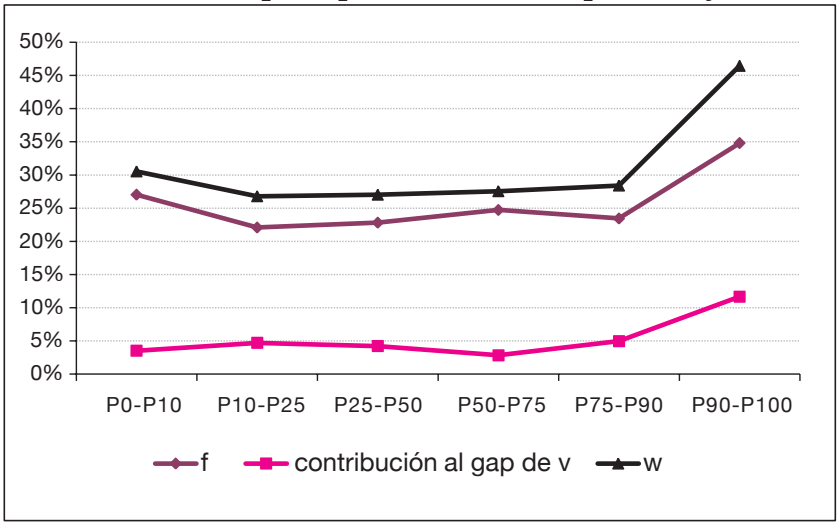
Pero ya el análisis inicial de las estadísticas descriptivas parece indicar que ninguna de estas conjeturas recibe el apoyo de la evidencia empírica. Los autores encuentran que la proporción de mujeres que tienen remuneración por rendimiento es idéntica a la de los hombres (alrededor de 22,7%) pero también que la mayoría de mujeres que reciben remuneración por rendimiento se encuentran en la parte baja de la distribución. Esto se evidencia en la Tabla 2c que reproducimos a continuación y que muestra como la proporción de mujeres entre los trabajadores que reciben remuneración por rendimiento (33,4% en el total de la muestra) varia significativamente a lo largo de la distribución.

Tabla 2c: Proporción de mujeres a lo largo de la distribución de RR

	% Mujeres en el percentil
[P0-P10]	40,6%
[P11-P25]	40,3%
[P26-P50]	39,5%
[P51-P75]	32,0%
[P76-P90]	24,8%
[P91-P95]	18,6%
[P95-P100]	15,9%

De manera parecida los autores encuentran que el diferencial de género en la remuneración por rendimiento tiene un perfil creciente a lo largo de la distribución. Para ser más precisos, entre los trabajadores que reciben remuneración por rendimiento, según aumenta el salario total, la contribución de la remuneración por rendimiento a la prima de los hombres es creciente a lo largo de la distribución como se evidencia en la Figura 2 que reproducimos a continuación.

Figura 2. Diferenciales de género y contribución del componente salarial RR
-Muestra de perceptores de RR (en porcentaje)-



Partiendo de esta observación el trabajo realiza un análisis exhaustivo que confirma y enriquece la impresión inicial. En particular los autores encuentran (i) que una mujer tiene una menor probabilidad de tener una componente de remuneración por rendimiento en su salario que un hombre con iguales características y que trabaja en la misma ocupación y (ii) que existe un diferencial de género en la remuneración por rendimiento.

La menor probabilidad de las mujeres de tener un salario con una componente de remuneración por rendimiento y la existencia de un diferencial de genero en el mismo tienen obviamente distintas explicaciones posibles. Una de ellas es que las mujeres son víctimas de discriminación estadística y por lo tanto reciben salarios más bajos y tienen una menor propensión a tener trabajos cualificados (en los que la remuneración por rendimientos es más frecuente). Otra es que las mujeres tienen una menor movilidad laboral y esto permite a las empresas pagarles salarios por debajo de su productividad marginal. Sin embargo es importante señalar que en el primer caso el diferencial de género debería ser negativo en los percentiles más altos ya que las mujeres que lograsen vencer el estigma de la discriminación estadística deberían tener características superiores a los hombres en los mismos puestos y deberían por lo tanto tener unos salarios más altos.

Esta es la razón por la que los autores se preocupan de analizar el diferencial de género a lo largo de la distribución. El resultado que encuentran es el de un "techo de cristal" para las mujeres (el diferencial de género en la parte alta es aún mayor que el diferencial en la parte baja). Esto parece indicar que el diferencial de género en la remuneración por resultados se explica en mayor medida con la escasa movilidad laboral de las mujeres que con una segregación ocupacional provocada por la discriminación estadística.

Siendo así las cosas, es tentador pensar en medidas para aumentar la movilidad laboral de las mujeres y de esta forma alinear su remuneración a su productividad marginal. Pero esto no parece sensato antes de comprender adecuadamente las causas de esta reducida movilidad laboral. Por ello los autores del trabajo eligen la vía de la cautela. En las conclusiones sugieren que la mayor implicación de las mujeres en las tareas del hogar y la crianza de los hijos podría ser la causa de su menor movilidad laboral, pero recuerdan que no es posible contrastar esta hipótesis ya que los datos de la Encuesta de Estructura Salarial no incluyen

información sobre el estado civil de los trabajadores y la composición de su hogar.

En "Altos funcionarios: ¿Una nobleza de estado?" Manuel Bagüés y Berta Esteve-Volart estudian la posibilidad de que los 85,000 candidatos en oposiciones públicas para altos cuerpos de la administración sean hijos o sobrinos de alguno de los 21,000 miembros de los mismos cuerpos. En ausencia de información sobre tales relaciones, los autores utilizan los dos apellidos de los candidatos y el primer apellido de los miembros de los cuerpos para estimar la probabilidad de que un candidato sea el hijo o el sobrino de un miembro de los cuerpos.

Los objetivos principales del trabajo son determinar si un hijo o sobrino de un miembro de los cuerpos de la administración tiene una probabilidad más alta de presentarse en una oposición y si, condicionado a presentarse, tiene una probabilidad más alta de aprobar.

Plantearse estas preguntas es importante desde varios puntos de vista, por ejemplo porque permitiría determinar si existe una forma de histéresis ocupacional intergeneracional (que tendría repercusiones sobre la movilidad social) o si existe nepotismo en los procesos de selección (que llevaría a una asignación ineficiente del talento).

El primer resultado del trabajo es que en promedio ser hijo o sobrino de un miembro de los cuerpos de la administración multiplica por 40 la probabilidad de presentarse a una oposición en cuyo tribunal tiene representación el cuerpo al que pertenece su pariente. El efecto es bastante poco uniforme entre las distintas oposiciones, pasando de un mínimo de 9,3 en el caso de las oposiciones para especialista de información a un máximo de 131 en el caso de las oposiciones para economistas del Estado. De manera parecida un incremento en un 1% en la probabilidad de ser hijo o sobrino de un miembro del cuerpo aumenta en un 4% la probabilidad de aprobar. En este caso los efectos mayores aparecen en el caso de las oposiciones a juez donde el incremento en la probabilidad de aprobar es de un 9% (frente a una probabilidad incondicionada de 0,5%). Los autores encuentran además efectos adicionales en el caso de las oposiciones en las que existe una prueba práctica.

La aversión al nepotismo genera una tentación de llegar a conclusiones apresuradas. Por ejemplo uno podría concluir que los resultados mencionados demuestran ya de por sí la existencia de nepotismo. Los

autores sin embargo no ceden a esta tentación ya que saben que existen varias explicaciones alternativas para estos hechos. Por ejemplo, es posible que exista una transmisión de preferencias ocupacionales o una transmisión de capital humano directo o indirecta (gracias al acceso a preparadores cualificados).

Para intentar determinar si los tribunales favorecen a los hijos y sobrinos de miembros de los cuerpos, los autores usan los resultados individuales de unas pruebas de tipo test anónimas que se han utilizado en algunas oposiciones como paso previo para la admisión al examen oral o a las pruebas prácticas (es el caso de las oposiciones a especialista de información, secretario de juzgado y juez o fiscal). El objetivo es ver si los resultados de los exámenes orales dependen de la probabilidad de tener un pariente en los cuerpos una vez que se tienen en cuenta estas medidas de calidad posiblemente imperfecta pero objetiva. El resultado es que en dos casos, el de secretario de juzgado y el de juez o fiscal, existen todavía efectos del parentesco. Estos efectos son significativos solo al nivel del 10%, pero tienen magnitudes muy elevadas. Un incremento del 1% de la probabilidad de parentesco con un miembro del cuerpo aumenta la probabilidad de aprobar el examen oral en 5% en el caso del juez y en un 73% en el caso de secretario de juzgado.

En este caso los autores nos recuerdan también que no es posible descartar que los resultados, por muy llamativos que sean, se deban al hecho que los hijos o sobrinos de jueces o secretarios de juzgado tengan mejores habilidades orales. Aún así es difícil ignorar los resultados de este trabajo en su conjunto y no llegar a la conclusión que sería sensato pensar en modificar los mecanismos de las oposiciones para favorecer la movilidad social y obtener las ganancias de una asignación más eficiente del talento.

La reducida presencia de mujeres en el mundo académico genera preocupación y debates muy animados sobre sus causas y sobre posibles remedios. En España, sin ir más lejos, las mujeres ocupan en la actualidad tan solo el 15,1% de las plazas de Profesor Catedrático de Universidad.

Una de las posibles causas de esta reducida presencia es la existencia de una discriminación en los procesos de selección y promoción. Varios autores han sugerido que esta discriminación podría existir por la escasa presencia de mujeres en las comisiones y los tribunales de evaluación y que imponer cuotas de género en estas comisiones y tribunales podría

reducir esta discriminación. En España, por ejemplo, la Ley de Igualdad de 2007 ha establecido unas cuotas de 40% tanto para mujeres como para hombres en los tribunales de selección y promoción académica.

¿Pero es justificado pensar que la escasa presencia de mujeres en estas comisiones y los tribunales genera menores oportunidades de promoción para mujeres que para hombres con características comparables?

En "¿Importa el género en las promociones a Profesor Titular y a Catedrático de Universidad? Evidencia de las pruebas de habilitación" Natalia Zynovieva y Manuel Bagüés intentan contestar a esta pregunta analizando 455 pruebas de habilitación a Profesor Titular y 436 pruebas de habilitación a Profesor Catedrático entre 2002 y 2006. La ventaja de estudiar estas habilitaciones es que los tribunales se eligieron de manera aleatoria entre los Titulares y Catedráticos de Universidad. Esto permite establecer que una posible relación entre los resultados de las habilitaciones y la composición de los tribunales tiene una naturaleza causal.

La pregunta fundamental que se plantea el trabajo es la siguiente: ¿aumentan las tasas de éxito y las oportunidades de una candidata cuando (aleatoriamente) el número de evaluadoras en el tribunal es mayor?

Los resultados son sorprendentes.

En las pruebas de habilitación a Profesor Titular tener una evaluadora más entre los 7 miembros del tribunal amplía el diferencial de genero ya que aumenta las tasas de éxito de los hombres en un 2% y reduce las tasas de éxito de las mujeres en un 5%.

Lo opuesto ocurre en las pruebas de habilitación a Profesor Catedrático donde una evaluadora adicional reduce el diferencial de género, ya que reduce las tasas de éxito de los varones en un 6% e incrementa las de las mujeres en un 14%.

Pero, ¿cómo hay que interpretar estos resultados? ¿Significan que la presencia de evaluadoras corrige o introduce un sesgo? Para contestar a esta pregunta los autores aproximan la calidad de los candidatos con el número de publicaciones de los candidatos y las citas recibidas. Los resultados que obtienen son los siguientes.

En las pruebas de habilitación a Profesor Titular las mujeres tienen las mismas oportunidades de éxito que los hombres cuando el tribunal está compuesto exclusivamente por hombres y menores oportunidades cuando el tribunal incluye a alguna mujer. En particular el efecto parece depender del número de evaluadoras que tienen la categoría de Profesor Titular pero no del número de evaluadoras que tienen la categoría de Profesor Catedrático.

En las pruebas de habilitación a Profesor Catedrático ocurre lo opuesto. Las mujeres tienen las mismas oportunidades de éxito que los hombres cuando el tribunal incluye a alguna mujer y menores oportunidades cuando el tribunal está compuesto exclusivamente por hombres.

En la introducción del trabajo los autores mencionan otros estudios previos sobre los efectos del género de los evaluadores sobre los resultados de la evaluación, pero advierten que "una importante limitación de estos estudios es que sus resultados no son necesariamente extrapolables a otras situaciones o a otras áreas, como puede ser el caso de la carrera académicas en España".

Nosotros creemos que esta advertencia es el mejor resumen de lo que ha conseguido este trabajo porque ha demostrado, una vez más y si hiciera falta, que es peligroso hacer conjeturas basándose en extrapolaciones y usar remedios que se basan en estas conjeturas antes de que reciban el respaldo de un atento análisis empírico como el que han realizado los autores.

En "Retribución variable y producción judicial" Manuel Bagüés y Berta Esteve-Volart estudian el efecto sobre la producción de dos sistemas de retribuciones variables en la Judicatura en España. El primer sistema entró en vigor desde el primer semestre de 2004 y establecía que los jueces que alcanzaran el 120% del objetivo establecido (definido en términos de módulos) percibieran una prima del 5% de su salario bruto. Los jueces que no alcanzaran al menos el 80% del objetivo, por otro lado, podrían experimentar una recorte salarial del 5% tras una investigación del Consejo General del Poder Judicial. Frente a la oposición de los jueces, algunos de los cuales demostraron preocupación por sus efectos sobre la calidad de la producción, el Tribunal Supremo anuló el sistema en una sentencia en Febrero de 2006 argumentando la falta de motivación en el cálculo de los objetivos y la ausencia de una evaluación individualizada del rendimiento de los jueces. En noviembre de 2007 se introdujo el segundo

sistema que mantenía la prima para los jueces que alcanzaran el 120% del objetivo, introducía una prima del 3% para los jueces que alcanzaran entre el 100 y el 120% del objetivo y eliminaba la penalización para los jueces que no alcanzaran el 80% del objetivo.

El análisis se enmarca en la tradición de los trabajos que estudian los efectos de la remuneración por rendimiento. Los resultados son también reminiscentes de los hallazgos de estos trabajos.

En el caso del primer sistema, la introducción de incentivos monetarios ligados a objetivos cuantitativos tuvo los siguientes efectos:

1. Aumentar el número de jueces que superan el umbral del 80% y el del 120%;
2. Aumentar el número de jueces cuya producción se sitúa justo por encima de estos umbrales (véase la Figura 7 del trabajo);
3. Disminuir el numero de jueces con niveles de productividad muy elevada (véase la Figura 10 del trabajo).

Los efectos del segundo sistema son parecidos.

Es interesante destacar que los sistemas de remuneración de los jueces parecen haber disminuido la producción de los jueces más productivos. Esto podría deberse al hecho que los incentivos monetarios han disminuido las motivaciones intrínsecas de los jueces más productivos, al definir unos objetivos de rendimiento más bajos de los que ellos se imponían a si mismos o al poner un valor a la productividad más bajo del valor social que ellos mismos percibían. En este sentido este trabajo encuentra resultados parecidos a Gneezy y Rustichini (2000a, 2000b) para los que un sistema de incentivos no apropiadamente diseñados puede tener consecuencias indeseadas al reducir las motivaciones intrínsecas.

Los autores del trabajo recuerdan además que los incrementos en las medidas cuantitativas de la productividad son justamente esto, incrementos en las medidas cuantitativas de la productividad. De momento no es posible descartar que el énfasis en estas medidas cuantitativas pueda comprometer la calidad de la producción judicial y pase a constituir un ejemplo mas de lo que Kerr (1975) describió como la "fascinación con un criterio objetivo" que lleva a los "individuos a intentar establecer objetivos simples y cuantificables para medir y remunerar los rendimientos."

Referencias

Angrist, J.D. y V. Lavy (1999), "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement," *The Quarterly Journal of Economics* 114, 533-575.

Bentolila S., M. Boldrin, J. Díaz-Giménez y J.J. Dolado (coord.) (2010) *La crisis de la economía española. Análisis económico de la gran recesión*. Madrid: Fundación de Estudios de Economía Aplicada.

Boldrin, M. (coord.) (2009) *Efectos económicos de la inmigración en España*. Madrid: Fundación de Estudios de Economía Aplicada.

Dolado, J.J. y F. Felgueroso (coord.) (2009) *Propuesta para la reactivación laboral*. Fundación de Estudios de Economía Aplicada. http://www.crisis09.es/PDF/Propuesta_reactivacion_laboral.pdf

Felgueroso, F., P. Vázquez y N. Zinovyeva (2008), "Immigration and Students' Achievement in Spain: Evidence from PISA," Fedea working paper 2008-37.

Gneezy, U. y A. Rustichini (2000a), "Pay Enough or Don't Pay at All", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, pp. 791-810.

Gneezy, U. y A. Rustichini (2000b), "A Fine Is a Price", *Journal of Legal Studies*, Vol. 29(1), pp. 1-17.

Kerr, S. (1975) "On the Folly of Rewarding A, While Hoping for B" *The Academy of Management Journal*, 18(4), 769-783.

Lemieux, T. y D. Parent (2009), "Performance Pay and Wage Inequality", *Quarterly Journal of Economics* 124(1), 1-49.

Lucas Jr., R.E. (2003), "Macroeconomic Priorities," *The American Economic Review* 93, 1-14.

Marrero, A. G. y J.G. Rodríguez (2010), "Inequality of opportunity and growth", Working Papers ECINEQ, 154.

La asignación ineficiente del talento[1]

José V. Rodríguez Mora
University of Edinburgh y Universitat Pompeu Fabra

1. Introducción

Hay un chiste que dice que el cielo es un lugar donde los cocineros son franceses, los policías son británicos, los mecánicos son alemanes, los amantes son italianos y los banqueros son suizos. En cambio, el infierno es un lugar donde los cocineros son británicos, los policías son alemanes, los mecánicos son franceses, los amantes son suizos y los banqueros son italianos. Es una broma que refleja los diferentes estereotipos, pero también, y es por esto que la menciono aquí, la idea de que la asignación de personas a actividades es importante. En este artículo argumentaré que la asignación de talento a diferentes tareas es un factor crítico en la determinación del nivel de productividad en una sociedad. Los individuos difieren en sus habilidades. Los trabajos difieren en las habilidades que demandan. Por consiguiente, no todas las asignaciones de personas a tareas son eficientes. Nos gustaría saber cómo emparejar personas con trabajos, y si el mercado lo hace de una manera eficiente.

1. Este trabajo es una versión actualizada de un Opuscle del CREI del mismo autor, reproducido aquí con permiso del CREI. Quiero expresar mi enorme gratitud a Maia Güell, mi co-autora en muchos de los temas que trata este artículo. De hecho los gráficos de la evolución de la movilidad en España los ha hecho ella, no yo, y son parte de nuestra investigación conjunta. También quiero agradecer a Antonio Cabrales y Antonio Ciccone sus comentarios. Por supuesto todos los errores que pueda haber en el texto son de mi exclusiva responsabilidad.

Es fácil entender que la asignación eficiente de personas a tareas es aquella en la que cada individuo se especializa en la actividad en la que tiene ventaja comparativa e intercambia con los demás su producción. Es exactamente el mismo resultado que se obtiene en el modelo Ricardiano de comercio internacional, simplemente en lugar de países son las personas las que intercambian su producción. Pero se trata del mismo razonamiento.

Un ejemplo nos puede resultar útil. Consideremos al Sr. Torpe. Es la persona con menos talento de la sociedad. El pobre Sr. Torpe sería el peor carpintero, el peor cocinero y, en definitiva, el peor trabajador en cualquier profesión imaginable. En nuestro ejemplo, no hay tarea alguna en la cual el Sr. Torpe tenga una ventaja absoluta respecto a cualquier otro individuo en esta sociedad. No obstante, tiene que existir alguna tarea en que, incluso el Sr. Torpe, tenga una ventaja relativa. Por ejemplo, quizás como carpintero sería solamente un poquito peor que el resto, mientras que en todas las otras profesiones sería mucho, mucho peor que los demás. Por lo tanto, en la asignación óptima el Sr. Torpe será carpintero mientras que los demás ciudadanos harán el resto de tareas. Después, en el mercado, intercambiará sus servicios de carpintería por otros bienes y servicios. Se hará carpintero porque no es un mal carpintero en términos relativos y, por tanto, tiene una ventaja relativa como carpintero.

Una asignación óptima de talento es aquella en la cual cada ciudadano trabaja en el sector en el que tiene ventaja relativa. De lo contrario, sería posible incrementar el nivel de producción de la sociedad modificando la asignación de personas a ocupaciones. Esta reasignación de talento sería equivalente al uso de una tecnología más eficiente en esta economía.

Hasta ahora, la cuestión es análoga al comercio entre países. Del mismo modo que en el comercio internacional, si los mercados funcionasen correctamente, la asignación de personas a actividades sería eficiente. El problema es que no deberíamos esperar a que los mercados funcionen correctamente. Desde un punto de vista privado, el Sr. Torpe podría tener ventaja relativa e incluso absoluta en la realización de ciertas actividades a pesar de tener escasas capacidades para ellas. Por ejemplo, imaginemos que hay una actividad altamente remunerada. Es posible que el Sr. Torpe la realice a pesar de sus capacidades limitadas porque ha heredado de sus padres una ventaja económica, no relacionada con sus capacidades: podría haber heredado un montón de dinero mientras que otros tienen

dificultades para conseguir créditos; o podría haber heredado una red de contactos que pueden resultar muy útiles en el mundo de los negocios.

Incluso en un mundo más prosaico (e incluso amenazador), el Sr. Torpe podría pertenecer a una etnia o grupo racial favorecidos, podría no hablar el idioma favorecido por la administración, o podría ser hombre y vivir en un país en el cual se discrimina a las mujeres... Así, una primera razón por la cual la asignación del talento puede ser ineficiente es la existencia de barreras institucionales o sociales que separan lo que es óptimo y lo que es factible.

La asignación puede empeorar cuando hay externalidades asociadas al talento. Imaginemos así que hay actividades en las que el individuo con más talento relevante no puede apropiarse de la totalidad de la retribución que dicha actividad genera. Por ejemplo, si un empresario innova es posible que sólo consiga capturar una pequeña parte de los ingresos generados por la innovación. En este caso sería complicado llegar a una asignación óptima del talento, puesto que la valoración de la innovación por parte de la empresa sería menor que la valoración social. En concreto, imagina que el Sr. Torpe no es demasiado bueno como innovador pero sabe cómo extraer un gran porcentaje del valor social de su actividad empresarial porque ha heredado habilidades para ello, mientras que otros individuos con más talento podrían apropiarse de un porcentaje mucho menor. En este caso, el producto agregado sería mucho mayor si los individuos con más talento fuesen los innovadores. Pero precisamente debido a que estos individuos captarían sólo una pequeña parte de la retribución, es el Sr. Torpe quien tiene la ventaja relativa en las actividades innovadoras.

En definitiva, existen muchas situaciones en las que el Sr. Torpe podría acabar teniendo mucho más éxito en la vida de lo que uno podría prever, dada su escasa capacidad; y muchas situaciones en las que la asignación de talento en la sociedad resultaría ineficiente. Algunas de estas ineficiencias son evidentes, otras son más sutiles.

1 Tres razones de la asignación ineficiente del talento: el papel de la herencia

¿Por qué va a ser ineficiente la asignación de talento que genera el mercado? Al fin y al cabo, el Sr. Torpe no tiene ningún interés en perjudicarse a si mismo. Entre las diferentes trayectorias profesionales que son accesibles para él, escogerá aquella que él percibe que le reportará

mayores ingresos[2]. Ésta será la opción que el mercado señala como aquella en la que él tiene ventaja relativa.

Evidentemente, si la asignación del talento es ineficiente debe ser porque el mercado no proporciona las señales adecuadas a las personas a las que debería. Existen tres posibles tipos de causas de esta situación.

En primer lugar, existe la cuestión de la libertad. No se puede llegar a la asignación óptima si se impide a algunas personas el acceso a ciertos empleos debido a cuestiones que no tienen nada que ver con la economía. La coacción es raramente amiga de la eficiencia. En la sección 2 desarrollaremos con más profundidad este punto.

En segundo lugar, podría darse el caso que la profesión en la que se puede obtener el mayor ingreso no sea la profesión en la que se puede generar el mayor ingreso.

Esto se puede dar por dos motivos.

(a) Podría haber fallos en el funcionamiento de la sociedad, de manera que la persona que tiene la ventaja relativa no puede usarla. Por ejemplo, si existen imperfecciones en el mercado de capital, un individuo pobre y brillante podría tener que pagar un coste muy elevado para establecer una empresa – quizás una cantidad mucho mayor que alguien con menos talento pero un acceso más fácil a créditos. Por lo tanto, los fallos de mercado pueden inducir a los agentes a tomar trayectorias profesionales que son subóptimas desde el punto de vista del interés general. Volveremos a este punto en la sección 3.1.

(b) También podría suceder que la sociedad fuera capaz de explotar eficientemente el talento de los individuos, pero que hubiese ineficiencias en el proceso de adquisición de dicho talento. Por ejemplo, personas con potencial para adquirir mucho talento podrían tener que adquirirlo en condiciones poco propicias a su desarrollo (por ejemplo, en una familia disfuncional). Así, personas con menor potencial podrían acabar teniendo más talento debido a que han disfrutado de un entorno más propicio.

2. Bueno, la mayor felicidad, pero no vamos a entrar en el asunto de si las personas valoran otras cosas en un trabajo, además de la renta. Por supuesto que les importan, pero es cualitativamente irrelevante y distrae de lo que es de verdad importante.

O bien los agentes podrían percibir erróneamente cuál es su ventaja relativa. Por ejemplo, si se educa a un individuo bajo el paradigma de que esfuerzo y sacrificio no merecen la pena, es improbable que vaya a realizar grandes esfuerzos en su vida adulta. Sus aspiraciones y sus objetivos serán necesariamente diferentes a los de otra persona idéntica en todos los respectos excepto por haber crecido en un entorno que le ha inducido a creer que el esfuerzo personal tiene sus recompensas.

Es importante darse cuenta que el concepto de eficiencia es notoriamente nebuloso en este último caso, ya que el problema está en lo que el individuo quiere hacer, no en que no hace lo que quiere. Hay que determinar en qué sentido es ineficiente que una mujer escoja trabajar menos. Puede ser ineficiente en un cierto sentido que tiene que ver con educación y asimilación, pero debemos tener en cuenta que la sociedad no puede cambiar quién es el hijo de quién y no es fácil ajustar el entorno al que los niños están expuestos. Podría ser más eficiente que el carnicero criase al hijo del carpintero, pero ni el niño, ni el carpintero, ni el carnicero estarían satisfechos con este cambio. Volveremos a este punto en la sección 3.2.

Por último, el mercado da señales equivocadas cuando existen externalidades. Cuando los agentes escogen su carrera profesional, no tienen en cuenta el valor de las externalidades (positivas o negativas) que producen en el resto de agentes. Un ejemplo: considere dos agentes y un trabajo que requiere ciertas características de empresario. Uno de estos agentes (el Sr. Pobrebuenchico) produce innovaciones que generan grandes externalidades positivas para la sociedad porque no puede captar el retorno de sus innovaciones. El otro agente (el Sr. Ricotonto) no tiene imaginación y es incapaz de innovar; por otro lado, es mucho más eficaz negociando con los sindicatos (el Sr. Ricotonto es un tipo duro), y por lo tanto es capaz de retener una porción mayor de su actividad innovadora. El Sr. Ricotonto está en una situación más ventajosa para convertirse en empresario, lo cual no es bueno para nadie excepto para él mismo. Desarrollaremos este punto en la sección 4.

Cuando hayamos visto las razones de la asignación ineficiente del talento, haremos tres observaciones importantes respecto al papel de la distancia, la desigualdad y los incentivos (sección 5.1), el papel de la competencia y el comercio internacional (sección 5.2) y también sobre la posibilidad de tener múltiples estados estacionarios.

Así que, por una razón u otra (y, de hecho, había incluso tres[3]), se asigna el talento de manera ineficiente cuando aquellos que tienen una ventaja relativa no son los que deberían tenerla. Veremos que a menudo esto está relacionado con el papel de la herencia. Esto es así porque cuando los agentes se enfrentan al mundo no lo hacen únicamente con los talentos y habilidades innatas (determinados por su composición genética). También lo hacen con los conocimientos adquiridos en el lento y difícil proceso de crecer. Lo hacen con los recursos financieros que han decidido invertir en ellos sus padres, quienes no toman decisiones con el objetivo de maximizar el retorno, sino intentando garantizar el bienestar de sus descendientes.

Es un hecho: algunas personas heredan ventajas. En la medida en que estas ventajas estuviesen correlacionadas con sus "habilidades innatas" no habría ningún problema con la asignación de recursos. El problema radica en que a menudo éste no es el caso. Los que heredan capital no son necesariamente los que lo usarían más sabiamente. Los que crecen expuestos a la música y a las artes no son necesariamente los más inclinados a apreciarlas. Los que obtendrían mayor rendimiento de un entorno intelectualmente estimulante bien pueden crecer en un entorno intelectual triste y gris. Los que forman parte de la etnia dominante no son necesariamente los que tienen más talento. Por descontado, las mujeres no son menos capaces que los hombres para realizar la mayoría de tareas que impedimentos sociales sitúan más allá de sus aspiraciones.

Son dos cosas: el grado de herencia del "talento innato" y quien hereda ventajas. Si ambos se diesen simultáneamente no habría ningún problema. Pero no es el caso. Existen muchas razones para ello: (1) Las ventajas que van más allá del "mérito" son abrumadoramente heredadas por los hijos de los ricos.[4] (2) Aquellos que son ricos lo pueden ser por cuestiones que van más allá de su propio talento. Y (3) las complicaciones

3. En realidad hay al menos una razón más, pero hemos decidido ignorarla. Esta razón adicional radica en las fricciones que se dan en los procesos de búsqueda. Si es difícil encontrar el trabajo adecuado, los individuos no se pasarán la vida buscando. Se quedarán con el primero que encuentren a pesar de que éste sea relativamente inapropiado. Esta cuestión ha sido ampliamente explorada por la literatura de economía laboral, pero no la cubrimos aquí puesto que no guarda relación ni con la movilidad intergeneracional ni con cuestiones de herencia.

4. Existen algunas excepciones, la más destacada, las discriminaciones de género. Uno nace hombre o mujer independientemente de su entorno socio-económico. Por otro lado, incluso aquí hay una cuestión de herencia – más sobre esto más adelante.

de la mezcla genética y el proceso de emparejamiento inducen a que el "talento innato" (sea lo que sea) no se hereda con gran exactitud.

Por lo tanto, llegamos a uno de los principales puntos de este trabajo: la movilidad intergeneracional es una señal del grado de salud de una sociedad. Señala la calidad de la asignación de recursos. Cuanto menor es el grado de movilidad intergeneracional (menor probabilidad de que los hijos de los pobres sean ricos), más probable es que la asignación de talento en la sociedad sea ineficiente. Esta relación se da en la medida en que las "ventajas" son heredadas por los ricos, mientras que el "talento" surge entre la descendencia de los pobres con más probabilidad de lo que surgen las "ventajas". Hablaremos de ello en la sección 6.

En el resto del trabajo desarrollaremos estas cuestiones (las causas de la asignación ineficiente y el papel de la herencia) y acabaremos evaluando cuánto sabemos sobre movilidad y qué es lo que nos puede explicar sobre la asignación del talento.

2 La discriminación empeora la asignación del talento

Una persona está discriminada cuando tiene (en relación con otra persona) una desventaja en la asignación de una tarea por motivos que no tienen nada que ver con su habilidad para realizar la tarea. En el caso más obvio se impide la posibilidad de desarrollar la tarea. La clave está en que la discriminación afecta la ventaja relativa de las personas, y no debido a sus habilidades sino por razones exógenas que no guardan relación con cuestiones económicas. Las consecuencias no pueden ser buenas.

La discriminación de las mujeres

"Hoy en día no se concibe ningún otro objetivo para nuestras mujeres que el de tener niños; se las considera como un entretenimiento más, como los instrumentos musicales o las joyas. Pero constituyen la mitad, o quizás más, de nuestra especie. Impedirles que contribuyan al sustento y a la mejora de los demás a través de su esfuerzo infringe las reglas de cooperación pública hasta el punto que nuestra sociedad nacional queda incapacitada como un cuerpo humano que tiene paralizada su mitad. Sin embargo, las mujeres no son inferiores a los hombres ni en sus capacidades intelectuales ni físicas. [...] La razón por la cual las mujeres se encuentran desfavorecidas es la percepción de que son totalmente ignorantes y de que no saben nada del derecho ni del saber, del beneficio ni del daño.

Muchas son las consecuencias perversas que resultan de esta situación de las mujeres, empezando por una crianza deficiente de sus hijos."

La cita anterior ni pertenece a un feminista radical ni es reciente. Fue escrita por Nanık Kemal (poeta y periodista, profeta y predecesor de los Jóvenes Otomanos[5]) y apareció en el periódico turco Tarvish-i Efkâr en 1867.[6]

A lo largo del tiempo y en diferentes sociedades ha sido imposible para las mujeres aspirar a competir en igualdad de condiciones por posiciones de prestigio. Es más, esto sucede incluso en nuestra sociedad y en nuestro tiempo. En muchas sociedades simplemente se les impide el acceso a determinadas profesiones, en particular aquellas en las que podrían ejercer algún tipo de poder. Han estado recluidas en sus casas, invirtiendo la mayoría de su tiempo en traer al mundo niños y en criarlos; en cuidar de la casa y quizás como mano de obra complementaria en actividades agrícolas. Obviamente, la situación tiene que ser altamente ineficiente: la mitad de la población no puede contribuir libremente al comercio. El mercado de talento no está funcionando.

El hecho de ser mujer no es hereditario,[7] puesto que todas las mujeres tienen una madre y un padre. Por lo tanto la historia anteriormente mencionada sobre la movilidad social y la asignación de talento no es aplicable a este caso. Bueno, al menos no directamente. El modo en que la sociedad trata a las mujeres es un rasgo hereditario.

En la cuestión de la participación femenina en el mercado laboral, el problema de la eficiencia va más allá de la discriminación. Uno podría hablar sobre discriminaciones de género siempre que se impida el acceso a las mujeres a ciertas profesiones a pesar de sus talentos e inclinaciones. Imagínese por un momento que se trata de una sociedad en la cual se

5. Los Jóvenes Otomanos intentaron regenerar el estado otomano sin demasiado éxito.

6. Citado en Lewis (2002).

7. Posiblemente existen otras situaciones en las cuales se discrimina a las personas por características que no se heredan. Podríamos imaginar una sociedad que discriminase a aquellas personas que han nacido en martes y favorecer a aquellas que han nacido en domingo; habría discriminación pero no rasgos heredados. De cualquier modo, las discriminaciones de género parecen ser, con diferencia, la más importante discriminación por cuestiones no hereditarias que afecta a la asignación de talento. Otras podrían ser la discriminación a los homosexuales, los discapacitados, etc. Dadas las limitaciones de espacio, no las analizaremos en este trabajo. Lo cual no quiere decir que no sean importantes, porque lo son.

educa a las mujeres de manera que deseen mantenerse alejadas del mercado laboral. Sujeto a esta "función de utilidad", quizás no sería lo más eficiente que sus talentos se empleasen en el mercado laboral. Si no hubiese una fuerza que lo impidiese, el mercado asignaría un precio a sus talentos de manera que su grado de participación en el mercado de trabajo fuese óptimo. En este caso no habría discriminación de ningún tipo. Sin embargo, el resultado no sería eficiente porque, al menos en nuestro ejemplo, el hecho de que a las mujeres "no les gusten" las actividades del mercado de trabajo no es exógeno; depende del entorno en el que han crecido. Que las mujeres tienen una menor participación en el mercado de trabajo que los hombres es un hecho. Incluso en un contexto sin discriminación en el que las mujeres prefiriesen participar menos en el mercado laboral que los hombres, sería una cuestión empírica (que no ha sido resuelta) si esto es eficiente o no. Sería eficiente en la medida en que a las mujeres les gustase participar menos por su condición inherente de ser mujeres (maternidad, etc.). Sería ineficiente en la medida en que les gustase participar menos porque han crecido en un entorno determinado; en la medida en que con una educación diferente se pudiese mejorar la "oferta de talento" del mercado laboral. Se trata del debate de lo "innato" versus lo "adquirido" traducido a su sentido económico. Si la tendencia de las mujeres a no participar viene dado por lo "innato" el problema es menos grave de lo que sería si lo que genera estos patrones de oferta es lo "adquirido". En ese caso estaríamos hablando de una cuestión diferente a la de discriminación. La discriminación es ineficiente, punto. Cuanta más discriminación existe, peor es el resultado. Lo notorio es que incluso en el caso hipotético en el que no hubiese discriminación la baja participación de la mujer es ineficiente en la medida en que las preferencias y la visión de la vida que tienen las mujeres es una consecuencia de lo "adquirido" y no de lo "innato".

Es importante señalar que, a pesar de que la condición de ser mujer no es hereditaria, la manera en que los niños son educados sí lo es, y en este sentido el grado de ineficiencia en la economía podría ser una función de los patrones educativos del pasado. Las mujeres que crecen en entornos en los que se valora y se aprecia la actividad laboral de las mujeres son más propensas a realizar actividades en el mercado.

La discriminación de rasgos hereditarios: raza u origen étnico

Que algunas personas, en algunas sociedades, son discriminadas por su raza o su grupo étnico es un hecho. Existen fuertes argumentos para creer que las personas que tienen antepasados africanos han sido

(y muy probablemente todavía son) discriminadas en la mayoría (sino la totalidad) de los países de origen europeo. Dejando de lado el vergonzoso asunto de la esclavitud, el caso más destacado sería el de Sudáfrica durante el período del apartheid. La asignación no solamente era injusta, sino también tremendamente ineficiente porque la cantidad de talento desperdiciado tomaba proporciones absurdas (por no hablar de los recursos necesarios para sustentar un sistema irracional).

La cuestión que quisiera resaltar es que la principal diferencia cualitativa entre las discriminaciones por cuestión de raza y las discriminaciones de género es su componente hereditario. En el caso de la discriminación de género el rasgo que genera la discriminación no es hereditario, mientras que en el caso de las discriminaciones de raza o etnia el rasgo es en gran medida hereditario. Consecuentemente, el grado de discriminación racial en una sociedad tendrá un impacto en la movilidad intergeneracional, mientras que la discriminación de género no lo tendrá (al menos no de la manera más aparente). Hablaremos en más detalle sobre esto en la sección 6, pero un poco de intuición puede resultarnos útil ahora.

El talento podría ser poco hereditario –muy probablemente esto es así en gran medida. Padres e hijos tienen en común rasgos genéticos que correlacionan sus talentos y habilidades. Sin embargo, esta correlación está lejos de ser perfecta. Ciertamente, el hecho de que se necesite a un padre y a una madre para procrear implica que sus hijos tendrán características de ambos, pero no idénticas a ninguno de ellos. La inteligencia y el talento son cualidades altamente multidimensionales y en cualquiera de estas dimensiones los hijos pueden tener mayor o menor "talento" que cualquiera de sus progenitores.

Las características raciales son un ejemplo interesante porque son unidimensionales y porque evidentemente son hereditarias. Los hijos podrán tener más o menos talento que sus padres, pero ciertamente serán de su misma raza.[8]

Como ejemplo considera dos sociedades, llamémoslas Buenolandia y Malolandia. En ambas conviven personas de dos "razas" diferentes, llamémosles "w" y "b". Para este ejemplo supóngase que lo que llamamos "raza" es simplemente una característica perfectamente hereditaria que

8. O una combinación convexa de ambas razas si son una pareja mixta.

es observable pero que no tiene ninguna relación con las características productivas del individuo. Podría ser que las personas de "raza w" tienen la piel verde, mientras que las personas de "raza b" tienen la piel azul. Para simplificar las cosas, supón que ambos países tienen la misma composición racial.

En Malolandia se discrimina a las personas de "raza b" de tal manera que en término medio acaban siendo substancialmente más pobres de lo que serían si no hubiese discriminación. En cambio, en Buenolandia se asignan diferentes actividades a diferentes personas en base únicamente a sus habilidades.

De lo que debemos darnos cuenta es que, en la medida en que el talento no se hereda perfectamente, el grado de movilidad intergeneracional será mayor en Buenolandia que en Malolandia. En Malolandia, no sólo el talento, sino también la raza tienen un impacto económico; y ambos se heredan hasta cierto punto. Cuanto mayor sea el grado en que rasgos con contenido económico se heredan, menor será el grado de movilidad social en la sociedad. Dado que el talento y la raza no están correlacionados[9], en Malolandia la herencia de rasgos raciales tiene un componente económico puesto que nos sirve para predecir la posición que tendrá un individuo en la sociedad. Malolandia tendrá menor movilidad intergeneracional.

Más adelante veremos que se puede considerar el grado de movilidad intergeneracional como un indicador de la salud de la economía, de la calidad del proceso de asignación de talento. Sin embargo, hay que resaltar que, aunque es la principal cuestión que tratamos, este razonamiento hace referencia únicamente a los rasgos que se heredan. No se aplica, por tanto, al caso de las discriminaciones de género.

Existen otras formas de discriminación que vienen generadas por rasgos hereditarios. Imagina una sociedad que ejerce una discriminación positiva hacia la gente atractiva (consiguen mejores trabajos con el mismo talento); éste es un rasgo completamente exógeno y no económico. Imagina que el talento y la belleza son ambos hereditarios pero ninguno se hereda perfectamente sino que se heredan con cierta variabilidad. Cuanto más importantes sean las ventajas que se heredan, menor será la movilidad. Consecuentemente, cuanto más discrimina una sociedad a

9. No lo están, pero para el argumento sería suficiente que no estuviesen perfectamente correlacionados.

favor de gente atractiva, menor es la movilidad social y menos eficiente es la asignación del talento. En general, la discriminación étnica es el caso más interesante por ser el más común, el más obvio y el más hereditario.

3 La persona equivocada para el trabajo equivocado

Recordemos nuestra definición de discriminación: situación en la que algunas personas son, o bien obligadas a aceptar trabajos por razones no económicas, o bien se les impide aceptarlos. En esta sección veremos que la asignación de talento es ineficiente incluso en sociedades en las cuales no existiese discriminación en el sentido anterior. La razón es que en todas las sociedades hay individuos relativamente ricos y relativamente pobres; ambos reciben una dotación de sus padres, pero los ricos obtienen una mejor dotación.

El caso más flagrante se da cuando personas que nacen en familias ricas tienen un más fácil acceso a recursos financieros que las personas nacidas en el seno de familias más pobres. Cuando se determina si realizar o no una cierta inversión, un factor clave es el acceso a financiación externa. En un mundo con imperfecciones en el mercado de capital, el acceso al crédito es limitado. Puedes tener mucho talento, pero tienes que demostrarlo para conseguir que una tercera persona financie tu idea. De la misma manera, yo podría heredar una empresa y acabar dirigiéndola a pesar de no ser la persona más indicada para ese trabajo. Podría ser mejor contratar a un directivo que tuviese más talento que yo, pero podría desconfiar de su comportamiento y él podría no tener suficientes recursos para comprarme la empresa.[10]

Pero el hecho de nacer en familias con una buena situación socio-económica otorga muchos tipos de ventajas, no sólo financieras. También se adquieren conocimientos sobre qué cosas pueden hacerte rico. Al fin y al cabo, los padres que son ricos tienen que saber más que los padres que son pobres acerca de lo que hacen los ricos. Este segundo tipo de ventaja es más sutil, puesto que hace a los ricos "mejores" de una manera inherente, pero es también la causa de grandes ineficiencias. Exploraremos ahora ambos tipos de ventajas.

10. En aras del realismo no deberíamos olvidar otra posibilidad: la persona que hereda una empresa podría no ser consciente de sus capacidades limitadas... la riqueza parece alimentar la autoestima independientemente de hechos y realidades.

3.1 Imperfecciones en el mercado de capital

Entendemos por "talento" la capacidad de resolver problemas, idear nuevas maneras de hacer las cosas, ser bueno en la organización de la producción y en la toma de decisiones. Dada esta definición, parece evidente que el talento y la actividad empresarial están interrelacionados. Las personas con más "talento" también serán los mejores empresarios, casi por definición.

Ahora bien, las imperfecciones en los mercados de capital generan asignaciones ineficientes de talento por dos razones: (1) las actividades empresariales no necesitan sólo talento sino también capital. (2) Cuanto "talento" tiene un individuo está (en parte) relacionado con la inversión en capital humano. Los padres ricos invierten más en sus hijos, incluso cuando esta inversión tuviese un retorno menor que educar a otros chicos muy inteligentes pero pobres. A continuación, examinamos estos dos puntos por separado.

Empresarios y empresas

Los problemas de información hacen que el acceso a la financiación en el mercado de capital sea limitado. Si una persona tiene una gran idea para establecer una empresa pero no dispone de los recursos necesarios para financiarla, tendrá que convencer a un capitalista (a un banco o a la bolsa) de que su negocio va a generar beneficios. Lo cual será difícil, quizás imposible, sin garantía colateral.

En cambio, otro individuo que tuviese una idea mucho menos audaz (quizás por tener menos talento) pero que haya heredado los fondos necesarios no tendría necesidad de financiación externa. Su idea (la peor idea) es la que se acabará implementando, y es bastante obvio que esto nos aleja de la situación óptima.

Cuanto menos eficiente sea el mercado de capital, más importante será la riqueza en la decisión de quién será empresario y, en consecuencia, más ineficientes serán las empresas. Esto es conocido desde hace tiempo; artículos que desarrollan modelos para exponer esta línea argumental son, por ejemplo, Banerjee y Newman (1993), Erosa (2001), Erosa e Hidalgo (2004), o Caselli y Gennaioli (2002).

Un ejemplo destacado de este problema son las empresas familiares, empresas cuya gestión pasa de padres a hijos. A menudo, suelen ser

empresas de tamaño pequeño o mediano en las que el propietario es el hijo o hija del anterior dueño. Supongamos que el fundador de la empresa era una persona con mucho talento (lo cual es probablemente cierto si la empresa sobrevive durante varias generaciones). Esto no implica que su hija tenga el talento necesario para dirigir la empresa tan bien como su padre.[11] Si la hija no es muy buena empresaria, podría considerar venderla, pero quizás sea difícil encontrar un comprador que esté dispuesto a pagar el precio adecuado (siendo el valor de la empresa información privada, muy difícil de verificar). También podría darse el caso que una empresa dirigida por una hija sin demasiado talento sobreviva si el mercado en cuestión no es muy competitivo, como se describe en Pica y Rodríguez Mora (2005). En cualquier caso, la asignación de talento sería ineficiente.

En resumen, esto nos sugiere que en una sociedad donde existen dificultades o acceso restringido a los mercados de capital, y/o hay una gran incidencia de empresas familiares, será una sociedad con una mala asignación del talento y un nivel de movilidad intergeneracional bajo. Y esto porque los padres traspasan a sus hijos mucho más que genes y educación: también les traspasan su riqueza financiera.

Imperfecciones del mercado de capital y la acumulación de capital humano

Tener padres ricos es una ventaja cuando uno está pensando en realizar una inversión. Ya sea con el fin de empezar una empresa o de adquirir una educación. En un mundo con mercados de capital imperfectos, la adquisición de capital humano depende crucialmente de la cantidad de dinero que los padres puedan gastar en sus hijos. Esto ha sido ampliamente explorado en la literatura económica, y se ha demostrado que tiene consecuencias para la eficiencia y el crecimiento económico, como fue puesto de relieve en el trabajo seminal de Galor y Zeira (1993).

En la medida en que las imperfecciones del mercado de capital afecten a la adquisición de capital humano, las políticas educativas tendrán gran impacto potencial sobre la asignación eficiente del talento. Se tiende a pensar que el acceso gratuito a la educación afecta positivamente a la movilidad intergeneracional y la asignación de talento (la primera por desvincular la educación de los hijos de los recursos financieros de sus

11. Un caso interesante se da cuando el talento del hijo es una variable endógena, como en Hassler y Rodríguez Mora (2000). Veremos este punto en la sección 5.3.

padres, la segunda por igualar las oportunidades de todos los individuos). A pesar de ello hay críticas diferencias entre ricos y pobres acerca del valor de la educación, aspiraciones y preferencias que hacen que los hijos de los ricos obtengan más de la educación pública que los hijos de los pobres. De tal manera que la extensión de la educación pública podría incluso disminuir la movilidad social y perjudicar a la asignación de talento. Los ricos no simplemente heredan más dinero, también crecen en hogares donde reciben mayores incentivos al uso de la educación pública. Este efecto queda reflejado en el artículo de Checchi et al. (1999) y es también un factor importante en Hassler et al. (2007).

Imperfecciones en los mercados de capital como discriminación hacia los pobres

Las imperfecciones del mercado de capital funcionan de una manera parecida a la discriminación racial o a la de cualquier otro rasgo hereditario. Si en un caso es un rasgo "genéticamente" hereditario (el pertenecer a una cierta raza) lo que induce que los hijos de los pobres sean pobres (pues ambos pertenecen a la misma etnia), en el otro los hijos de los pobres siguen siéndolo porque no tienen posibilidades (o son reducidas) de ascender de escalafón social, incluso si tienen talento.

En ambos casos, las barreras de acceso son "construcciones sociales" dependientes no de nada físico, sino de la interacción entre los individuos. Podríamos imaginar una sociedad en la que no existe ninguna discriminación racial, quizás de la misma manera en que podríamos imaginar una sociedad donde los mercados de capital funcionan correctamente. De hecho, incluso si fuese imposible deshacernos de las imperfecciones de los mercados de capital, sería posible eliminar sus efectos negativos: las diferencias de renta podrían ser eliminadas mediante políticas redistributivas, colocando a todos en el mismo punto de salida. El caso es que en ambos casos es concebible una sociedad sin este tipo de barreras, ni las étnicas ni las que son consecuencia de imperfecciones en los mercados de capital. Las barreras existen sólo porque la sociedad las construye sin que haya fundamentos físicos más allá del juego y la interacción social.

No todas las diferencias en la línea de salida son así. Como veremos a continuación, además del talento, existen otras diferencias entre individuos que no son "construcciones sociales" y que no se pueden eliminar cambiando convenciones sociales o a través de la acción pública.

3.2 La educación de los hijos

La cuestión primordial aquí es que "lo que define a un individuo" es el producto de mezclar sus habilidades innatas con la formación que sus padres le hayan podido dar. Los individuos crecen en familias, que es donde se da gran parte del proceso educativo. Pero los padres difieren en sus conocimientos, en lo que pueden transmitir a sus hijos, y los hijos difieren en sus capacidades de beneficiarse de los cuidados de sus padres. Un ejemplo muy simple nos puede ayudar a entender algunas de las implicaciones que esto tiene.

Sería fantástico que los hijos de los músicos fuesen los niños que más talento musical tienen, pero esto es bastante improbable. Los niños que crecen en un familia de músicos probablemente se convertirán en buenos músicos, pero no porque hayan nacido con un talento especial para la música sino porque sus padres, músicos, les han enseñado los trucos del oficio. Esto les puede dar una ventaja relativa como músicos: a pesar de que el hijo del pastelero nació con increíbles habilidades innatas para la música, el chaval nunca las desarrolló, porque nunca fue expuesto a ella.

La ventaja relativa del hijo del músico estará en ser músico, y está bien que así sea, porque cuando sea mayor será mejor músico que el hijo del pastelero... sin embargo el resultado hubiese sido mejor si el hijo del pastelero hubiese crecido en la familia del músico. Esta vez no es culpa del mercado, que hace su trabajo bien: indica al hijo del músico que se haga músico porque es mejor músico, aunque el hijo del pastelero pudiera haberlo sido. Probablemente en este ejemplo no se puede pensar en mejorar mucho las cosas, y debemos considerar la habilidad como herencia al conjunto del talento y del entorno en que se ha crecido. No obstante, existen otros casos en los que este tipo de historias tienen consecuencias más interesantes.

Otro ejemplo. Digamos que los individuos pueden ser empresarios o trabajadores; nacen con más o menos talento, pero sólo los hijos de los empresarios aprenden cómo dirigir una empresa. Los hijos de los trabajadores pueden hacerse empresarios sólo si su talento es de tal magnitud que pueden superar la ventaja inicial que los hijos de los empresarios tienen. En este caso tampoco existen fallos de mercado, las personas que se hacen empresarios son los que lo hacen mejor, pero el mundo podría haber sido mejor si las personas que acabasen siendo empresarios fuesen los que tenían más capacidades innatas. Obsérvese

que digo “podría haber sido mejor”, no que podemos mejorarlo partiendo de cómo está. Al margen de la posibilidad de cambiar quién educa a quién, no hay nada que podamos hacer. Aún así debemos preocuparnos de ello porque (1) podrían existir externalidades y (2) la medida en que la riqueza otorga una ventaja es endógena al funcionamiento de la economía. Desarrollaremos este punto más adelante, de momento simplemente notemos que cuanto más grande sea la externalidad positiva que genera el talento de los empresarios, más ineficiente será la situación que analicemos. El resultado es ineficiente porque el talento y la ventaja que da la riqueza no están correlacionados debido a la ventaja inicial de los hijos de los ricos. Cuanto mayor sea la ventaja inicial que tienen los hijos de los ricos, peor será la asignación del talento. Cuanto mayor sea la ventaja inicial, mayores serán los efectos de la externalidad. En la próxima sección analizaremos en más detalle estas cuestiones, por ahora vale la pena adelantar que estos efectos pueden auto-alimentarse (peor asignación del talento produce menos movilidad que produce peor asignación del talento…), generando múltiples estados estacionarios.

El hecho es que a los hijos se les transmite mucho más que genes y dinero. También se les transmite una visión del mundo filtrada por los ojos de los padres. Los padres transmiten sus conocimientos, sus contactos, sus deseos, sus aspiraciones y sus formas de entender la vida. Crecer en familias relativamente ricas, con un alto nivel educativo, predispone a tener una visión de la vida diferente de aquellos que crecen en una familia de clase trabajadora… y a reaccionar de manera distinta ante eventualidades. Piketty (1995) presenta un modelo en el que la percepción sobre cuál es el rendimiento del esfuerzo difiere entre ricos y pobres debido a que han sido expuestos a diferentes experiencias. Hassler y Rodríguez Mora (2000) presentan un modelo en el cual la cantidad de información económicamente útil que los niños reciben de sus padres depende de la profesión de éstos. En Checchi et al. (1999) y Hassler et al. (2007) el impacto de la educación pública es diferente entre los hijos de los ricos y los de los pobres como consecuencia del nivel educativo de sus padres.

El hecho primordial es que, en la medida en que los hijos de los ricos aprendan cosas que les ayuden a seguir siendo ricos y los hijos de los pobres lo hagan en menor medida, se darán las siguientes consecuencias: (1) la asignación de talento será ineficiente y (2) el grado de movilidad intergeneracional será menor que si hubiesen crecido en ambientes similares.

Estamos hablando de un proceso lento y complejo: crecer, aprender y adquirir un conjunto de valores y aspiraciones durante años en el hogar de los padres. La exposición a un conjunto de experiencias específicas que dependen crucialmente de cómo son tus padres. Estas experiencias (tanto buenas como malas) no pueden ser compensadas por la educación formal, al menos no en su totalidad[12]. Como en el caso del pastelero y el músico, no podemos intercambiar sus hogares donde el niño pobre con talento y el niño rico sin talento crecen, pero esto no significa que el resultado sea irrelevante. Afecta, por ejemplo, a la visión que debemos darle a la educación formal, en particular a la educación pública. Quizás debería darse un énfasis mayor en "motivar" y no sólo en "informar" a los hijos de los relativamente pobres. También podría tener sentido el introducir medidas especiales para apoyar a los hijos de los pobres en la educación de grado superior, quizás algún tipo de discriminación positiva.

Quisiera enfatizar que existe una diferencia crítica entre este mecanismo y la herencia de capital. En ambos casos se trata de condiciones hereditarias. En ambos casos se trata de personas que tienen una ventaja al inicio de sus vidas, pero:

1. Las diferencias en el nivel de capital no tendrían un impacto en la eficiencia si no hubiese imperfecciones en el mercado de capital. Las diferencias en el entorno familiar en el que los niños crecen tendrían un impacto en la eficiencia incluso si los mercados de capital fuesen perfectos y no hubiese discriminación.

2. Las diferencias en el nivel de capital pueden reducirse mediante la redistribución. Las diferencias en el entorno familiar difícilmente pueden ser reducidas de esta manera; son mucho más sutiles.

Finalmente, quisiera remarcar que esto es también relevante para el caso de las diferencias de género. Volviendo a lo que veíamos en la sección 2, es posible que las mujeres tengan una menor participación en el mercado laboral por decisión propia, pero en el caso en que esto se deba a que han sido inducidas a pensar así por su educación esto será

12. Es difcil de creer que se pueda sustituir el tener malos padres con tener buenas escuelas, entre otras cosas porque a menudo sucede que lo primero imposibilita lo segundo. La evidencia empírica parece ir en la misma dirección, ya que la mobilidad intergeneracional no parece aumentar (muy al contrario) con la provisión de educación pública.

ineficiente. Al menos en el sentido que la producción en esta sociedad sería mayor si hubiesen sido educadas de una manera diferente.[13]

4 Las externalidades distorsionan la percepción de la ventaja relativa

La presencia de externalidades contribuye a la ineficiencia en la asignación de talento porque los individuos no obtienen el "retorno" social que sus actividades generan, es decir, su valor desde un punto de vista social. Las externalidades hacen que la retribución privada y social del trabajo difiera. Como resultado, acaban induciendo decisiones sobre el tipo de carrera profesional que, a pesar de ser correctas desde un punto de vista privado, son ineficientes desde un punto de vista social.

Podríamos considerar a los agentes como dotados de ciertos "activos". Para simplificar las cosas, en un primer ejemplo supongamos que estos "activos" son el talento musical y el talento para cocinar, que hay sólo dos profesiones (pastelero y músico) y que en la asignación óptima las personas con más talento musical con relación a otros, trabajan como músicos. Supongamos también que los músicos no perciben todo el valor del producto de su trabajo: el valor social del talento musical de un músico es mayor que la retribución que él recibe. Así, la cantidad de talento musical empleado en las actividades musicales será ineficientemente bajo. En general, los músicos serán personas con muy poco talento relativo[14] para cocinar, no necesariamente personas con un gran talento musical. Y esto porque las personas con mucho talento para ambas profesiones se van a dedicar a ser pasteleros ya que se valora mucho más esa profesión: los pasteleros reciben la totalidad del valor de su producción, los músicos no.

Además de en la música, existen externalidades en muchas otras profesiones y talentos. Quizás las más importantes sean las asociadas a las innovaciones creadas, inducidas y/o desarrolladas por los empresarios. Hay muchos talentos que definen a un buen empresario. Uno de ellos

13. En este contexto no tiene demasiado sentido utilizar la palabra eficiencia en su significado económico tradicional, que considera exógenas las preferencias. Aquí las "funciones de utilidad" (valores, objetivos, aspiraciones) son heredadas y por lo tanto afectan los valores, objetivos y aspiraciones de otros individuos (sus hijos), determinando sus acciones. Es difícil hablar de eficiencia pero aún así es posible hablar de bienestar material.

14. La palabra "relativo" se refiere a la asignación óptima.

es la capacidad de innovar y de enfrentarse a nuevos retos. Otro es la capacidad de organizar la producción, utilizar las tecnologías estándar y los procesos de producción ya implementados. La diferencia entre los dos tipos de talento es que el primero induce una externalidad: cuando innovas, otros pueden seguirte sin coste alguno.

Consideremos dos profesiones: empresario y trabajador. Los agentes que optan por una carrera empresarial son los que obtienen una mayor retribución dirigiendo la empresa que trabajando en ella. Por lo tanto, si la economía genera una generosa retribución a las habilidades innovadoras de los empresarios, el conjunto de candidatos a empresario estaría formado por agentes que son innovadores. En cambio, si los empresarios son retribuidos principalmente por sus habilidades directivas, el talento innovador sería relativamente escaso.

Ahora bien, si el crecimiento económico es el resultado del proceso de innovación de los empresarios, la economía crecería más cuanto más se retribuya el talento innovador aplicado a las actividades directivas. Pero dado que hay una externalidad asociada con el talento innovador y no con el talento directivo de los empresarios, esto se trasladará en una tasa de crecimiento ineficientemente baja. Esto ha sido puesto de relieve en Hassler y Rodríguez Mora (2000), y Galor y Tsiddon (1997).

En este ejemplo hay dos características adicionales que resultan interesantes. En primer lugar, el grado en que la economía retribuye dos tipos diferentes de talento es endógeno de una manera muy interesante, algo que trataremos en la sección 5.3. En segundo lugar, es más fácil tener habilidades directivas si tus padres han sido directivos, de la misma manera que hemos descrito en la sección anterior. La capacidad innovadora es algo que no se aprende, o que se aprende en una menor medida. La tienes o no la tienes. Por lo tanto, si la capacidad innovadora se hereda, será debido a la genética y no a la profesión de tus padres.[15] En consecuencia, el grado de movilidad intergeneracional será (otra vez) un buen indicador del nivel de eficiencia en la asignación de talento.

Lo que es importante para nosotros es el grado en que el talento que genera la externalidad se da de manera simultánea con otros talentos. Si siempre se dan conjuntamente no habría inconveniente alguno, dado que

15. Además, debido a las particularidades de la mezcla genética, las capacidades innovadoras probablemente no estén muy correlacionadas entre generaciones.

la ventaja relativa no dependería de la externalidad. El problema surge cuando la correlación entre diferentes talentos no es perfecta.

La cuestión de las externalidades se combina con el resto de cuestiones que hemos discutido anteriormente. Los efectos negativos de las externalidades para la asignación del talento son más fuertes cuanto mayor sea la ventaja que algunos individuos tienen, siempre y cuando estas ventajas no estén relacionadas con sus talentos sino con la discriminación o con alguna forma de herencia de capital o de conocimientos.

5 Tres comentarios

5.1 Distancia e incentivos

Se desprende de nuestra discusión que cuanto menor sea la distancia entre ricos y pobres, más eficiente será la asignación del talento. Menores diferencias económicas no relacionadas con el talento se traducen en una mayor eficiencia económica.

Esto es cierto en todo lo que hemos discutido, pero resulta útil concentrarnos en los efectos de las imperfecciones del mercado de capital y la herencia de activos financieros. Claramente, sujeto a un nivel dado de imperfecciones en los mercados de capital, cuanto mayor sea la distancia entre ricos y pobres, más difícil será para el hijo con talento de una persona pobre competir con el hijo de una persona rica. Esto es así porque en una sociedad desigual los hijos de los ricos tienden a invertir más (dado que tienen más capital) y los hijos de los pobres tienen más problemas para compensar con talento las diferencias de capital, dado que empiezan con menos (y tienen que obtener más) que si hubiesen crecido en una sociedad más igualitaria. Por lo tanto, este mecanismo hace que la desigualdad se traduzca en falta de movilidad e ineficiencia en la asignación de talento.

Como en Hassler et al. (2007), nos referimos a esto como "el efecto distancia": cuanta más desigualdad existe, más difícil resulta compensar las desventajas de nacer pobre. Bajo este punto de vista la desigualdad es perjudicial. La redistribución allanaría el terreno de juego y mejoraría la eficiencia.[16]

16. No todos los días se oye que la redistribución puede mejorar la eficiencia, quisiera enfatizarlo.

Pero esto no es el final de la historia. La igualdad (pequeñas diferencias, pequeña distancia) también tiene un impacto en los incentivos. Si no hay grandes diferencias económicas entre ricos y pobres no importa demasiado lo que vaya a hacer con mi vida... no vale la pena poner mucho empeño en mejorar, en esforzarme al máximo para tener éxito. El esfuerzo personal estaría obstaculizado por el allanamiento del terreno de juego, las personas estarían menos inclinadas a iniciar inversiones si supiesen que el resultado final no depende de ello. E incluso habría una consecuencia mucho más perversa: el impacto de esta disminución de los incentivos sería, con toda probabilidad, más fuerte entre los pobres que entre los ricos. Este fenómeno se da porque los ricos tienen una ventaja no pecuniaria asociada a su estatus económico. Me refiero al tipo de herencia no financiera del que hemos hablado en la sección 3.2. Los hijos de los ricos tienen que esforzarse menos para tener "éxito" en la vida y, consecuentemente, la presencia de menores incentivos les afecta menos. La consecuencia de todo esto es que, debido al "efecto incentivo", más desigualdad se traduce en más movilidad social y en una asignación más eficiente del talento.

Esta discusión y la distinción entre el "efecto distancia" y el "efecto incentivo" son relevantes para el diseño de políticas públicas. Consideremos los efectos de haber tenido una generosa política redistributiva durante el último par de generaciones: la distancia entre ricos y pobres será menor. En consecuencia, la redistribución pasada contribuye a la movilidad y a la eficiencia. Consideremos, en cambio, los efectos de la redistribución futura. Si las personas esperan que las diferencias entre ricos y pobres sean pequeñas, el "efecto incentivo" será perjudicial para la asignación de talento. Claramente, los efectos de la "redistribución permanente" (si es que ese concepto tiene sentido) son ambiguos. Está claro que queremos un terreno de juego allanado. Queremos igualdad "de oportunidades", pero nos gustaría llegar a ello sin poner en peligro los incentivos que tienen los individuos para invertir, luchar e intentar tener éxito. La redistribución tiene los efectos que hemos mencionado antes y otras políticas pueden tener problemas similares.

En concreto, el impuesto de sucesiones ciertamente contribuye a allanar el terreno de juego, pero a su vez puede generar problemas de incentivos si los agentes deciden acumular menos riqueza como consecuencia de la imposibilidad de traspasarla a sus descendientes. En los últimos años ha habido una tendencia en EEUU y España a eliminar el impuesto de sucesiones argumentando, en la línea del "efecto

incentivo", que es un tipo de impuesto altamente ineficiente. Pero dado que este impuesto tiene efectos positivos y negativos para la eficiencia, la cuestión debería ser básicamente empírica. Sin embargo, no conozco ningún estudio específico que, de una manera clara, haya tenido en consideración ambos efectos del impuesto de sucesiones. A pesar de esto, dado que la literatura empírica ha encontrado que la herencia que las personas dejan a sus hijos es bastante inelástica a los impuestos, me sorprendería si los efectos negativos del impuesto de sucesiones fuesen grandes. Si esto es correcto, la reciente popularidad de las propuestas de eliminar el impuesto debe tener mucho más que ver con la distribución de poder (entre aquellos que tienen herencia que dejar y aquellos que no) que con una política que intenta conseguir eficiencia en la asignación de recursos.

5.2 La competencia mejora la asignación del talento

Recordemos que el problema aparece porque los hijos de pobres con talento tienen dificultades para competir con hijos de ricos con menos talento debido a las ventajas que estos segundos heredan. El problema, por tanto, debe ser mayor cuanto más importantes sean las ventajas que heredan los "ricos" y menor cuanto más importante sea el talento para determinar las tareas que se realizan. Si el talento es crítico, la asignación de recursos puede ser "injusta" (porque concebiblemente los hijos de los ricos pueden vivir mucho mejor que los de los pobres), pero casi tautológicamente, no puede ser ineficiente. Así, la siguiente pregunta que nos hacemos es ¿qué determina el valor del talento? ¿Bajo qué circunstancias es el talento más determinante?

La respuesta, casi obvia, es que la competencia incrementa el precio (el valor) del talento, mejorando su asignación, y esto por varias razones.

(1) La esencia de competir es hacerle la vida difícil a tu competidor. Crearle problemas. Y la esencia de tener talento es ser capaz de solucionar problemas a los que no te habías enfrentado antes. Así, cuanta más competencia, más importante es tener talento para sobrevivir.

Un ejemplo de este tipo de relación es Hassler y Rodríguez Mora (2000), donde los niños tienen dos tipos de activos: su inteligencia y la información que reciben de sus padres acerca de cómo funciona el mundo. La diferencia entre estos "activos" es que la inteligencia permite solucionar problemas a los que uno no se había enfrentado antes,

mientras que la información ayuda con los problemas que han surgido ya con anterioridad. Si los problemas a los que se enfrenta un empresario son esencialmente los mismos a los que se enfrentaron los empresarios de una generación anterior, ser hijo de empresario tiene mucho valor, y tener talento tiene necesariamente menos valor. Por el contrario, si los problemas son nuevos, la información que pudieran dar los padres está muy devaluada y respecto al talento tiene mucho más valor. Es interesante que en este contexto la determinación de quién es qué es endógena: dependiendo de si los empresarios tienen mucho talento o mucha información los problemas serán nuevos o no, pues los empresarios con talento innovan (y devalúan la información que pudieran dar los padres) mientras que los que no tienen talento no pueden innovar.

En general, la falta de competencia permite la creación de rentas incluso no relacionadas con el talento. Evidentemente, si diriges una empresa con bastante poder de monopolio puedes conseguir beneficios considerables a pesar de no tener mucho talento. El valor de la herencia (financiera o incorporada en tu visión del mundo) es mayor cuanta menos competencia haya. En consecuencia, un menor nivel de competencia se traduce en una asignación de talento más ineficiente.

(2) Existe otro mecanismo por el cual la falta de competencia perjudica la asignación de talento. Pica y Rodríguez Mora (2005) demuestran que hay un efecto de equilibrio general por el cual más competencia induce a incrementos en los salarios, que implica que sea mucho más difícil que personas que carecen de talento acaben siendo empresarios. Este efecto se da incluso cuando no hay herencias.[17] La razón es fácil de ver: cuando la gente con talento opta por hacerse empresaria, genera una externalidad pecuniaria negativa en los otros empresarios, puesto que incrementan la productividad y en consecuencia los salarios que todos los empresarios deben pagar. Esto implica que algunos empresarios (aquellos con menos talento) abandonen el mercado. Esto tiene una interesante implicación: ante la decisión de si abrir o no los mercados a la competencia exterior (1) los individuos con mucho talento están en contra de las barreras, puesto que se pueden beneficiar de un mayor mercado; (2) los que tienen muy poco talento (los pobres) también se benefician de una apertura al exterior, porque se benefician de los altos salarios que la competencia induce; y finalmente, (3) hay un grupo de individuos con nivel de talento intermedio que se oponen al libre comercio y están a favor de las

17. Y difiere, en este aspecto, del resto de este trabajo.

barreras. Estas son las personas que, en ausencia de competencia, serían empresarios (y se beneficiarían de rentas de monopolio), pero como resultado de la competencia ven sus ingresos de empresarios reducidos, hasta el punto que algunos de ellos prefieren ser trabajadores.

En ambos casos la moraleja es la misma: la competencia mejora la asignación de talento.

5.3 Retroalimentación

Hemos visto como más competencia genera una mejor asignación de talento. La relación de causalidad también funciona en el otro sentido: una mejor asignación de talento induce a un mayor grado de competencia. En el resto de esta sección, retomo los argumentos de Hassler y Rodríguez Mora (2000). A los agentes con talento les resulta más fácil innovar. Es parte de lo que normalmente llamamos "talento", o quizás deberíamos llamarlo más específicamente "inteligencia". En cualquier caso, los empresarios que son innovadores (son buenos lidiando con problemas nuevos) son los que generan una externalidad: ellos innovan, los demás les imitan. Cuanto mayor sea el número de directivos inteligentes, más innovación habrá en la economía y mayores serán las dificultades de aquellos que luchan para lidiar con las innovaciones. Cuanto mayor sea el conjunto de directivos con talento, mayor será el nivel de crecimiento económico y menor será el valor de la "herencia" que reciban los hijos de los empresarios en forma de información.

El efecto retroactivo es evidente: una mejor asignación del talento promueve un entorno competitivo donde se valora mucho el talento y poco la herencia. Esto genera, a su vez, una buena asignación de talento. En consecuencia, la multiplicidad de "equilibrios"[18] es posible. Podemos visualizar el resultado con la historia de dos sociedades. Ricolandia y Pobrelandia son dos sociedades ex-ante idénticas, tienen acceso a los mismos recursos (humanos y físicos), pero por razones históricas tienen diferentes estructuras sociales.

Consideremos Pobrelandia. Su clase empresarial consiste principalmente de hijos de los que fueron anteriormente empresarios. Desde el punto de vista de su nivel intelectual, son una muestra aleatoria

18. En realidad, de estados estacionarios, pero es una diferencia de la que nos abstraemos.

del total de la población, y por tanto tienden a la mediocridad. No son demasiado innovadores y no producen cambios sustanciales en el mundo. A pesar de esto, se enfrentan a retos económicos y aprenden de ellos. Pueden asesorar a sus hijos sobre cuáles son las mejores decisiones de su carrera profesional.

Esto es suficiente para que los hijos de los empresarios lleven la delantera -serán los empresarios de la próxima generación. En consecuencia, la inteligencia de la clase empresarial de Pobrelandia se mantendrá en la mediocridad. Los Pobrelandianos tendrán un crecimiento económico bajo durante las próximas generaciones.

En Ricolandia, por otro lado, la situación es diferente; los empresarios son los individuos más inteligentes de la sociedad, e innovan, generando crecimiento. Hacen que el mundo cambie rápidamente y que la información que les pueden transmitir a sus hijos se deprecie tan deprisa que tenga poco o ningún valor. La siguiente generación de empresarios estará formada por aquellos a los que la fortuna dota de gran inteligencia, y los habitantes de Ricolandia disfrutarán de un alto y consistente crecimiento económico.

6 Movilidad intergeneracional y la asignación del talento

Como ya hemos visto, la movilidad intergeneracional es un indicio del grado de eficiencia en la asignación de talento.[19] Esto es así porque (1) la mezcla genética y el hecho de que el proceso de emparejamiento sea una cuestión complicada y multidimensional asegura que el talento innato surge tanto entre los hijos de los pobres como entre los hijos de los ricos[20], mientras que (2) las ventajas no relacionadas con el talento las

19. Por "indicio" quiero decir que es una señal. No nos asegura nada, pero lo sugiere firmemente. Podemos concebir entornos en los que las instituciones que producen falta de movilidad parecen una consecuencia de otros fallos económicos en una sociedad. Por ejemplo, ciertas instituciones relacionadas con la herencia, como la primogenitud, pueden ser una respuesta de la falta de mercados de capital y de la necesidad de asegurarse de un tamaño mínimo de la empresa. También la herencia de la realeza y de la aristocracia en general, puede ser una respuesta eficiente al tumultuoso proceso de decidir quién debe ser el rey: quizás sea mejor asumir una peor asignación del talento si esto evita otros costes de transacción asociados a escoger al nuevo líder.

20. Es posible bien posible que el talento sea heredable en alguna medida, pero sin duda que no es "perfectamente heredable", porque no somos clones de nuestros padres, ni vivimos en su mismo entorno. Esto es todo lo que se necesita para nuestra proposición: el talento surge entre hijos de ricos y entre hijos de pobre, mientras que las "ventajas" no surgen entre los hijos de pobres. La correlación entre tener ventajas y tener talento es baja y genera mala asignación de talento y baja movilidad social.

reciben abrumadoramente los hijos de los ricos. Si el grado de movilidad es alto, tiene que suceder que un número considerable de hijos de pobres (supuestamente con talento) son capaces de superar las desventajas asociadas al entorno en el que han crecido. Por lo tanto, un nivel relativamente alto de movilidad intergeneracional es una señal de que el talento (y no las ventajas heredables y no productivas) determinan quién está en la cúspide. Por otro lado, un nivel relativamente bajo de movilidad es indicativo de una sociedad enferma, donde los individuos que están en el nivel más alto han sido protegidos de la competencia. Muchos de ellos no son los más indicados para la tarea que desempeñan. A pesar de esto, gozan de cierto éxito económico (comparado con los demás) gracias a las ventajas que heredan de sus (exitosos) padres.

Esto no quiere decir que el nivel de movilidad eficiente sea la ausencia de correlación entre las rentas de padres e hijos (lo que a veces se llama, creo que muy erróneamente, "movilidad total"): dado que el talento tiene un cierto componente hereditario es absurdo pensar en una sociedad con "movilidad total"... y si lo observásemos, no sería indicación de nada bueno. Un cuento de Borges narra la historia de la Lotería de Babel, donde la posición de todos los ciuadanos en la sociedad es determinada por una lotería, y no por las caracterísitcas de cada persona. En el Babel de Borges hay mucha movilidad y poca eficiencia y eso se debe a que la suerte (buena o mala) está repartida equitativamente entre todos los ciudadanos... y por eso su Babel es una metáfora pobre de nuestra sociedad. (1) En primer lugar porque en la vida importan no sólo la suerte (las ventajas), sino también el talento... que es en alguna medida heredable... pero sólo en alguna medida. Pero además, (2) porque la suerte no se reparte igualmente entre todos: a los hijos de los ricos se les reparten mejores cartas que a los hijos de los pobres independientemente de su talento. Considerando que la herencia de talento es constante en distintas sociedades[21] y no es perfecta[22], lo que nos queda por ver cuando comparamos el nivel de movilidad entre dos sociedades es cuan ecuánimemente repartida está la suerte.

Una sociedad de baja movilidad intergeneracional no sólo es injusta, sino también ineficiente. No hay conflicto entre eficiencia y equidad cuando incrementamos la movilidad social: cuanta más se da, más justa y

21. Lo que es debatible, pero nosotros asumimos en aras de la simplicidad.

22. Lo que no es debatible: pueden tener talento tanto los hijos de gente sin talento como los hijos de gente sin fortuna.

eficiente es una sociedad. En este aspecto la movilidad social (señalizando la "igualdad de oportunidades") es conceptualmente muy diferente de la desigualdad de ingreso o de renta, donde cabe la posibilidad de que entren en conflicto.

La cuestión principal aquí no es la relación entre movilidad intergeneracional (igualdad de oportunidades) y equidad. Lo que quiero enfatizar es que la movilidad intergeneracional es un indicador del nivel de eficiencia en una sociedad. Obviamente, si hay más movilidad también hay más justicia social, dado que todos tienen las mismas oportunidades independientemente del entorno del que provengan. Nadie discutiría esto. El meollo de la cuestión es que la sociedad es más eficiente en la medida en que las fortunas de hijos y padres están menos correlacionadas. Encuentro esto mucho más interesante que decir que una baja movilidad es injusta. Es difícil pensar sobre justicia social, dado que lo que es justo para unos es injusto para otros. En cambio, el concepto de eficiencia es mucho más potente; si una asignación es ineficiente, lo es para todos. La sociedad (en global) podría estar mejor.

Por lo tanto, el estudio empírico de la movilidad intergeneracional nos proporciona un mirador para observar el grado de ineficiencia en la asignación de talento de una sociedad. Desafortunadamente, no es una cuestión exenta de problemas.

Obviamente, debemos ser precavidos cuando analizamos factores no hereditarios que afectan a la asignación de talento, principalmente a las discriminaciones de género. Lo que puedo decir es que es un problema importante que merece ser estudiado directamente y por la misma razón: no sólo porque es injusto, sino también porque es ineficiente. Primero analizaremos la cuestión de la movilidad y más adelante la evolución de las discriminaciones de género.

La medición de la movilidad social

Estimar el nivel de movilidad intergeneracional es notablemente difícil. La razón es que para hacerlo directamente y de una manera que sea comparable a través del tiempo y de los países requiere una base de datos de panel ridículamente larga y extensa. En general, estos datos no están ni estarán disponibles.

El enfoque clásico utiliza datos de panel para estimar la correlación entre el ingreso de los padres y de los hijos. La regresión típica tiene

como variable dependiente el logaritmo de los ingresos de los hijos y como variable independiente el logaritmo de los ingresos de sus padres. El parámetro estimado determina la elasticidad de los ingresos de los hijos con respecto a sus padres. A menudo se considera que el "grado" de movilidad social es igual a uno menos esta correlación.

Incluso este simple enfoque resulta a menudo difícil de implementar. El primer problema es que se necesita un panel que cubra al menos 30 años. Un panel de esta longitud sólo nos permitirá aproximar muy rudamente las rentas de las dos generaciones. Para realmente medir el ingreso de toda la vida laboral de padres e hijos necesitaríamos un panel de cobertura longitudinal de alrededor 85 años. Este tipo de panel simplemente no existe.

Por lo tanto, si se quiere medir el grado de movilidad intergeneracional hay que aceptar compromisos. Con el método tradicional buscas los datos de panel que puedas encontrar. Cuando los tienes te queda lidiar con un conjunto de problemas bien conocidos, al menos desde Solon (1992):

1. Lo que interesa para medir movilidad intergeneracional es la renta total de padres e hijos a lo largo de toda su vida. Pero esa información es inexistente, a lo sumo existen algunas observaciones de la renta de unos y otros. El problema es que a lo largo de la vida de un individuo su renta sube y baja. Usando la renta de un año para extrapolar la de toda la vida añade un error de medida en las mediciones. Esto genera un sesgo a la alza de las estimaciones de movilidad intergeneracional: debido a esta aproximación, la correlación estimada entre el ingreso de padres e hijos será menor que la correlación que de verdad haya entre la totalidad de sus ingresos a lo largo de sus vidas laborales.

2. El ingreso de los hijos tiende a ser medido al inicio de sus carreras profesionales. Esto tiende a producir un sesgo, dado que el ingreso de estos primeros años puede ser una aproximación muy imprecisa del ingreso a lo largo de la vida laboral, especialmente para las personas con un alto nivel educativo.[23]

3. Las muestras están sesgadas, dado que la tasa de abandono selectivo de la muestra es diferente para distintos grupos de la población. La clase media tiende a estar sobrerepresentada en la muestra final,

23. Ver, por ejemplo, Haider y Solon (2006), Hertz (2007).

mientras que pobres y ricos (para los que la movilidad puede ser menor) están muy escasamente representados en relación a su proporción en la población.

4. Obviamente requiere tiempo construir una base de datos de panel. Lo cual obstaculiza la posibilidad de estudiar las dinámicas de la movilidad intergeneracional.

En consecuencia, las medidas de movilidad intergeneracional obtenidas utilizando métodos tradicionales (1) son escasas, debido a la dificultad de conseguir los datos, (2) son difíciles de comparar entre países (Solon (2002)) y (3) son difíciles (o imposibles) de comparar a lo largo del tiempo.

Este lamentable estado en el que se encuentran nuestros conocimientos empíricos sobre la materia contrasta con el reconocimiento de su importancia. En consecuencia, durante los últimos 15 años se ha sacado el máximo partido posible a los métodos tradicionales (y, sorprendentemente, hemos aprendido mucho más de lo que uno esperaría, dadas las restricciones); pero al mismo tiempo se han estado buscando maneras de sortear los problemas derivados de la falta de datos de panel de suficiente cobertura longitudinal.

¿Qué hemos aprendido?

Para empezar, sabemos que el grado de movilidad es mucho menor de lo que se pensaba hace 15 años. El artículo fundamental de esta literatura es de Solon (1992). Antes de su aparición, las estimaciones de movilidad social disponibles (escasas y sólo para los EEUU) indicaban casi siempre que la correlación entre el ingreso de padres e hijos era baja (alta movilidad social). Por ejemplo, en Behrman y Taubman (1985, 1990) o en el trabajo de Becker (e.g., 1967, 1979, 1986) encontramos correlaciones de alrededor del 0,2. El artículo de Solon (1992) demostró que las estimaciones previas estaban sesgadas y por lo tanto eran engañosas, y que el acceso a datos de panel de amplia cobertura temporal podría reducir este sesgo, aumentando la precisión de la estimación del ingreso tanto de padres como de hijos. Estimaciones posteriores, realizadas por otros autores utilizando la metodología de Solon, obtuvieron correlaciones de alrededor del 0,4; con lo que el nivel de movilidad social que de aquí se deduce es mucho más bajo de lo que anteriormente se había pensado. Esta autocorrelación (0,4) se ha convertido en el número de "consenso"

para indicar la movilidad social de los EEUU durante el último tercio del pasado siglo, pues se ha obtenido repetidamente usando distintas bases de datos.

También sabemos que, en contra de la creencia ampliamente extendida, el grado de movilidad probablemente no sea mayor en los EEUU que en Europa, y sin duda es menor en los EEUU que en los países nórdicos. Existen diversas estimaciones para diferentes países europeos que se han calculado siguiendo la metodología de Solon. En los países nórdicos es relativamente fácil conseguir datos de panel del tipo necesario. En consecuencia, tenemos mejores estimaciones: Björklund y Jäntti (1997) y Osterberg (2000) proporcionan estimaciones para Suecia, Osterbacka (2001) mide la movilidad de Finlandia y Björklund et al. (2002) para otros países nórdicos (e intentan comparar sus resultados con las estimaciones de EEUU). Adicionalmente, tenemos estimaciones para Gran Bretaña (Dearden et al. (1997)), para Alemania (Wiegand (1999); Couch y Dunn (1997)) y para Italia (Checchi et al. (1999)). Recientemente, Comi (2003) ha proporcionado estimaciones para 12 economías europeas utilizando el Panel Familiar de la Comunidad Europea. Desafortunadamente, estas estimaciones son comparables entre países sólo en la medida en la que los sesgos que el panel implica (en concreto los que se producen por la corta edad de los hijos) son similares (lo cual es dudoso, a pesar de que se trate de la misma encuesta). Sin embargo, es la comparación entre países más detallada que poseemos, aunque solamente se incluyan países europeos.

Sobre el resto del mundo prácticamente no sabemos nada: hay algunas estimaciones para Sudáfrica (Hertz (2001)), para Brazil (Dunn (2004) y Ferreira y Veloso (2004)), Singapur (Ng (2007)) y Malasia (Lillard y Kilburn (1995)) y para algunos países más en Grawe (2004). Estas estimaciones están normalmente hechas con información retrospectiva sobre los padres.[24]

Desafortunadamente, (excepto en el caso EEUU/países nórdicos) estas estimaciones son muy difíciles de comparar entre países, como se explica en Solon (2002). La razón es que provienen de diferentes bases de datos que tienen niveles diferentes de errores de medición y diferentes problemas de abandono selectivo de la muestra. Por lo tanto, podemos comparar el nivel de desigualdad de los ingresos entre países pero no el nivel de movilidad intergeneracional. Esto hace que sea difícil establecer

24. Hay algunas mediciones para Sudamérica basadas en hermanos, véase más abajo.

cómo las diferentes políticas redistributivas afectan al grado de bienestar, y a la igualdad de oportunidades.

El problema se ha agravado en las últimas décadas debido al fenómeno, ampliamente documentado, del aumento de la dispersión de la renta. Desafortunadamente, no sabemos si ésto ha ido acompañado de un descenso en la movilidad intergeneracional de los ingresos. [25] En el caso de los EEUU, recientemente han aparecido varios artículos (Lee y Solon (2009) y Hertz (2007)) que demuestran que la divergencia de las estimaciones obtenidas se debe al reducido tamaño de las muestras de las que provienen, del sesgo relacionado con la edad, previamente mencionado, y con el abandono selectivo de la muestra (por ejemplo, Mayer y Lopoo (2005) y Fertig (2007)). Todo esto hace que la evidencia de la evolución de temporal de la movilidad intergeneracional sea inconclusiva. Para el caso de Gran Bretaña, Blanden et al. (2004) sugieren un descenso en la movilidad entre dos generaciones (las nacidas en 1958 y en 1970, respectivamente). En este caso, es difícil de interpretar la estimación de la evolución temporal del grado de movilidad intergeneracional porque padece de muchos de los problemas que observamos en las comparaciones entre países: por ejemplo, utilizan bases de datos de panel diferentes para cada generación. De momento, no existe ninguna base de datos que cubra totalmente el intervalo de tiempo de vida de tres generaciones (más de 100 años) que nos permitiría observar la tendencia de la movilidad. Incluso si existiese una, los problemas del abandono selectivo de la muestra lo harían de dudosa utilidad.

Ante estos problemas, los economistas han estado buscando métodos alternativos con menor dependencia de datos de panel. Por ejemplo, hay una literatura que estudia hermanos. Dado que pertenecen a la misma familia, la similitud en éxito económico cuando son adultos es indicativo de la importancia del entorno familiar. Un estudio representativo utilizando este enfoque es el de Solon et al. (1991). Otra alternativa es estudiar vecinos en lugar de hermanos, porque los vecinos tienden a tener un entorno socioeconómico similar. Ver, por ejemplo, Page y Solon (2003). Dahan y Gaviria (2001) comparan la correlación entre ingresos de hermanos para diferentes países americanos; Levine y Mazumder (2007) estiman la correlación de varias medidas de bienestar económico entre hermanos en los EEUU para dos generaciones y encuentran que

25. Ver Solon (2004) para una propuesta de un marco para el estudio de la evolución temporal de la movilidad.

esta correlación es mayor para hombres que entraron al mercado laboral durante los 80 que durante los 70. A pesar del aparente atractivo de estos métodos tienen dos problemas que hacen que su utilización sea difícil. (1) Demandan datos con información familiar que no es sencilla de obtener y que haría la comparación entre muestras difícil (por la misma razón que los datos de panel). (2) Adicionalmente,[26] estos métodos no nos permiten hacer inferencias sobre la incidencia directa de la situación económica de los padres, sino simplemente estimar el efecto del entorno familiar. Otra forma de escapar de los datos de panel es aproximar el ingreso de los padres basado en otra información disponible. Por ejemplo, para EEUU Aaronson y Mazumder (2007) usan datos del censo y asignan a cada individuo unos ingresos iguales al nivel medio de ingresos en el estado y en la fecha en la que nació. Seguidamente utilizan un estimador de dos etapas para generar series temporales consistentes de la movilidad intergeneracional. Sus resultados son interesantes: constataron que la movilidad aumentó del 1950 al 1980 pero que ha dado un fuerte bajón desde 1980.

Tradicionalmente, fuera del ámbito de la economía, en lugar de utilizar los ingresos para medir la movilidad social se ha utilizado una medida del "prestigio social" de la profesión de padres e hijos (Duncan et al. (1972)). El problema de esta estrategia es que (al menos para los economistas, aunque en apariencia no es así para los sociólogos) resulta difícil juzgar el prestigio social de las profesiones, y especialmente su evolución temporal. Incluso si lo supiéramos, sería difícil interpretar su significado. El hijo de un médico muy famoso que resultase ser un médico de cabecera, quedaría reflejado en este estudio como persistencia del estatus.

En resumen: sabemos muy poco.

Un posible camino a seguir sería el que utilizamos en un proyecto en el que estoy involucrado (Duncan et al. (1972)) donde proponemos un nuevo método para medir la movilidad intergeneracional. El método consiste en medir la información contenida en los apellidos. Cuanto más poder explicativo tiene el apellido de una persona para predecir su nivel de ingresos, más importante es su entorno familiar para determinar dónde acaba esa persona en la escala social. Por lo tanto, cuanto más contenido informativo hay en los apellidos, menor es el grado de movilidad.

26. Ver Solon (1992).

La razón de esto es que los apellidos son una muy buena aproximación a las conexiones familiares para un gran porcentaje de la población porque la distribución de apellidos es necesariamente muy asimétrica. Esto quiere decir que algunos apellidos son muy frecuentes, pero la mayoría de apellidos son muy poco frecuentes, de manera que un gran porcentaje de la población tiene necesariamente un apellido poco frecuente. Para ellos, la partición generada por los apellidos es muy informativa sobre sus conexiones familiares.

En primer lugar demostramos que la distribución conjunta de apellidos e ingresos es tal que, cuanto menor sea el grado de movilidad intergeneracional, más informativos serán los apellidos. Lo hacemos utilizando un modelo dinámico donde los apellidos nacen y fallecen mientras que los ingresos se transmiten de padres a hijos mediante un proceso exógeno (en el cual el grado de movilidad intergeneracional es paramétrico). Con este modelo también mostramos que un incremento en el grado de emparejamiento selectivo es similar al incremento de la correlación entre el ingreso de padres (no madres) e hijos (no hijas), que normalmente es la medida de movilidad intergeneracional que se ha estimado en la literatura. Un incremento en el grado de emparejamiento selectivo o un aumento en el grado de movilidad social (y, por tanto, un incremento en el contenido informativo de los apellidos) serían indistinguibles el uno del otro.

En nuestro artículo aplicamos nuestra metodología para demostrar que, en Cataluña, los apellidos tienen un gran contenido informativo y que tienen las características esperadas en base a nuestro modelo. También mostramos que los apellidos son una buena aproximación del origen étnico (regional) dentro de España y utilizamos este hecho para controlar por efectos derivados de diferencias en el origen regional de la familia. Encontramos que el contenido informativo de los apellidos ha aumentado con el tiempo, indicando una disminución sustancial en el grado de movilidad. Ha aumentado por dos razones. (1) El valor de tener un apellido muy catalán (que siempre ha sido positivo y alto) ha aumentado con el tiempo; por lo tanto los apellidos catalanes predicen mejor los resultados de las personas nacidas después del 1950 que para aquellos que nacieron antes de esa fecha. Pero (2) incluso controlando por el origen étnico (origen regional de los antepasados) de los individuos, los apellidos han resultado más informativos con el tiempo. Esto indica que el entorno más inmediato, como el contexto familiar, ha sido un

determinante más fuerte de la suerte de cada uno: un descenso en la movilidad intergeneracional.

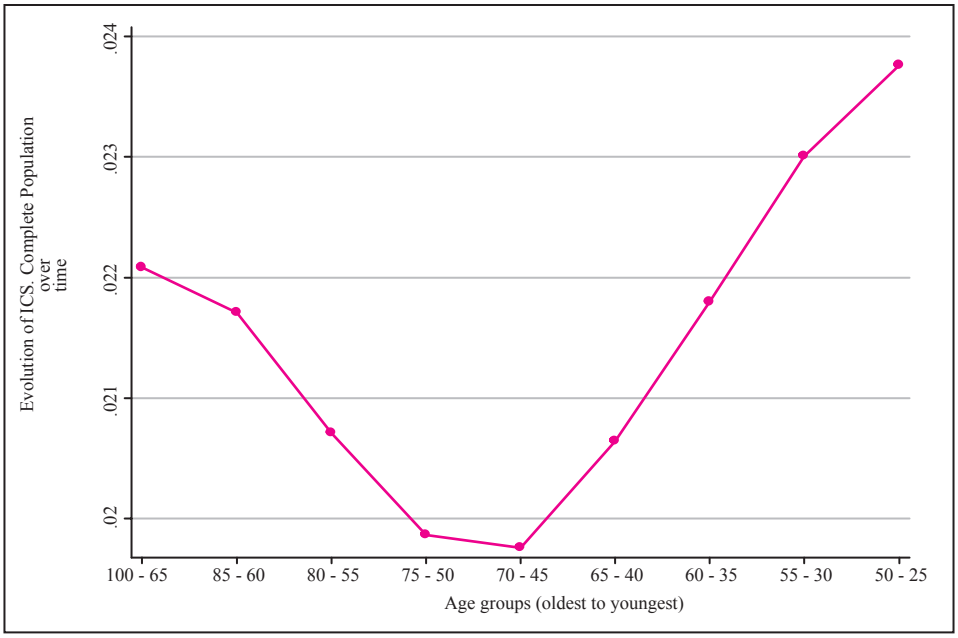
Este resultado es extremadamente robusto y relativamente fácil de explicar. Las particularidades de la convención de los apellidos en España nos permiten medir la evolución del emparejamiento selectivo entre padres de individuos de cualquier generación. Mostramos que el emparejamiento selectivo ha aumentado con el tiempo (décadas antes del incremento en el contenido informativo de los nombres) tanto en la dimensión étnica como en la dimensión educativa.

A menudo la gente se sorprende de nuestros resultados de descenso en la movilidad, probablemente porque es fácil sobre-estimar la movilidad subjetivamente. En una sociedad que experimenta crecimiento económico casi todos los ciudadanos viven mejor de lo que vivieron sus padres, así que todos tienden a pensar que han ascendido de escalafón social. No ayuda el hecho de que nuestra autoestima se alimenta de pensar que hemos superado nuestras posibilidades. Por supuesto, el error es que la comparación debería ser relativa a los demás y no en términos absolutos. Nuestra evidencia sugiere que un incremento en el grado de emparejamiento selectivo ha llevado a reducir la movilidad social y por lo tanto ha empeorado la asignación del talento.

Valga decir que usando los apellidos podemos hacer algo más: podemos deducir quién es hermano de quien y medir la correlación del nivel educativo entre hermanos. Recordemos que la medición de la correlación de los resultados económicos entre hermanos es una de las alternativas que se han usado a la medición de la correlación entre padres e hijos. Pues bien, la existencia de numerosos apellidos poco frecuentes nos permite determinar para un porcentaje muy alto de la población quién es hermano de quién: dos personas con los mismos dos apellidos inusuales y en el mismo orden tienen una probabilidad altísima de ser hermanos. Podemos correlacionar sus niveles educativos y ver cómo esta correlación cambia a lo largo del tiempo. Los resultados de hacer este experimento son idénticos a los que obtenemos con nuestro método basado (sólo) en el primer apellido: la correlación en el nivel educativo entre hermanos crece a lo largo del tiempo. Y lo hace tanto para hermanos con apellidos muy catalanes como para hermanos con apellidos muy poco catalanes. Esta igualdad en los resultados nos permite tener confianza en que nuestro método puede extrapolarse a otras sociedades y otros momentos históricos.

Usando estas metodologías y datos del censo del año 2001 podemos hacer una fotografía de la evolución de la movilidad en España durante los últimos 50 años.

Gráfico 1.

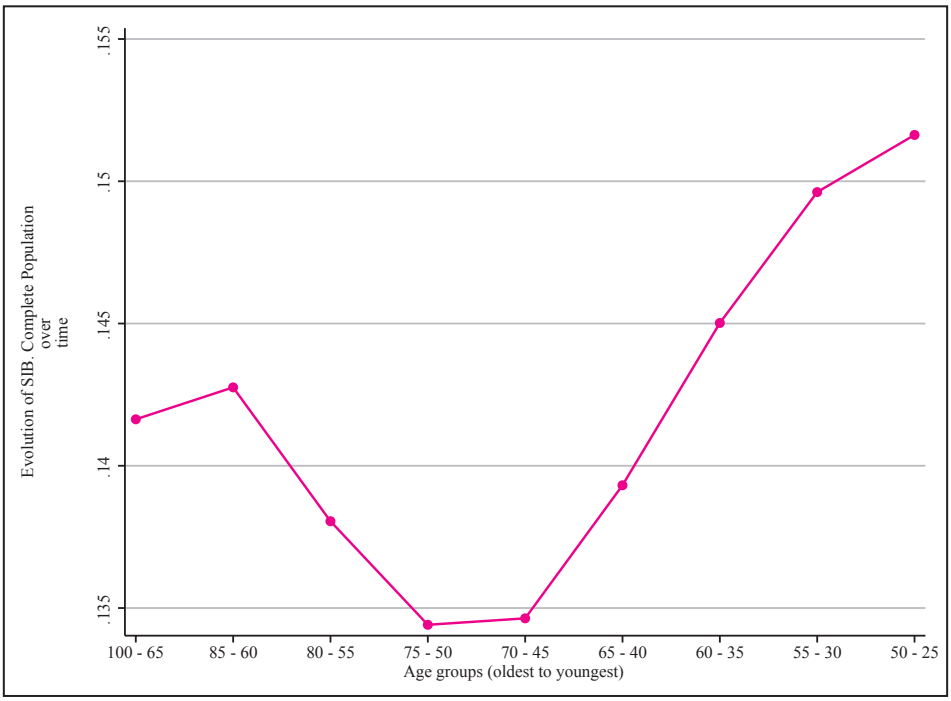


El gráfico 1 nos indica la evolución del contenido informativo de los apellidos para el conjunto de España. Traza cuánta información tiene el apellido de una persona acerca de su nivel de educación para distintas cohortes de edad (de hecho para una media móvil de las cohortes). El punto de la izquierda representa a los ciudadanos que en 2001 tenían entre 65 y 100 años, y cuanto más a la derecha nos movemos, nos referimos a ciudadanos paulatínamente más jóvenes. El punto de la derecha se refiere a ciudadanos que tenían entre 25 y 50 años. Encontramos que, como en Cataluña, a partir mediados del siglo XX, y coincidiendo con el periodo más expansivo de la economía española, hay un crecimiento paulatino y muy marcado de la importancia de la familia en la determinación de los resultados de los individuos: una disminución de la movilidad social.

El gráfico 2 repite el mismo ejercicio pero en vez de poner el contenido informativo del primer apellido usa los dos apellidos (en el orden exacto), de tal manera que captura la correlación en el nivel educativo entre

hermanos. El resultado es el mismo: un aumento en la importancia del componente familiar en la determinación de cómo nos va en la vida a partir del periodo post-bélico y hasta nuestros días.

Gráfico 2.



Si extrapolamos nuestros resultados para Cataluña, parece razonable pensar que esto sea debido a un aumento en el nivel de emparejamiento selectivo de los padres. En todo caso, malas noticias para el nivel de eficiencia en la asignación del talento.

7 ¿Está mejorando la asignación de talento? El rol positivo de la disminución de la discriminación de la mujer frente al rol negativo del incremento de la importancia del entorno socio-económico

¿Está mejorando la asignación de talento? No lo sabemos y es difícil llegar a una conclusión en este momento, puesto que existen fuerzas en direcciones opuestas.

Ha habido un descenso evidente en el grado de discriminación de las mujeres. Ahora son más libres para determinar qué hacen y qué caminos toman; el si, el cómo y el en qué trabajan. Ahora pueden esperar ser evaluadas por sus capacidades productivas. Quizás con cierto sesgo, pero aún así con una valoración mucho más justa de lo que hubiera sido hace unas pocas décadas. No todo es perfecto, puesto que está claro que las mujeres siguen siendo discriminadas, pero ahora al menos pueden aspirar a cualquier puesto y a desempeñar cualquier papel en la sociedad. Esto tiene que haber generado un aumento enorme en la eficiencia de la asignación del talento.

También en algunos países (claramente en los EEUU) ha habido una disminución de las discriminación raciales. De la misma manera que en el caso de las discriminaciones de género, no quiere decir que el problema haya desaparecido, pero está claro que ha disminuido enormemente y esto ha debido tener un impacto muy positivo en el funcionamiento de la economía. En Europa ha habido un aumento de la inmigración que ha hecho que la composición racial o étnica de los países y regiones europeas sea mucho más diversa. Pero nos faltan datos para evaluar las consecuencias que se derivan para la asignación del talento.

Finalmente, como hemos mencionado, parece probable que el impacto del entorno familiar haya aumentado. Nuestras estimaciones para España apuntan en esta dirección y están en la misma línea que otras estimaciones obtenidas para Gran Bretaña utilizando estimaciones tradicionales de la movilidad intergeneracional. Éstas son malas noticias en lo que se refiere a la asignación del talento.

En nuestro artículo sobre los apellidos, también demostramos como el hecho de ser mujer ha pasado de ser un determinante clave de bajos niveles educativos a una variable que es irrelevante en la predicción de resultados educativos. Del mismo modo, mostramos que la importancia del origen étnico y del entorno familiar ha aumentado. Por lo tanto, es difícil establecer si la eficiencia total ha disminuido o aumentado. Los desarrollos positivos, consecuencia de una menor discriminación de la mujer son bienvenidos y bien podrían ser más importantes cuantitativamente que los efectos negativos derivados de la menor movilidad intergeneracional. Aún así, incluso si éste fuese el caso, no deberíamos empezar a congratularnos. Incluso si la mejora en la condición de las mujeres fuera lo suficientemente importante como para compensar el incremento de la incidencia del entorno familiar (lo cual no es obvio),

el problema asociado con la baja movilidad intergeneracional persistiría: estaríamos mejor si tuviésemos una sociedad más dinámica.

Con ello llegamos a nuestro punto y final. Después de haber leído todas estas páginas, seguramente va a sorprender lo que sigue, y es que la pregunta "¿está mejorando la asignación de talento?" es irrelevante. La cuestión relevante es si nuestra sociedad está haciendo todo lo posible para mejorarla. Afortunadamente, estamos obteniendo mejores resultados en algunos aspectos: las mujeres son más libres y en algunos lugares el origen étnico es menos determinante. Aún así, en otras áreas éste no es el caso: la movilidad intergeneracional parece estar decreciendo y, al menos en Cataluña, el origen étnico parece ser más determinante.

Lo crítico es percatarse de que la igualdad de oportunidades no genera ningún conflicto entre movilidad y la discriminación de las mujeres. Es evidente que más movilidad no implica más discriminación de las mujeres. Debemos alegrarnos de las mejoras en la situación de las mujeres y nuestras sociedades deberían trabajar duro para mejorar aún más su situación en el futuro (dado que, desafortunadamente, todavía queda un largo camino por recorrer). Pero nuestras victorias en esta dimensión no deberían disminuir nuestra preocupación por la evolución negativa de la creciente importancia del entorno socio-económico. En este segundo frente todo indica que estamos perdiendo la batalla. Necesitamos revaluar nuestras políticas educativas para facilitar el acceso a la educación entre los pobres, pero debemos hacerlo sin empeorar su posición relativa (es decir, no beneficiar a los ricos en mayor medida que a los pobres). Deberíamos asegurarnos que los hijos de los pobres se sienten atraídos por la educación tanto como los hijos de los ricos; una parte importante de la educación pública debería ser motivar su interés por el estudio, la lectura y, en general, la curiosidad intelectual de niños que crecen en hogares que carecen de los incentivos adecuados.

También deberíamos mejorar la eficiencia de los mercados de capital y el acceso al crédito, de manera que el talento, y no el capital heredado, sea lo que determine quién acaba siendo un empresario. Deberíamos intentar disminuir las ventajas locales obtenidas, no tanto a partir del talento innato, sino por tener acceso a los contactos adecuados. En general, deberíamos hacer que el entorno de trabajo fuese más sensible al talento, promocionando la competencia y disminuyendo el valor de otras ventajas heredables.

Algunos cambios recientes parecen ir exactamente en la dirección equivocada: (a) El rendimiento escolar depende mucho más del ingreso de lo que parecería razonable. (b) La tendencia a disminuir, e incluso a eliminar, el impuesto de sucesiones ciertamente no ayudará a mejorar la asignación de talento. Sumándolo todo, hay muchas razones para no ser optimista; parece que de momento el Sr. Torpe continuará teniendo éxito, y continuará recibiendo mucho más de lo que su talento merece.

Bibliografía

Aaronson, D. y B. Mazumder (2007). "Intergenerational economic mobility in the U.S., 1940 to 2000". WP 2005-12.

Banerjee, A. y Newman (1993). "Occupational choice and the process of development". *Journal of Political Economy 101*(2), 274–298.

Becker, G. S. (1967). "Human capital and the personal distribution of income: An analytical approach". Woytinsky Lecture, Institute of Public Administration, University of Michigan (1).

Becker, G. S. y N. Tomes (1979). "An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility". *Journal of Political Economy 87* (6), 1153–1189.

Becker, G. S. y N. Tomes (1986). "Human capital and the rise and fall of families". *Journal of Labor Economics 4* (3 part 2), S1–S39.

Behrman, J. y P. Taubman (1985). "Intergenerational earnings mobility in the United States: Some estimates and a rest of Becker's intergenerational endowments model". *Review of Economic and Statistics 67*, 144–51.

Behrman, J. y P. Taubman (1990). "The intergenerational correlation between children's adult earnings and their parents' income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics". *Review of Income and Wealth 2*(36), 115–27.

Björklund, A., T. Eriksson, M. Jäntti, O. Raaum, y E. Österbacka (2002). "Brother correlations in earnings in Denmark, Finland, Norway, and Sweden compared to the United States". *Journal of Population Economics 15*(4), 757–772.

Björklund, A. y M. Jäntti (1997). "Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States". *The American Economic Review 87*(5), 1009–1018.

Blanden, J., A. Goodman, P. Gregg, y S. Machin (2004). "Changes in Intergenerational Mobility in Britain" in M. Corak (ed.) *Generational Income Inequality*, Cambridge University Press.

Caselli, F. y N. Gennaioli (2002). "Dynastic management". Mimeo Harvard University.

Checchi, D., A. Ichino, y Rustichini (1999). "More equal but less mobile? Education financing and intergenerational mobility in Italy and in the U.S". *Journal of Public Economics 74*(3), 351–93.

Comi, S. (2003). "Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP". Working paper from the Centre for Household, Income Labour and Demographic Economics (CHILD) 18/2004.

Couch, K. A. y T. A. Dunn (1997). "Intergenerational correlations in labor market status: A comparison of the United States and Germany". *Journal of Human Resources*, 210–32.

Dahan, M. y A. Gaviria (2001). "Sibling correlations and intergenerational mobility in Latin America". *Economic Development and Cultural Change,* (3), 537–54.

Dearden, L., S. Machin, y H. Reed (1997). "Intergenerational mobility in Britain". *Economic Journal 107*, 47–64.

Duncan, O. D., D. Featherman, y B. Duncan (1972). *Sociological Background and Achievement*. New York: Seminar Press.

Dunn, C. (2004). "The intergenerational transmission of earnings: Evidence from Brazil". Mimeo.

Erosa, A. (2001). "Financial intermediation and occupational choice in development". *Review of Economic Dynamics 4*, 303–334.

Erosa, A. y A. Hidalgo (2004). "On capital market imperfections as a source of low TFP and economic rents". Mimeo Universitat Autònoma de Barcelona.

Ferreira, S. G. y F. A. Veloso (2004). "Intergenerational mobility of wages in Brazil". Mimeo.

Fertig, A. R. (2007). "Trends in intergenerational earnings mobility in the US". *Journal of Income Distribution 12*, 108–130.

Galor, O. y D. Tsiddon (1997). "Technology, mobility, and growth". *The American Economic Review 87*, 363–382.

Galor, O. and J. Zeira (1993). Income distribution and macroeconomics. *Review of Economics Studies 60*, 35–52.

Güell, M., J. V. Rodríguez Mora, y C. Telmer (2007). "Intergenerational mobility and the informative content of surnames". CEPR Discussion Paper 6316.

Grawe, N. D. (2004). "Intergenerational mobility for whom? The experience of high- and low-earnings son in international perspective" in M. Corak (ed.) *Generational Income Inequality*, Cambridge University Press.

Haider, S. y G. Solon (2006). "Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings". *The American Economic Review 96*(4), 1308–1320.

Hassler, J. y J. V. Rodríguez Mora (2000, Septiembre). "Intelligence, social mobility and growth". *The American Economic Review 90*(4), 888–908.

Hassler, J., J. V. Rodríguez Mora, y J. Zeira (2007). "Inequality and mobility". *Journal of Economic Growth* 12(3), 235-259.

Hertz, T. (2007). "Trends in the intergenerational elasticity of family income in the United States". *Industrial Relations 46 (1)*, 22–50.

Hertz, T. N. (2001). "Education, inequality and economic mobility in South Africa". Ph.D. thesis, University of Massachusetts.

Lee, C.I. y G. Solon (2009). "Trends in Intergenerational Income Mobility". *The Review of Economics and Statistics* 91(4), 766-772.

Levine, D. I. y B. Mazumder (2007). "The growing importance of family: Evidence from brothers' earnings". *Industrial Relations 46 (1)*, 7–21.

Lewis, B. (2002). "*What went Wrong? Western Impact and Middle Eastern Response"*. New York: Oxford University Press.

Lillard, L. A. y M. R. Kilburn (1995). "Intergenerational earnings links: Sons and daughters". Papers 95-17, RAND - Labor and Population Program.

Mayer, S. E. y L. M. Lopoo (2005). "Has the intergenerational transmission of economic status changed?" *Journal of Human Resources 40*(1), 169–85.

Ng, I. (2007). "Intergenerational income mobility of young Singaporeans". in *YouthScope*. Ho, Kong Chong (ed.). Singapore: National Youth Council.

Osterbacka, E. (2001). "Family background and economic status in Finland". *Scandinavian Journal of Economics 103*(3), 467– 84.

Osterberg, T. (2000). Intergenerational income mobility in Sweden: What do tax data show? *Review of Income and Wealth. 46*(4), 421–36.

Page, M. E. y G. Solon (2003). "Correlations between brothers and neighboring boys in their adult earnings: The importance of being urban". *Journal of Labor Economics 21*, 831–55.

Pica, G. y J. V. Rodríguez Mora (2005). "Who is afraid of a globalized world? FDI and the allocation of talent". CSEF Working Paper No. 184. (http://www.csef.it/WP/wp184.pdf).

Piketty, T. (1995). "Social mobility and redistributive politics". *The Quarterly journal of economics 110*(3), 551–584.

Solon, G. (1992). "Intergenerational income mobility in the United States". *The American Economic Review 82*(3), 393–408.

Solon, G. (2002). "Cross-country differences in intergenerational earnings mobility". *Journal of Economic Perspectives 16*(3), 59– 66.

Solon, G. (2004). "*A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place*". Cambridge University Press.

Solon, G., M. Corcoran, Roger, y L. Deborah (1991). "A longitudinal analysis of siblings correlations in economic status". *Journal of Human Resources 26*, 509–34.

Wiegand, J. (1999). "Intergenerational earnings mobility in Germany". University College of London, mimeo.

Análisis y determinantes de la desigualdad de oportunidades en España y Europa[1]

Gustavo A. Marrero
Universidad de La Laguna y Fedea
Juan G. Rodríguez
Universidad Complutense de Madrid

1. Introducción

En la última década, según datos de Eurostat, España se ha caracterizado por tener un elevado nivel de desigualdad en la renta, superada, en general, sólo por Portugal y siempre muy lejos de países como Dinamarca, Suecia o Finlandia. No obstante, tal y como se aprecia en el gráfico 1, el nivel de desigualdad en España medido según el índice de Gini ha convergido a la media Europea. Este hecho se debe a que España ha sido uno de los pocos países cuya desigualdad ha disminuido significativamente, tal y como se muestra en el gráfico 2. Según estos datos, el índice de Gini ha aumentado en Dinamarca, Alemania, Finlandia, Suecia y Reino Unido, ha permanecido estable en Italia, Austria, Portugal,

1. Agradecemos los comentarios y sugerencias de Antonio Ciccone, Caterina Calsamiglia, Alfonso Novales, Juan Prieto-Rodríguez y los participantes en la conferencia organizada por FEDEA sobre Talento, Esfuerzo y Movilidad Social en la Universidad Pompeu Fabra (Barcelona). Los autores agradecen la ayuda de la Fundación Ramón Areces, así como los medios facilitados por el Programa de Investigación sobre energía y cambio climático de la Fundación Focus-Abengoa. Por supuesto, cualquier error u omisión es exclusiva falta de los autores.

Holanda, Bélgica y Grecia, mientras que claramente ha disminuido en España, Francia e Irlanda entre los años 1995 y 2008. A este respecto, Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010) señalan que las políticas sociales y la caída del premio a la educación son algunos de los aspectos claves que ayudarían a entender dicha reducción de la desigualdad de la renta en España.

Dicho esto, debemos preguntarnos si los datos sobre España son o no son preocupantes. Para responder a esta pregunta debemos entender en primer lugar lo siguiente. En principio, existen dos razones por las que el nivel de desigualdad de la renta de un país es relevante. En primer lugar, la desigualdad de la renta de una economía es importante por un motivo de justicia social o equidad. En segundo lugar, el grado de dispersión de la renta en una economía es relevante en tanto en cuanto afecta al grado de eficiencia de dicha economía y, por tanto, a sus niveles de crecimiento económico. Nosotros, sin embargo, vamos a defender en este artículo la idea de que la variable a tener en consideración, tanto desde el punto de vista de justicia social, como desde el punto de vista de la eficiencia, no es tanto la desigualdad de la renta total sino lo que se conoce como la desigualdad de oportunidades.

Gráfico 1. Desigualdad de la renta en la Unión Europea (Índice de Gini, 1995-2008).

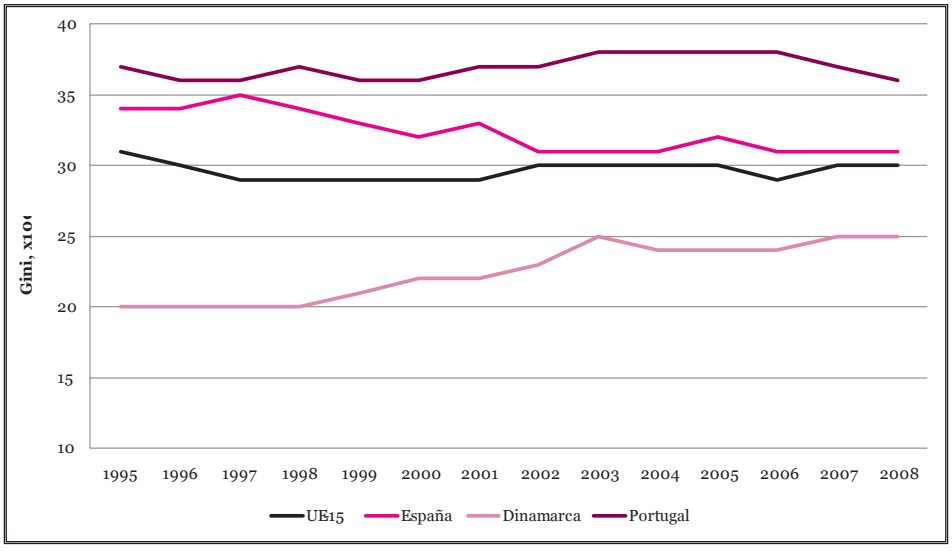
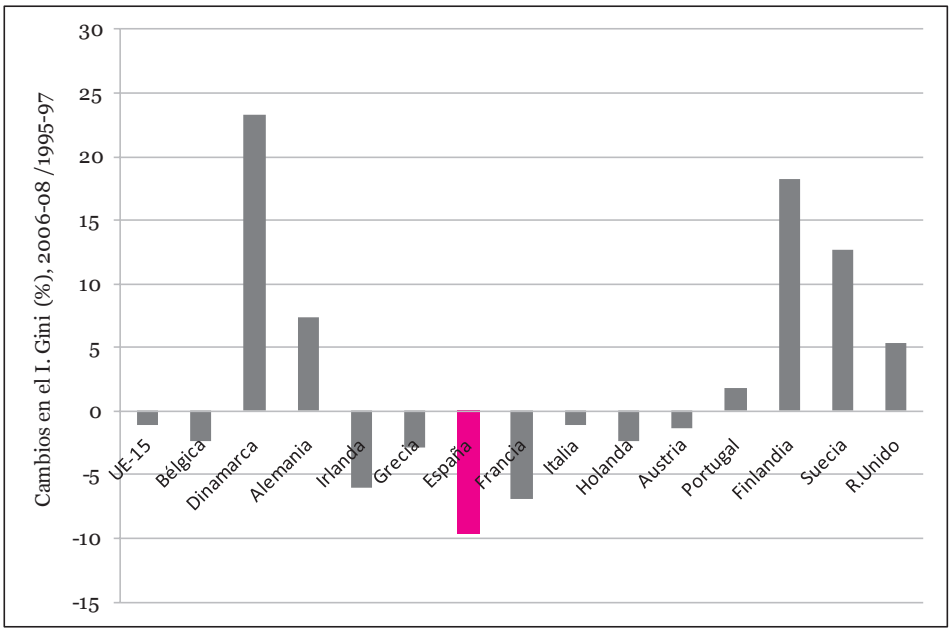


Gráfico 2. Tasa de variación de la desigualdad de la renta en la Unión Europea (Índice de Gini, 1995-2008)



Entre finales de los 80 y comienzos de los 90, autores como Roemer (1993), Van de Gaer (1993) y Fleurbaey (1995), entre otros, han dado lugar a lo que se llama literatura de la Desigualdad de Oportunidades (DO)[2]. Esta literatura enfatiza que la renta de los individuos es función de dos tipos de factores, aquellos bajo el control del individuo y aquellos fuera de su control. Los primeros están relacionados con el esfuerzo que los individuos deciden ejercer en su trabajo y/o estudios (por ejemplo, inversión en capital humano o elección de una ocupación). Los segundos hacen referencia a aquellos factores que están fuera del control de los individuos.

2. Numerosos son los trabajos que se han publicado desde entonces. Sin ánimo de ser exhaustivos tenemos Roemer (1993, 1996, 1998 y 2002), Van de Gaer (1993), Fleurbaey (1995 y 2008), O'Neill et al. (2000), Van de Gaer et al. (2001), Roemer et al. (2003), Ruiz-Castillo (2003), Peragine (2002 y 2004), Checchi y Peragine (2005), Betts y Roemer (2007), Moreno-Ternero (2007), Ooghe et al. (2007), Fleurbaey y Maniquet (2007), Bourguignon et al. (2007a y 2007b), Lefranc et al. (2008 y 2009), Rodríguez (2008), Ferreira y Gignoux (2008), Cogneau y Mesplé-Somps (2009) Marrero y Rodríguez (2010a y 2010b)

Dentro del segundo tipo de factores sólo nos vamos a centrar en las llamadas circunstancias. Éstas están relacionadas con el origen socio-económico del individuo (por ejemplo, la educación y ocupación de los padres), la raza, el sexo, lugar de nacimiento, etc. Se desconsideran así factores como la suerte o el talento (o, más en general, herencia genética). Más allá de suponer un proceso estocástico no predecible, la suerte es un factor difícil de modelizar; mientras, el talento, medido por ejemplo por el cociente intelectual del individuo, puede estar influido por el nivel de esfuerzo realizado por dicho individuo cuando este era niño. Así, hay que destacar que la desigualdad de la renta es, por lo tanto, una medida agregada de distintos tipos de desigualdades, como por ejemplo la desigualdad de oportunidades (debidas a un origen social o circunstancias distintas) y la desigualdad de esfuerzo, y cuyos orígenes y motivos son muy distintos. Así, la distribución desigual de la renta en un país obedece, por tanto, a diferencias en las circunstancias iniciales de los individuos y a diferencias en su grado de esfuerzo.

Esta literatura ha justificado tradicionalmente la reducción de la DO, en lugar de la desigualdad de renta, por ser éste el concepto apropiado desde un punto de vista ético o de justicia social. Así, la literatura de DO enfatiza que la consecución de la justicia social no es equivalente a igualar las rentas de los individuos y reducir la desigualdad a cero. La justicia social sería equivalente a igualar las oportunidades de los individuos y, por tanto, a reducir la influencia de aquellos factores fuera del control de los individuos. Una vez que las oportunidades están igualadas, la justicia social no entra en contradicción con que los individuos compitan por diferencias de salario y renta, siempre y cuando estas provengan del esfuerzo o de aquellos factores bajo el control del individuo. A la justificación anterior desde el lado de la equidad, varios artículos (World Bank, 2006, Bourguignon et al., 2007[a], Marrero y Rodríguez, 2010a) han ofrecido recientemente una justificación desde el lado de la eficiencia. Es importante detallar a continuación el camino seguido.

La relajación de la hipótesis de agente representativo ha permitido estudiar en las dos últimas décadas los efectos que tiene la desigualdad de la renta sobre el crecimiento de una economía[3]. En este sentido, entender correctamente la incidencia de la desigualdad sobre el crecimiento se antoja crucial para el diseño de políticas públicas. Dependiendo de

3. Una detallada revisión de esta literatura puede encontrarse, entre otros, en Ehrhart (2009).

cómo sea esta relación, una política redistributiva dirigida a mejorar la desigualdad podría tener efectos positivos o negativos sobre la eficiencia económica y el crecimiento. Al respecto, encontramos dos grupos de trabajos: aquellos que encuentran una influencia positiva de la desigualdad sobre el crecimiento y aquellos que estiman que una mayor desigualdad es perjudicial para el crecimiento económico.

Con relación a los trabajos que defienden los beneficios de una mayor desigualdad para con el crecimiento, los argumentos esgrimidos son principalmente: una mayor propensión a ahorrar de las rentas altas, la llamada hipótesis de Kaldor (Galenson y Leibenstein, 1955, Stiglitz, 1969, Bourguignon, 1981); unos mayores incentivos al esfuerzo (Mirrless, 1971 y Rebelo, 1991); y unos elevados costes fijos de la actividad industrial y la educación individual (Barro, 2000).

En el segundo grupo de modelos, la desigualdad de renta es perjudicial para el crecimiento. En primer lugar, tenemos los argumentos aducidos por la literatura del desarrollo (Todaro y Smith, 2006): inversiones improductivas de las rentas altas; bajos niveles de capital humano; nutrición y salud de los pobres; y sesgo en los patrones de demanda de los pobres hacia los productos locales. En segundo lugar, la incidencia puede ser negativa por la existencia de mercados de capital imperfectos (Banerjee y Newman, 1991, Galor y Zeira, 1993, Bénabou, 1996, Aghion y Bolton, 1997, Piketty, 1997), por la incidencia positiva que tiene la desigualdad sobre la fertilidad (Galor y Zang, 1997, Dahan y Tsiddon, 1998, Morand, 1998, Khoo y Dennis, 1999, Kremer y Chen, 2002) y por un mercado nacional que puede verse constreñido por una excesiva desigualdad de renta (Murphy et al., 1989, Falkinger y Zweimüller, 1997, Zweimüller, 2000, Mani, 2001). Por último, están los modelos de economía política. Por un lado, una distribución de la renta más desigual induce una mayor redistribución lo que causa a su vez un incremento de la distorsión impositiva, reduciéndose así el crecimiento (Perotti, 1992 y 1996, Alesina y Rodrik, 1994, Alesina y Perotti, 1994, Persson y Tabellini, 1994). En segundo lugar, una mayor desigualdad generaría una mayor inestabilidad política (Gupta, 1990, Tornell y Velasco, 1992, Alesina y Perotti, 1996, Alesina et al., 1996, Svensson, 1998, Keefer y Knack, 2002).

Es evidente, por tanto, que existen muchas y contrapuestas vías de influencia entre la desigualdad de la renta y el crecimiento. La prevalencia de una relación positiva o negativa entre ambos es así difícil de establecer a priori, por lo que debemos recurrir a una evaluación empírica.

Sin embargo, también en la literatura empírica encontramos una falta de unanimidad en cuanto al signo de dicha relación, tanto en estudios de sección cruzada como en estudios basados en datos de panel[4].

En este sentido, Banco Mundial (2006), Bourguignon et al. (2007a) y Marrero y Rodríguez (2010a) han señalado que la ambigüedad de los resultados encontrados por la literatura de desigualdad y crecimiento podría deberse a que los efectos de la desigualdad de oportunidades y de esfuerzo sobre el crecimiento son de signo contrario. La desigualdad de renta entre aquellos que ejercen un distinto esfuerzo puede alimentar el crecimiento al incentivar a los individuos a invertir en educación y esfuerzo. Por el contrario, la desigualdad de oportunidades puede perjudicar el crecimiento al favorecer la acumulación de capital humano por parte de aquéllos con mejores orígenes sociales o circunstancias en lugar de aquéellos con más talento y que más se esfuerzan. Por tanto, dependiendo de qué tipo de desigualdad pese más en el agregado, obtendríamos un resultado u otro. Cabe resaltar que aplicado al caso de Estados Unidos para las décadas de los 80 y 90, Marrero y Rodríguez (2010a) han encontrado que la incidencia de la DO sobre el crecimiento es negativa, mientras que la incidencia de la desigualdad de esfuerzo es positiva. Si este resultado se confirma, corregir la DO en un país no sólo haría la sociedad más justa en términos de igualdad social, sino que además fomentaría su eficiencia y crecimiento económico.

Desde hace algún tiempo se viene hablando en España de la necesidad de cambiar de modelo productivo. En este trabajo proponemos que un factor más para la consecución de dicho cambio puede ser la puesta en funcionamiento de políticas públicas que reduzcan el papel desempeñado por el origen social en el éxito económico de los ciudadanos. Esto es, que reduzcan la desigualdad de oportunidades. Dichas políticas públicas no sólo aumentarían el grado de justicia de nuestra economía, también mejorarían el grado de eficiencia de ésta y, por ende, ayudarían a incrementar su crecimiento. Para ello, se requiere, como condición previa, un estudio pormenorizado de la DO en España. Al respecto presentamos algunos de los resultados encontrados en Marrero y Rodríguez (2010b). En primer lugar, mostramos nuestra situación dentro del contexto europeo, estableciendo una comparativa entre nuestro país y el resto de la

4. Ver Alesina y Rodrik (1994), Persson y Tabellini (1994), Clarke (1995), Perotti (1996), Alesina y Perotti (1996), Alesina et al. (1996), Partridge (1997), Zou y Li (1998), Barro (2000), Forbes (2000).

Unión Europea. Posteriormente, analizamos las principales correlaciones encontradas entre la DO y algunas variables relacionadas con el nivel de desarrollo, el mercado de trabajo, la educación y las políticas sociales.

En la próxima sección presentamos la base de datos utilizada, la metodología empleada, así como los resultados de DO obtenidos para los países Europeos. En la sección 3, se analizan distintos factores económicos y políticos para explicar la DO. En la sección 4, se discute la situación en España así como la evolución en ésta de las variables explicativas consideradas. Finalmente, en la sección 5 se presentan algunas reflexiones de política pública.

2. La desigualdad de oportunidades en Europa

En esta sección estimamos la DO para los 23 países más importantes de la EU27 y comentamos los resultados obtenidos. Previamente, describimos brevemente la base de datos usada y la metodología utilizada.

2.1. Base de datos y metodología

El cálculo de la DO depende crucialmente de la disponibilidad de datos apropiados. Al respecto, la base de datos debe contener no sólo información sobre la renta disponible de los individuos, sino también información sobre el origen social o circunstancias de cada individuo. Desafortunadamente, hay escasas bases de datos con esta información y, en estos casos, el número de circunstancias suele ser limitado.

La base de datos empleada es la Encuesta de Condiciones de Vida, cuyo acrónimo en inglés es EU-SILC. La antigüedad de esta encuesta es muy corta (desde 2004), y sólo para 2005 puede ser usada para nuestro propósito, al ser éste el único año en el que hay información sobre la ocupación desempeñada y el grado de educación alcanzado por los padres, las cuales son las variables más utilizadas en la literatura para medir las circunstancias de los individuos[5].

Una primera ventaja de esta base de datos es que contiene información sobre un conjunto amplio de países (26 en total), lo que dota de suficiente

5. Ver, por ejemplo, Roemer et al. (2003), Checchi y Peragine, (2005), Bourguignon et al. (2007b), Lefranc et al. (2008), Rodríguez (2008), Ferreira y Gignoux (2008).

heterogeneidad en términos de características económicas y políticas públicas a dicha base de datos. Los países finalmente considerados son: Alemania, Austria, Bélgica, República Checa, Dinamarca, Eslovaquia, Eslovenia, España, Estonia, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Hungría, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Noruega, Polonia, Portugal, Reino Unido y Suecia. Una segunda ventaja es el número considerable de circunstancias que contiene. Para nuestro estudio, hemos tomado la educación del padre y de la madre, la ocupación del padre y de la madre, el origen nacional o extranjero (del resto de la Unión Europea y del mundo) del individuo y, por último, una variable cualitativa que mide las condiciones económicas vividas en el hogar cuando el individuo era menor[6].

La variable utilizada para el cálculo de la desigualdad es la renta disponible equivalente de los hogares cuyo cabeza de familia está entre los 26 y los 50 años. De esa forma, consideramos las cohortes con mayor proporción de personas empleadas, reducimos el efecto composición (individuos con diferente edad se encuentran en etapas distintas de la serie de ganancias salariales) y nos aproximamos en mayor medida al concepto de renta permanente (Grawe, 2005). Con relación al cálculo de la DO, hay que dejar claro que el vector de circunstancias observado es por definición un subconjunto del vector de todas las circunstancias posibles. Así, los valores estimados de la DO serán una cota inferior de la verdadera DO, cuyo valor crecerá a medida que aumenta el número de circunstancias observadas (Ferreira y Gignoux, 2008).

A continuación se comenta brevemente la metodología seguida para el cálculo de la DO. No obstante, en el apéndice el lector interesado encontrará una descripción más detallada de la metodología empleada.

La moderna economía de la justicia reconoce que la renta de un individuo es función del esfuerzo ejercido y de las circunstancias de las que parte dicho individuo. Sin embargo, los individuos sólo son responsables de su esfuerzo puesto que las circunstancias quedan fuera de su control. Una primera dificultad es definir la diferencia entre esfuerzo y circunstancias. Para ello se suele asumir que la sociedad ha alcanzado un acuerdo político sobre la lista de circunstancias. Una

6. La base de datos EU-SILC contiene además información sobre Luxemburgo, Islandia y Chipre. Sin embargo, hemos preferido no considerar estos países por las peculiaridades que tienen y su escaso tamaño.

segunda dificultad es cómo comparar los resultados obtenidos entre individuos. Para ello, se agrupa a los individuos por circunstancias y luego se realizan comparaciones entre individuos con diferentes circunstancias. Generalmente se ha empleado como circunstancia el grado de educación de los padres, el tipo de ocupación de los padres y la raza. No obstante, hay otras circunstancias que pudiendo ser relevantes no son directamente observadas, lo que dificulta una clasificación a priori. El paso final es el cálculo de la política asignativa de recursos entre grupos de circunstancias. Van de Gaer (1993) propone implementar aquella política que maximice el promedio de las rentas obtenidas por los individuos del peor grupo de circunstancias. Moreno-Ternero (2007) propone minimizar el promedio de la desigualdad de rentas entre grupos de circunstancias. Basándonos en estas propuestas y aplicando la metodología de regresión propuesta en Ferreira and Gignoux (2008), calculamos los índices de desigualdad de oportunidades por países de la Unión Europea.

El índice utilizado es el Theil 0 porque permite descomponer exactamente por grupos, su descomposición es independiente de la forma de descomponer (Foster y Shneyerov, 2008) y, además, sólo utiliza pesos poblacionales. De esta forma, descomponemos la desigualdad total de renta en desigualdad entre-grupos (en realidad, nuestro índice de DO al venir conformados los grupos por las circunstancias individuales) y la desigualdad intra-grupos (que podemos considerar, de manera general, como la desigualdad de esfuerzo). Podremos entonces estimar la proporción que representa la DO sobre la desigualdad total. Darse cuenta que se trata de una proporción mínima porque el conjunto de circunstancias observadas será siempre limitado.

2.2.La Desigualdad de Oportunidades en Europa

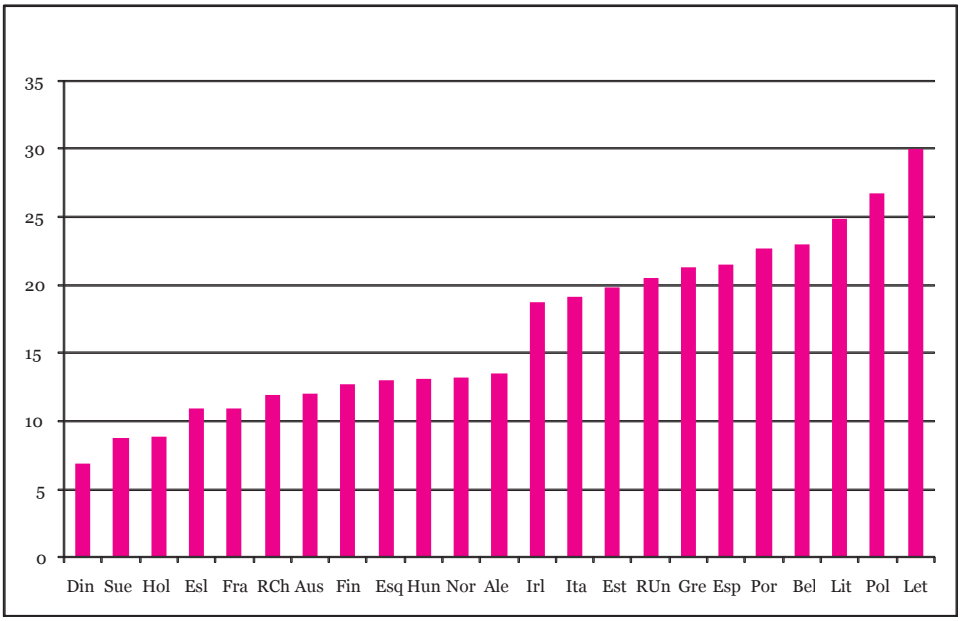
El gráfico 3 presenta las estimaciones de la desigualdad agregada, usando el índice de Theil 0 en 2005, en base a la información suministrada por la EU-SILC, para los 23 países europeos analizados y siguiendo los criterios anteriormente comentados[7]. Con la excepción de Bélgica, la ordenación es muy similar a la que presenta el índice Gini publicado por Eurostat. Según este gráfico, se distinguen claramente dos grupos. Los de baja desigualdad (Dinamarca, Suecia, Holanda, Elovenia, Francia, República Checa, Austria, Finlandia, Eslovaquia, Hungría, Noruega y Alemania, por este orden). En el segundo grupo, entre los

7. Esta sección está basada en los cálculos realizados en Marrero y Rodríguez (2010b).

que se encuentra España, los países presentan unos índices de Theil 0 significativamente superiores a la media. De hecho, España presenta el sexto mayor índice para 2005 según esta medida. Manteniendo la misma ordenación de países, el gráfico 4 muestra a su vez los resultados para la DO. Si sustituimos Bélgica por Hungría, los dos grupos siguen siendo los mismos, aunque el orden dentro de cada uno cambia. Por ejemplo, España ahora presenta el tercer índice de DO más alto, justo por debajo de Portugal y de Lituania.

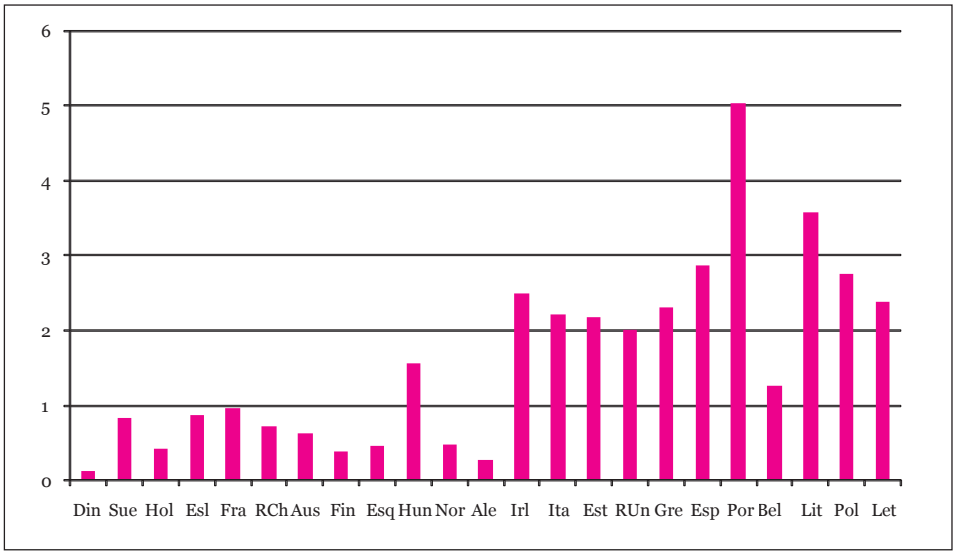
A tenor de los resultados expuestos en los gráficos anteriores, varios aspectos merecen ser comentados. En primer lugar, parece evidente que la diferencia entre los dos grupos es más significativa cuando comparamos la DO que cuando comparamos la desigualdad agregada. Una posible explicación para este hecho es que las políticas de convergencia puestas en funcionamiento en la Unión Europea se centran básicamente en la desigualdad agregada y no en la DO. En segundo lugar, comparando el ranking del Theil 0 con el de la DO, destacamos que la situación de Suecia, Francia, Irlanda, España, Portugal y Eslovenia es peor para la DO que para la desigualdad total. Lo opuesto es verdad para Alemania, Finlandia, Bélgica, Eslovaquia, Reino Unido, Noruega y Letonia.

Gráfico 3. Desigualdad de la renta en la Unión Europea (Índice de Theil 0, 2005)



Por último, los resultados encontrados para la DO permiten distinguir a su vez los siguientes sub-grupos de países. En primer lugar, los países nórdicos y centro-europeos, cuya DO está claramente por debajo de la media. En segundo lugar, tenemos a los países del Este, cuya DO está en algunos casos por encima y en otros casos por debajo de la media. Finalmente, los países del área mediterránea, Reino Unido e Irlanda, cuya DO está claramente por encima de la media. Destacar que este ranking es similar al encontrado por Roemer et al. (2003) y Rodriguez (2008) usando datos entorno a 1990 para los principales países de la UE15. Aunque los resultados no son del todo comparables, todo parece apuntar a que España no ha hecho un gran progreso en mejorar su posición relativa en términos de DO respecto a los principales países Europeos entre los años 1990-2005.

Gráfico 4. Desigualdad de Oportunidades en la Unión Europea (2005)



3. Factores económicos y políticos para explicar la DO

Esta sección presenta las principales variables que pueden ayudar a explicar las diferencias observadas en la DO entre las economías europeas. Desafortunadamente, no existe una teoría clara ni artículos donde se detalle los posibles determinantes macroeconómicos de la DO. Por contra, sí existen muchos trabajos sobre los determinantes de la

desigualdad agregada. De hecho, esta literatura puede ser clasificada en dos grandes grupos. En primer lugar, tenemos los trabajos derivados de la hipótesis de Kuznets (Kuznets, 1950). Éstos destacan que el grado de desarrollo de un país es el que determina en última instancia el grado de desigualdad, y que dicha relación es en forma de U-invertida. En segundo lugar, tenemos los trabajos derivados de la hipótesis de Kuznets ampliada (Milanovic, 1994 y Tanzi, 1998, entre otros) para los cuales los factores explicativos de la desigualdad son de dos tipos. Por un lado, aquellos factores que vienen 'dados' (o de largo plazo), como sería el grado de desarrollo, las normas sociales, etc. Estos factores serían especialmente importantes para países en vías de desarrollo. Por otro lado, los factores de corto plazo, los cuales, a pesar de su naturaleza de corto plazo, pueden tener efectos permanentes sobre la desigualdad, y están relacionados con la educación, las políticas sociales, el mercado de trabajo, etc. Siguiendo este segundo grupo de trabajos, intentamos a continuación mostrar la influencia que el nivel de desarrollo y distintas variables de educación, mercado laboral y políticas públicas han tenido sobre el nivel de DO en Europa.

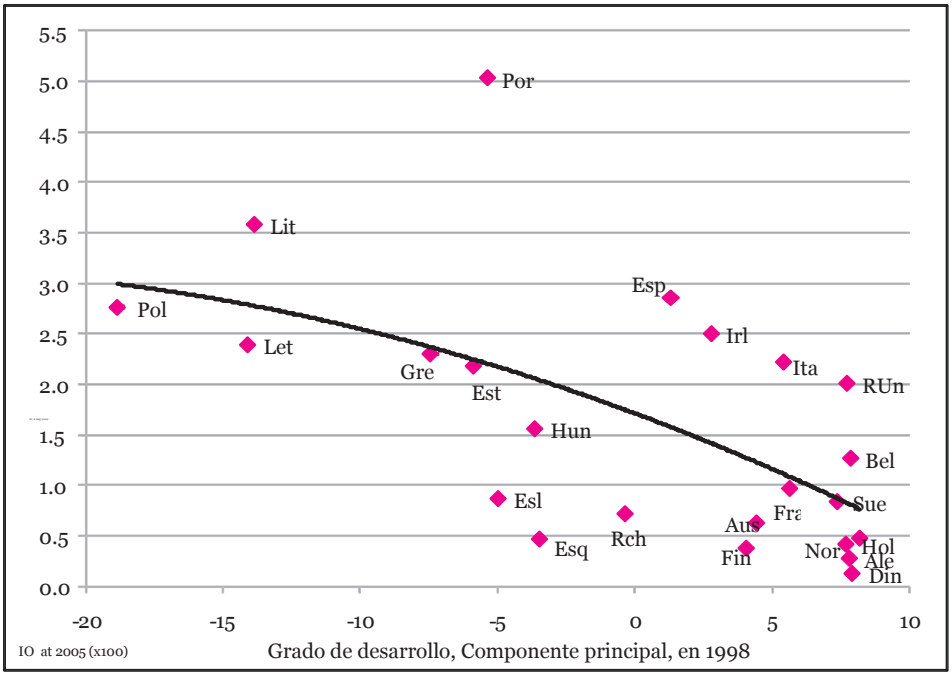
3.1.Nivel de desarrollo

Comencemos por mostrar la relación entre DO y desarrollo. Para medir el grado de desarrollo de un país, seguimos a Perugini y Martino (2008), los cuales usan el primer componente principal de los siguientes indicadores de desarrollo: PIB per cápita ajustado por PPA (paridad del poder adquisitivo), porcentaje de trabajo en el sector agrícola y porcentaje de trabajo en el sector servicios. El gráfico 5 muestra la nube de puntos entre las estimaciones de la DO para 2005 y el nivel de desarrollo pasado (año 1998 en nuestro caso, aunque los resultados no varían mucho si consideramos los niveles de 2000 o 2005). Según este gráfico, parece que existe una relación negativa entre la DO y los niveles de desarrollo de una economía (véase Marrero y Rodríguez, 2010a, para discusión en mayor detalle sobre esta relación). El término lineal es significativo y negativo, aunque el término cuadrático es no significativo. No obstante, existe una gran dispersión en torno a la regresión.

Por otro lado, este gráfico nos ayuda a clasificar los países según la posición relativa de la DO, condicionada a su nivel de desarrollo. Así, estar por encima de la regresión implica tener niveles de DO superiores a los asociados a los correspondientes niveles de desarrollo. Lo contrario ocurre si el país está por debajo de la línea de regresión. En este sentido

destacamos, en primer lugar, que todos los países del Este (con la excepción de Lituania) se encuentran ahora por debajo de la línea de regresión (recordemos que algunos estaban por encima y otros por debajo de la media incondicional). Por su parte, existe un grupo de países, Austria, Finlandia, Noruega, Holanda, Alemania y Dinamarca, cuya DO estaba por debajo de la media incondicional, y lo siguen estando cuando se condiciona al nivel de desarrollo. Sin embargo, Suecia, Francia, Grecia y, algo peor Bélgica, se encuentran en torno a la línea de regresión. Por último, el Reino Unido, Italia, España, Portugal e Irlanda siguen estando claramente por encima de la media en este caso condicional. Así, España es la segunda peor situada, tan sólo superada por Portugal.

Gráfico 5. Nivel de desarrollo y Desigualdad de Oportunidades en la UE



En base a este simple análisis, un hecho parece evidente, y es que el grado de desarrollo de una economía no parece ser el único factor que ayude a explicar las diferencias observadas de DO entre los países de la UE. El grado de dispersión en torno a la curva es demasiado alto para que esto sea así. A continuación mostramos algunos análisis de correlación

entre el índice de DO y factores de corto plazo relacionados con los niveles de educación, mercado de trabajo y políticas públicas. Debido a la escasa disponibilidad de observaciones (sólo disponemos de 23 países, aunque con suficiente heterogeneidad), debemos estimar modelos los más parsimoniosos posibles. En concreto, estimamos el siguiente modelo:

$$INEQ_{i,2005} = \alpha + \beta_1 \cdot DEV_{i,1998} + \beta_2 DEV^2_{i,1998} + \delta \cdot X_{i,1998} + \varepsilon_i \quad ,$$

donde INEQ denota el índice de la DO para cada país considerado en 2005; DEV es el indicador de desarrollo medido en 1998 y la variable X es cada uno de los factores explicativos de corto plazo considerados.

3.2. Mercado de trabajo

Desde un punto de vista teórico, la relación entre el mercado de trabajo y la desigualdad es compleja y no concluyente (Burniaux et al., 2006). Por un lado, un mejor funcionamiento del mercado laboral tiene que ver con una menor exclusión y, por tanto, con una menor desigualdad. Este mismo razonamiento se podría aplicar a la DO si el mercado de trabajo favoreciera la inclusión de aquellos sectores poblacionales con, a priori, menos oportunidades: inmigrantes, jóvenes y mujeres. Por otro lado, la inclusión laboral podría presionar al colectivo de trabajadores menos cualificados, incrementando las diferencias salariales entre éstos y los más cualificados (Topel, 1994).

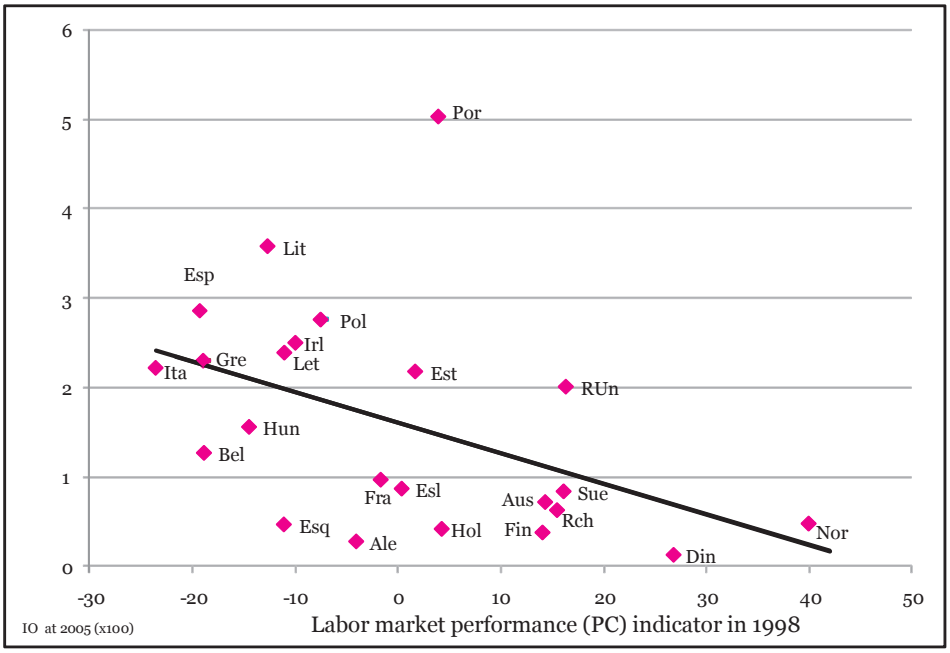
Existe un gran número de variables que hacen referencia al funcionamiento del mercado de trabajo. Como punto de partida, seguimos a Perugini y Martino (2008) y consideramos como medida agregada del funcionamiento de este mercado el primer componente principal (Labor_MK_PC) de las siguientes cuatro variables: la tasa de empleo total, la tasa de desempleo total, la tasa de empleo femenina y el desempleo de larga duración[8]. Pero hacemos notar que, de estas cuatro variables, las dos primeras reflejan aspectos agregados del mercado laboral, mientras que las dos últimas captan aspectos más concretos del mismo. Distinguir entre unos y otros aspectos es muy interesante, ya que, por el propio concepto de DO, deberían ser las políticas concretas dirigidas a los colectivos desfavorecidos por las circunstancias las que debieran incidir

8. El primer componente principal explica casi un 90% de la variabilidad común de estas variables para 1998.

en mayor medida sobre la DO. Por ello, realizamos también un análisis pormenorizado para cada una de estas cuatro variables por separado. Además, consideramos los siguientes diferenciales de tasas de paro: entre menores de 40 y mayores de 40 años y entre los trabajadores con mayor nivel de educación (secundaria superior y terciaria) y menor nivel de educación (primaria o menos)[9]. Estos diferenciales pueden interpretarse como aproximaciones al premio por edad (o experiencia) y educación, respectivamente.

El gráfico 6 muestra la relación de la DO con el componente principal Labor_MK_PC. Nótese que Portugal está muy por encima de la recta de regresión, lo que podría afectar a las estimaciones de los parámetros. Por ello, la Tabla 1 presenta las estimaciones del modelo con y sin la dummy de Portugal.

Gráfico 6. Mercado de trabajo y Desigualdad de Oportunidades en la UE



9. En el análisis se incluyó también la diferencia de tasa de paro entre mujeres y hombres. Ssin embargo, los resultados no fueron significativos.

En primer lugar, constatamos que, efectivamente, el modelo con la dummy de Portugal mejora notablemente la significación de las variables de mercado laboral respecto a la DO. En segundo lugar, usando la variable agregada Labor_MK_PC los resultados apuntan a que un mejor funcionamiento del mercado laboral ayudaría a reducir la DO. En tercer lugar, de las variables que componen Labor_MK_PC, la tasa de empleo femenino y el desempleo de larga duración, con coeficientes negativos y positivos, respectivamente, son las variables más significativas y robustas a la inclusión o no de la dummy de Portugal. Por tanto, nuestros resultados apuntan a que las variables relacionadas con la estructura del mercado laboral tienen mayor incidencia sobre la DO que las variables agregadas. Para incidir algo más en este aspecto, comentamos también los resultados para los diferenciales de la tasa de paro por grupos de edad y educación (véase últimas cuatro columnas de la Tabla 1).

El diferencial de tasa de paro por edad presenta un coeficiente positivo aunque significativo sólo cuando se incluye la dummy de Portugal. Este resultado, aunque débil, indicaría que combatir el paro entre los jóvenes y reducir la posible brecha existente con la tasa de paro de los adultos, ayudaría a mejorar la DO. Por su parte, el diferencial de la tasa de paro entre los más y menos educados presenta un coeficiente negativo y significativo para la DO. Una conclusión derivada de esta evidencia es que un mercado laboral que favorezca a los más educados incentivaría la adquisición de capital humano, reduciría su dispersión y de forma indirecta ayudaría a una menor DO.

Tabla 1. Mercado de trabajo y Desigualdad de Oportunidades

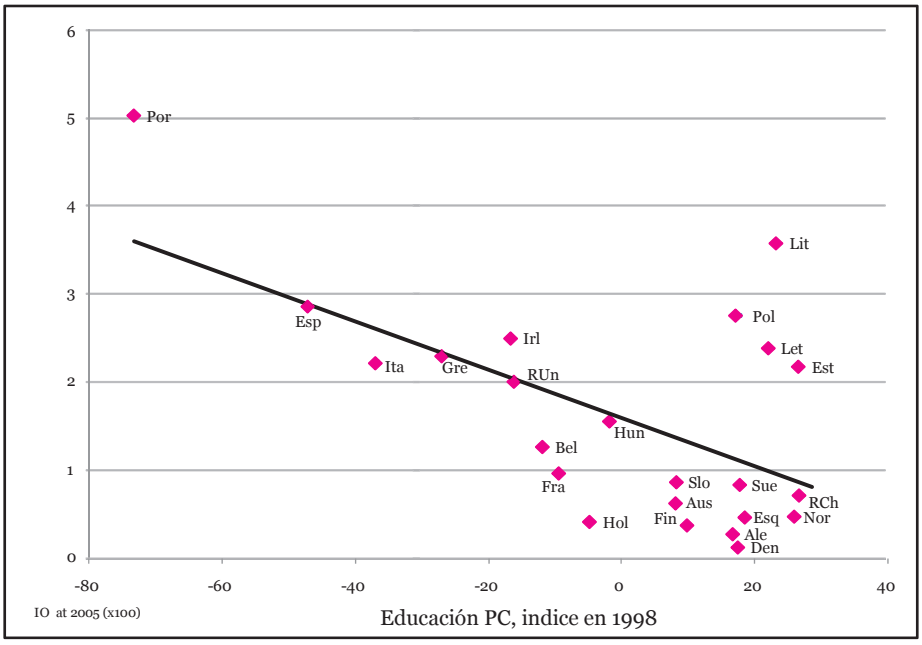
	Labor Mk PC		Tasa Paro		Tasa empleo		Tasa empleo fem.		Desempleo larga dura.		Dif. desemp. edad		Dif. desemp. educación	
Const	1.6576*** (0.3685)	1.2951*** (03132)	1.6538* (0.9804)	0.3928 (0.5162)	1.8841 (2.9186)	4.2723*** (1.4811)	3.4785*** (0.7751)	3.9050*** (0.7215)	0.5332 (0.5841)	0.0300 (0.5025)	1.4218** (0.5256)	0.8664* (0.4742)	2.5683*** (0.3902)	2.0235*** (0.3965)
DEV	-0.0800** (0.0381)	-0.0377 (0.0342)	-0.0998** (0.0395)	-0.0442 (0.0297)	-0.0994** (0.0490)	-0.0372 (0.0315)	-0.0827** (0.0378)	-0.0429 (0.0337)	-0.0813** (0.0337)	-0.0485 (0.0338)	-0.0931*** (0.0315)	-0.0553** (0.0274)	-0.1414*** (0.0305)	-0.1045*** (0.0279)
DEV^2	-0.0009 (0.0035)	0.0024 (0.0031)	-0.0017 (0.0033)	0.0017 (0.0029)	-0.0016 (0.0038)	0.0027 (0.0031)	-0.0003 (0.0039)	0.0031 (0.0031)	-0.0014 (0.0030)	0.0013 (0.0031)	-0.0012 (0.0035)	0.0019 (0.0031)	-0.0032 (0.0021)	-0.0007 (0.0025)
X	-0.0180 (0.0110)	-0.0271*** (0.0091)	0.0065 (0.1003)	0.1063* (0.0582)	-0.0026 (0.0445)	-0.0442** (0.0196)	-0.0334* (0.0171)	-0.0478*** (0.0139)	0.0258** (0.0102)	0.0300*** (0.0106)	0.0571 (0.0599)	0.1006** (0.0457)	-0.0780*** (0.0215)	-0.0499*** (0.0136)
Dum_Por	--	3.5689*** (0.3746)	--	3.8192*** (0.4160)	--	3.7645*** (0.3967)	--	3.5896*** (0.3768)	--	3.3249*** (0.3906)	--	3.5582*** (0.4586)	--	2.5204*** (0.4291)
R^2	0.3948	0.7130	0.3502	0.6705	0.3502	0.6654	0.4079	0.7304	0.4054	0.6899	0.3743	0.6877	0.5431	0.6823
R^2-adj.	0.2992	0.6492	0.2476	0.5972	0.2476	0.5910	0.3144	0.6705	0.3115	0.6210	0.2755	0.6184	0.4710	0.6117

Desviación estándar en paréntesis
Significativo al 1% (***), 5% (**) y al 10%(*)

3.3. Educación

En teoría, mayores niveles de educación ayudarían a igualar la distribución inicial de capital humano y, por tanto, a reducir una de las principales causas de la desigualdad en las economías desarrolladas (Tanzi, 1998). Las variables consideradas para medir la educación son las comúnmente utilizadas en la literatura (ver, por ejemplo, Barro, 2000): población con al menos segundo grado de secundaria como porcentaje de la población mayor de 15 años, que denotamos por Second (niveles 3-6 en ISCED); población con al menos educación terciaria como porcentaje de la población mayor de 15 años, que denotamos por Tertiary (niveles 5-6 en ISCED); porcentaje de mujeres que alcanzan la educación secundaria (Second Fem.); por último, consideramos también una variable menos usada, pero muy importante, que es el abandono escolar (Early Leaves), la cual mide el porcentaje de población entre 18 y 24 años con tan sólo el nivel básico de educación secundaria o menos. Al igual que en los casos anteriores, podemos resumir la evolución de estas variables en su primer componente principal (Education PC)[10].

Gráfico 7. Educación y Desigualdad de Oportunidades en la UE



10. El primer componente principal explica casi un 90% de la variabilidad común de estas variables para 1998.

El gráfico 7 muestra la nube de puntos entre Education PC y la DO. El ajuste es negativo, destacando el buen ajuste de Grecia, España, Reino Unido y Hungría, así como la mejoría de Irlanda y especialmente Portugal, el cual recordemos era un claro anómalo en el gráfico 6. Aunque no presentamos su nube de puntos, para la variable Early Leaves, cabe destacar que el ajuste de Portugal es casi perfecto. La Tabla 2 resume los resultados de las regresiones. Al igual que en los casos anteriores, consideramos la variable de desarrollo, su término cuadrático e incluimos una a una las variables de educación.

En primer lugar destacamos que entre desarrollo y DO se mantiene la relación negativa y significativa, aunque el término cuadrático sigue siendo no significativo. En segundo lugar, destacamos que la mayoría de los coeficientes asociados a las variables de educación son muy significativos, especialmente los coeficientes del abandono escolar. Esto se aprecia en los elevados valores del R^2 (y R^2-ajustado) y en la notable mejoría respecto a los R^2 alcanzados sin las variables de educación (comparar los resultados con la Tabla 1). Así, por ejemplo, el R^2 para la DO cuando incluimos en la regresión la variable Early Leaves supera el 85%. Por otro lado, nótese que la educación terciaria aunque significativa toma signo positivo, el contrario que el signo de la educación secundaria.

Tabla 2. Educación y Desigualdad de Oportunidades

	Education PC	Second	Second Fem.	Abandono	Terciaria
Const.	1.4475***	4.6642***	4.4398***	-0.0155	0.4094
	(0.2249	(0.4977	(0.5752	(0.2385	(0.6108
DEV	-0.086***	-0.0882***	-0.0907***	-0.0645***	-0.1116***
	(0.0241)	(0.0232)	(0.0256)	(0.021)	(0.0286)
DEV^2	0.0024	0.0024	0.0024	0.0014	-0.0018
	(0.0026)	(0.0026)	(0.0030)	(0.0017)	(0.0029)
X	-0.0328***	-0.0484***	-0.0465***	0.0971***	0.2505*
	(0.0058)	(0.0086)	(0.0104)	(0.0078)	(0.1286)
R^2	0.7843	0.7871	0.7328	0.8509	0.4042
R^2- adj.	0.7503	0.7535	0.6906	0.8274	0.3101

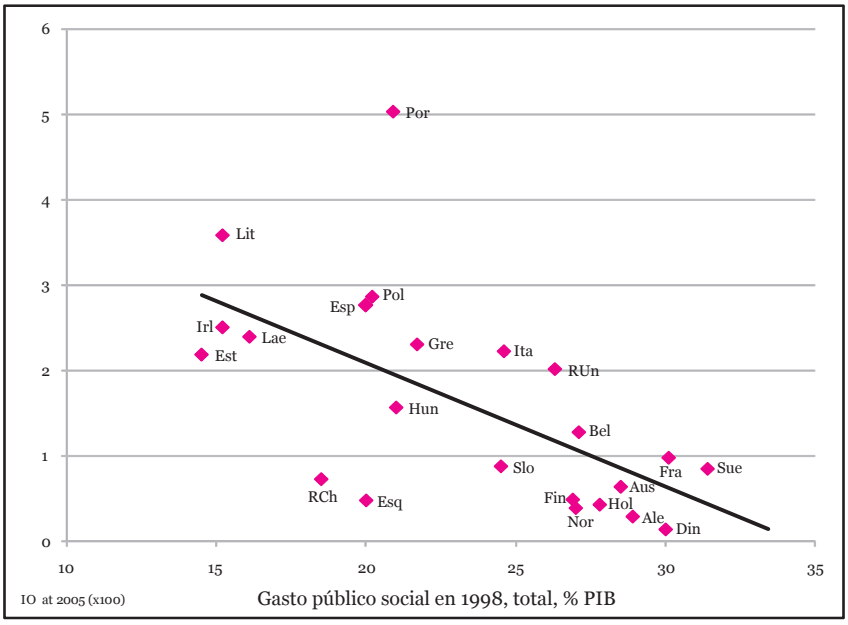
Desviación standard en paréntesis
Significativio al 1% (***), 5% (**) y 10%(*)

A la luz de estos resultados, evitar el abandono escolar y alcanzar un nivel de educación secundaria ayudaría a nivelar la distribución inicial de capital humano y a reducir de forma notable la DO. La educación terciaria por su parte, al complementar las actividades de innovación y de cambio tecnológico (Aghion et al., 1999), aumentaría más los diferenciales de renta (Perugini y Martino, 2008) que los de DO, al aumentar el componente de desigualdad debido al esfuerzo (a este respecto obsérvese como el R2 para esta variable cae a un 0.40).

3.4.Políticas públicas de protección social e imposición

El gasto público en las partidas de protección social es el mecanismo más directo que tiene el sector público para conseguir reducir la desigualdad. Lo que no es tan evidente es si las distintas partidas (subsidio de desempleo, gasto en cuidado de niños, sanidad, discapacidad, etc.) tienen el mismo efecto sobre la desigualdad. Podría incluso suceder que algunas tuvieran efectos sobre la desigualdad total pero no sobre la DO. Como variable agregada, consideramos el gasto total en protección social como porcentaje del PIB. Además, consideramos de manera individual las diferentes partidas de gasto, todas medidas como porcentaje de PIB: cuidado de niños; discapacidad y bajas laborales; exclusión social; salud; vejez; y desempleo.

Gráfico 8. Gasto social total y Desigualdad de Oportunidades en la UE



El gráfico 8 muestra la nube de puntos entre el gasto total y la DO. Se observa que el ajuste es negativo y significativo. El caso de Portugal vuelve a ser destacado, ya que se encuentra muy por encima de la recta de regresión. Sin embargo, en esta ocasión, la inclusión de la dummy de Portugal no cambia significativamente las estimaciones de la variable de gasto público, por lo que no la incluimos en el análisis. En la Tabla 3 se muestran las estimaciones del modelo.

En primer lugar, se observa que unas partidas tienen mayor poder explicativo que otras. En particular, las partidas que mejor explican las diferencias son el cuidado de niños, la exclusión social y los gastos sanitarios. El resto de partidas (subsidio de desempleo, vejez y gastos por discapacidad y bajas laborales) no resultan significativas. Cabe resaltar, por tanto, que el cuidado de niños, la exclusión social y los gastos sanitarios son las partidas más importantes para favorecer una mejora de las oportunidades. Por el contrario, el subsidio de desempleo, por vejez y los gastos por discapacidad y bajas laborales son partidas que no tienen tanto que ver con las oportunidades, sino más bien con la redistribución de la renta en general.

Tabla 3. Gasto social y Desigualdad de Oportunidades

	Total	Cuidado niños	Discapacidad	Exclusión Social	Salud	Vejez	Desempleo
Const.	4.5068***	3.1631***	2.1656***	2.2043***	3.5235***	2.4810***	1.9367***
	(0.7586)	(0.6349)	(0.4058)	(0.4235)	(1.0376)	(0.8510)	(0.4067)
DEV	-0.0147	-0.0489	-0.0735	-0.0711**	-0.0674*	-0.0867***	-0.0858**
	(0.0348)	(0.0411)	(0.0533)	(0.0306)	(0.0372)	(0.0245)	(0.0394)
DEV^2	0.0021	-0.0004	0.0002	-0.0006	-0.0022	-0.0007	-0.0013
	(0.0030)	(0.0032)	(0.0044)	(0.0032)	(0.0029)	(0.0031)	(0.0035)
X	-0.1352***	-0.7398***	-0.2700	-1.2900**	-0.2918*	-0.0953	-0.1682
	(0.0293)	(0.2584)	(0.2475)	(0.6257)	(0.1522)	(0.0870)	(0.2213)
R^2	0.463	0.559	0.378	0.464	0.404	0.374	0.361
R^2 -adj.	0.378	0.489	0.280	0.379	0.310	0.275	0.261

Desviación standard en paréntesis
Significativo al 1% (***), 5% (**) y 10%(*)

En la última parte de esta sub-sección analizamos el posible efecto del esquema impositivo. Una vez más, por motivos de parsimonia, simplificaremos el ejercicio y consideraremos únicamente dos tipos

de impuesto. Por un lado, agrupamos los impuestos indirectos sobre el consumo y las importaciones, los cuales representan aproximadamente un 7,4% sobre el PIB en 1998 de media para los países analizados y, por otro lado, los impuestos sobre la renta y la riqueza, que representan un 14,5% sobre el PIB en 1998 de media.

Tabla 4. Gasto social, impuestos y desigualdad de oportunidades

Const.	7.8077*** (1.3359)
DEV	-0.0529 (0.0343)
DEV^2	0.0003 (0.0029)
Gasto social total	-0.1753*** (0.0345)
Impuestos sobre renta y riqueza	0.0714*** (0.0217)
IVA e impuestos s/ importaciones	- 0.3984*** (0.0937)
R^2	0.6288
R^2-adj.	0.5196

Desviación estándar entre paréntesis
Significativo al 1% (***), 5% (**) y 10%(*)

Si nos fijamos en la relación existente entre la DO y estas partidas impositivas, encontramos que es débil. Las nubes de puntos (no se presentan) muestran una gran dispersión. Cuando estimamos el modelo lineal sólo con las variables de desarrollo y las partidas de impuestos (no se presenta), encontramos que no son significativas en ningunos de los casos. Sin embargo, lo relevante no es analizar la incidencia de la estructura impositiva por sí sola, sino con referencia a un monto total de gasto social. Los resultados de regresión para este caso se presentan en la Tabla 4.

En primer lugar, encontramos que la variable de gasto total sigue siendo negativa, con coeficientes similares y muy significativa. En

segundo lugar, dado el grado de desarrollo del país y la magnitud de los gastos sociales, aquellos países con una estructura impositiva basada en mayor medida en impuestos indirectos tienden a presentar una menor DO, mientras que los países con una mayor financiación vía impuestos directos presentarían una mayor DO.

4. La situación de España en 1998 y su evolución hasta 2005

En el gráfico 9 se define la posición de España con respecto al resto de países para cada una de las variables explicativas consideradas en la sección anterior para dos periodos de tiempo distintos: el periodo 1995-2000 y el más reciente de 2005. Esta comparativa se hace con el objetivo de analizar si España ha mejorado en términos relativos en alguna de las variables analizadas durante estos últimos años. El tamaño de las barras va de cero a cien: cero significa que, para la variable considerada, España ocupa el menor valor respecto al resto de países considerados (los 23 de la UE), mientras que cien significa lo contrario.

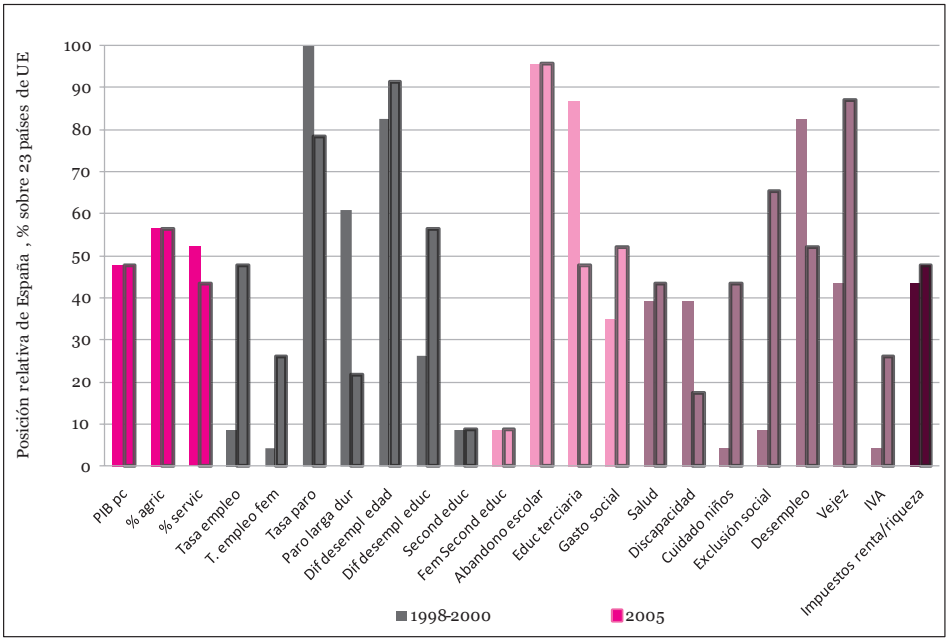
Comenzamos por comentar tan sólo la situación de España al comienzo de la muestra, entre 1995 y 2000. Los indicadores de desarrollo de España se sitúan sobre la media de la UE, entre el percentil 0,45 y el 0,55. Por su parte, los indicadores del mercado de trabajo presentan una ordenación dispar. Por un lado, España mostraba en 1998 una de las tasas de empleo (total y femenino) más pequeñas y un gap en tasas de paro según niveles de educación muy por debajo de la media europea. Estos dos hechos van en contra de que España tenga una DO baja. Por otra parte, la tasa de desempleo se encontraba entre las mayores de Europa, al igual que el diferencial entre tasas de paro por edad.

En relación con las variables de educación, la situación relativa de España en 1998 era bastante negativa. Así, se encontraba entre las peores en cuanto al porcentaje de personas con al menos educación secundaria (total y femenina), y abandono escolar. Estos tres factores, según nuestros resultados, han tenido un efecto determinante para que España presente los altos niveles de DO que se han estimado para 2005. Por su parte, también se encuentra entre los países con mayor porcentaje de educación terciaria, lo cual no ha sido decisivo para reducir la DO.

Con relación al gasto social, España estaba en torno a un 30% menos en gasto social total. Por partidas, se encontraba entre las peores en

gasto en cuidado de niños y gasto contra la exclusión social, mientras que mejora su posición en las partidas de gasto en sanidad, discapacidad, y gastos en desempleo. Sin embargo, hay que recordar que las dos últimas partidas tienen una correlación muy pequeña con la DO.

Gráfico 9. Magnitud relativa de las variables explicativas en España (1995-2005)



Comparamos a continuación la situación de estas variables en España entre 1998 y los datos de 2005. Con relación a las variables de desarrollo, España se mantiene en torno a la media. Por su parte, ha mejorado significativamente en la tasa de empleo (femenina y total), y también en la tasa de paro de larga duración, que ha pasado del 50% en 1998 al 25% en 2005. También ha crecido el diferencial de tasa de desempleo entre los más y menos educados. Estos hechos han debido de tener una incidencia positiva sobre el nivel de DO, aunque la crisis económica por la que pasa España en la actualidad está poniendo en entredicho toda esa mejoría del mercado de trabajo español. Cabe resaltar al respecto que una reforma laboral acertada no sólo podría favorecer la productividad y el crecimiento del país, sino también podría ayudar a reducir la DO.

Respecto a las variables de educación, las posiciones relativas se han mantenido. Esto es, entre las peores en educación secundaria alcanzada

y abandono escolar. A este respecto hay que puntualizar que el país ha mejorado los números absolutos en tasa de educación secundaria alcanzada, al subir ésta del 35% al 49%. Sin embargo, lo más preocupante para que España pueda luchar contra la DO es la tasa de abandono escolar, que ni siquiera ha mejorado en términos absolutos y se mantiene en el 30%. En gastos sociales, España ha mejorado su posición relativa, tanto en gasto total como en las partidas más importantes para reducir la DO como cuidado de niños y lucha contra la exclusión social. Pero, nuevamente, la actual crisis económica puede llevar al traste la mejoría por esta vía.

5. Consideraciones finales y reflexiones de política pública

En esta última sección resumimos algunos de los aspectos y resultados más importantes del trabajo, pero también, y en base a los resultados y a lo aprendido en esta investigación, queremos hacer algunas reflexiones sobre políticas públicas en el ámbito nacional.

La literatura de desigualdad de oportunidades reconoce que la renta de un individuo es función del esfuerzo ejercido y de las circunstancias de las que parte dicho individuo. Sin embargo, los individuos sólo son responsables de su esfuerzo puesto que las circunstancias quedan fuera de su control. Así, una mayor desigualdad en la distribución de la renta no implica, per se, que el desempeño de la economía, en general, y de la capacidad redistributiva de una política pública en particular, sea malo. Puede estar ocurriendo que el grado de esfuerzo realizado por los individuos de esa economía sea muy diferente. De hecho, la política fiscal de un país podría estar corrigiendo el desigual reparto de circunstancias iniciales y estar, al mismo tiempo, respetando la oferta de trabajo de los individuos. Para que esto suceda, una política pública, lejos de simplemente redistribuir la renta, debería proveer a todos los individuos, en la medida de lo posible, de las mismas condiciones iniciales (igualar oportunidades), sin por ello tenga que modificar los incentivos económicos al esfuerzo.

Respecto a este tipo de políticas, los resultados encontrados destacan en primer lugar las políticas educativas. En particular, la reducción del fracaso escolar (retiro prematuro de los jóvenes del sistema educativo) constituye una herramienta fundamental para aumentar el nivel de oportunidades en una economía. Alcanzar mayores niveles de educación secundaria también ayudaría a reducir los índices de DO. Por su parte,

la educación terciaria parece no tener efectos significativos sobre la DO, aunque sí puede que lo tenga sobre la desigualdad agregada, pero con signo positivo, incentivando por tanto la desigualdad proveniente del esfuerzo en lugar de la de oportunidades.

Un segundo pilar sobre el que debería basarse toda política orientada a reducir la DO es el gasto en beneficios sociales. No obstante, no todas las partidas de gastos tendrían el mismo efecto. Las partidas de gasto contra la exclusión social, cuidado de niños y sanidad son las partidas de gasto que mayor correlación tienen a la hora de reducir el nivel de DO en Europa, mientras que los gastos de protección por desempleo, jubilación y discapacidad no parecen ser significativos para mejorar la DO.

Por su parte, las variables sobre el funcionamiento agregado del mercado laboral no están muy correlacionadas con la diferencias de la DO de los países europeos analizados. No obstante, sí existen aspectos concretos en el funcionamiento del mercado laboral que pudiera afectar a la DO. Por ejemplo, aumentos de la tasa de empleo de las mujeres, reducciones del desempleo de larga duración y aumentos del diferencial entre los más y menos educados resultaría beneficioso para la DO de una economía.

Por último, el nivel de desarrollo de un país tiene una clara incidencia negativa sobre la DO, aunque no se observa evidencia a favor de una relación cuadrática en forma de U-invertida, como se esperaría que existiera entre desarrollo y desigualdad agregada.

Además, nuestros resultados han apuntado a que, aunque España parece que ha mejorado su posición relativa en términos de desigualdad agregada, no parece que haya hecho grandes avances en términos de desigualdad de oportunidades. Según nuestros cálculos, en 2005 se mantiene a la cola de la UE.

Con todo lo expuesto, creemos que a España le quedan por delante dos reformas cruciales para poder mejorar la DO. Con estas reformas, además de mejorar la justicia social, logrará también fomentar la eficiencia y el crecimiento económico.

Una es la del mercado laboral, que consiga aumentar de manera estable las tasas de empleo y reducir la dicotomía que caracteriza el mercado laboral español. Pero estas mejoras han de ser permanentes, estables y

duraderas en el tiempo, y no como ocurre en la actualidad, en la que el estado del mercado laboral depende crucialmente del ciclo económico.

La segunda, y más importante según nuestros resultados y a la que le dedicaremos más espacio, es la reforma de la educación. No vamos a entrar en aspectos concretos de cómo debería ser la reforma, sino en aspectos generales resultantes de nuestro trabajo. En primer lugar, esta reforma debería incentivar y favorecer que el mayor número de personas posibles alcance al menos la educación secundaria y reducir al mínimo posible el abandono escolar. Sólo reduciendo drásticamente el fracaso escolar se evitará una salida prematura del sistema educativo de los actuales hijos y de futuros padres y, por ende, una mayor desigualdad en la futura distribución de capital humano, lo que tendrá efectos negativos en la desigualdad de oportunidades y en el crecimiento.

En segundo lugar, la educación universitaria está fuertemente subsidiada en España. Aproximadamente el coste por alumno es de 4.700 euros de los cuales el alumno sólo debe pagar aproximadamente 700 euros, lo que supone un subsidio en términos relativos del 85 por ciento. La consecuencia directa de estos subsidios es la miopía financiera que genera en los estudiantes al no percibir éstos el coste real de su educación. Por un lado, esta miopía lleva a tener un número excesivo de estudiantes en el sistema lo que rebaja la calidad de la formación universitaria recibida. En segundo lugar, causa un exceso de oferta de titulados universitarios en el mercado laboral. Ambos casos, peor capital humano y una mayor oferta de titulados, van en detrimento de aquéllos con peores circunstancias y oportunidades. Un menor capital humano reduce la capacidad para competir en un mercado laboral cada vez más global. Una oferta mayor de trabajadores con título universitario traslada las plusvalías de la educación a niveles superiores de formación (por ejemplo, masters). El título universitario se convierte en una mala señal del nivel de esfuerzo y talento del estudiante, haciéndose fundamental para competir otros conocimientos. Esta formación complementaria requiere importantes recursos lo que restringe el acceso a personas con talento pero con malas circunstancias.

Además, a esta fuerte subsidiación de la educación universitaria hay que añadir un sistema de becas basado más en la cantidad que en la calidad. Por un lado, se favorece que la mayor parte del alumnado tenga algún tipo de beca, en lugar de concentrar los esfuerzos financieros en el colectivo de estudiantes con talento pero peores circunstancias. Por otro

lado, las becas son percibidas demasiado tarde, en general bien entrado el curso escolar, lo que puede causar un abandono prematuro de aquellos alumnos con peores circunstancias u origen social.

Al efecto directo que pueden tener estas dos reformas sobre el crecimiento, el empleo, la productividad y la competitividad de España, habría que añadirle el efecto indirecto a través de la mejora de la DO. Amén, del incremento de la justicia social que esto conllevaría.

Referencias

Aghion, P. y Bolton P. (1997), "A trickle-down theory of growth and development with debt overhang", *Review of Economic Studies*, 64, 151-162.

Aghion, P., Caroli, E. y García-Peñalosa, C. (1999), "Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories", *Journal of Economic Literature*, 37, 1615-1660.

Alesina, A. y Rodrik, D. (1994), "Distributive politics and economic growth", *Quaterly Journal of Economics*, 109, 465-490.

Alesina, A. y Perotti, R. (1994), "The political economy of growth: a critical survey of the recent literature", *The World Bank Economic Review*, 8, 350-371.

Alesina, A. y Perotti, R. (1996), "Income distribution, political instability and investment", *European Economic Review*, 40, 1203-1228.

Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N. y Swagel, P. (1996), "Political instability and economic growth", *Journal of Economic Growth*, 1, 189-211.

Atkinson, A. B. (1970), "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.

Banerjee, A. y Newman, A.F. (1991), "Risk-bearing and the theory of income distribution", *Review of Economic Studies*, 58, 211-235.

Barro, R. J. (2000), "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth*, 112, 5-32.

Benabou, R. (1996), "Inequality and Growth", *NBER Macroeconomics Annual*, 11, 11-74.

Betts, J. y Roemer, J. E. (2007), "Equalizing opportunity for racial and socioeconomic groups in the United States through educational finance reform", in *Schools and the Equal Opportunity Problem*, P. Peterson (ed.), Cambridge, M.A.: The MIT Press.

Bourguignon, F. (1979), "Decomposable income inequality measures", *Econometrica*, 47, 901-920.

Bourguignon, F. (1981), "Pareto-superiority of unegalitarian equilibria in Stiglitz' model of wealth distribution with convex savings function", *Econometrica*, 49, 1469-1475.

Bourguignon, F., Ferreira, F. y Walton, M. (2007a), "Equity, efficiency and inequality traps: a research agenda", *Journal of Economic Inequality*, 5, 235-256.

Bourguignon, F., Ferreira, F. y Menéndez, M. (2007b), "Inequality of opportunity in Brazil", *Review of Income and Wealth*, 53, 585-618.

Burniaux, J., F. Padrini y Brandt, N. (2006), "Labour market performance, income inequality and poverty in OECD countries", *OECD Economic Department Working Papers*, 500.

Checchi, D. y Peragine, V. (2005), "Regional Disparities and inequality of opportunity: the case of Italy", *IZA Discussion Paper* 1874/2005.

Cogneau, D. y Mesplé-Somps, S. (2009), "Inequality of Opportunity for Income in Five Countries of Africa", *Research on Economic Inequality*, 16, 99-128.

Cowell, F. A. (1980), "On the structure of additive inequality measures", *Review of Economic Studies*, 47, 521-531.

Cowell, F. A. (1995), *Measuring Inequality* (2nd Edition). Hemel Hempstead: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

Dahan, M. y Tsiddon, D. (1998), "Demographic transition, income distribution and economic growth", *Journal of Economic Growth*, 3, 29-52.

Ehrhart, C. (2009), "The effects of inequality on growth: a survey of the theoretical and empirical literature", *ECINEQ WP* 2009-107.

Falkinger, J. y Zweimüller, J. (1997), "The impact of income inequality on product diversity and economic growth", *Metroeconomica*, 48, 211-237.

Ferreira, F. y Gignoux, J. (2008), "The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America", *World Bank Policy Research Working Paper* #4659.

Fleurbaey, M. (1995), "Equal opportunity or equal social outcome", *Economics and Philosophy*, 11, 25-56.

Fleurbaey, M. (2008), *Fairness, responsibility, and welfare*. Oxford: Oxford University Press.

Fleurbaey M. y Maniquet F. (2007), "Compensation and responsibility", in *The Handbook for Social Choice and Welfare*, Arrow, K., Sen, A. and Suzumura, K. (eds.), Amsterdan: North Holland.

Forbes, K. (2000), "A reassessment of the relationship between inequality and growth", *American Economic Review*, 90, 869-887.

Foster, J. y Shneyerov, A. (2000), "Path independent inequality measures", *Journal of Economic Theory*, 91, 199-222.

Galenson, W. y Leibenstein, H. (1955), "Investment criteria, productivity and economic development", *Quaterly Journal of Economics*, 69, 343-370.

Galor, O. y Zeira, J. (1993), "Income distribution and macroeconomics", *Review of Economic Studies*, 60, 35-52.

Galor, O. y Zang, H. (1997), "Fertility, income distribution and economic growth: theory and cross-country race obviousness", *Japan and the world economy*, 9, 197-229.

Grawe, N. (2005), "Lifecycle bias in estimates of intergenerational earnings persistence", *Labour Economics*, 13, 551-570.

Gupta, D. K. (1990), *The economics of political violence. The effect of political instability on economic growth*. New York: Praeger Publishers.

Keefer, P. y Knack, S. (2002), "Polarization, politics and property rights: links between inequality and growth", *Public Choice*, 111, 127-154.

Khoo, L. y Dennis, B. (1999), "Income inequality, fertility choice, and economic growth: theory and evidence", *Harvard Institute for International Development* (*HIID*), *Development Discussion Paper 687*.

Kremer, M. y Chen, D. (2002), "Income distribution dynamics with endogenous fertility", *Journal of Economic Growth*, 7, 227-258.

Kuznets, S. (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, 45, 1-28.

Lefranc, A., Pistolesi, N. y Trannoy A. (2008), "Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are Western societies all alike?", *Review of Income and Wealth*, 54, 513-546.

Lefranc, A., Pistolesi, N. y Trannoy A. (2009), "Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France", *Journal of Public Economics*, 93, 1189-1207.

Mani, A. (2001), "Income distribution and the demand constraint", *Journal of Economic Growth*, 6, 107-133.

Marrero, A. G. y Rodríguez, J. G. (2010a), "Inequality of opportunity and growth", *Working Papers ECINEQ*, 154.

Marrero, A. G. y Rodríguez, J. G. (2010b), "Inequality of opportunity in Europe: Economic and policy facts", *Working Papers ECINEQ*, 172.

Milanovic, B. (1994), "Determinants of cross-country income inequality : an augmented Kuznets hypothesis", *Policy Research Working Paper Series*, 1246, The World Bank.

Mirrless, J. (1971), "An exploration in the theory of optimum income taxation", *Review of Economic Studies*, 38, 175-208.

Morand, O. F. (1998), "Endogenous fertility, income distribution, and growth", *Journal of Economic Growth*, 4, 331-349.

Moreno-Ternero, J. D. (2007), "On the design of equal-opportunity policies", *Investigaciones Económicas*, 31, 351-374.

Murphy, K. M., Schleifer, A. y Vishny, R. (1989), "Income distribution, market size, and industrialization", *Quaterly Journal of Economics*, 104, 537-564.

O'Neill, D., Sweetman, O. y Van de Gaer, D. (2000), "Equality of opportunity and kernel density estimation: an application to intergenerational mobility", in *Advances in Econometrics* 14: Applying Kernel and Nonparametric Estimation to Economic Topics, T. B. Fomby y R. Carter (eds.), JAI Press: Stamford.

Ooghe, E., Schokkaert E. y Van de Gaer, D. (2007), "Equality of opportunity versus equality of opportunity sets", *Social Choice and Welfare*, 28, 209-230.

Partridge, M. D. (1997), "Is Inequality Harmful for Growth? Comment", *American Economic Review*, 87, 5, 1019-1032.

Peragine, V. (2002), "Opportunity egalitarianism and income inequality", *Mathematical Social Sciences*, 44, 45-60.

Peragine, V. (2004), "Ranking of income distributions according to equality of opportunity", *Journal of Income Inequality*, 2, 11-30.

Perottti, R. (1992), "Income distribution, politics and growth", *American Economic Review* 82, 311-316.

Perottti, R. (1996), "Growth, income distribution and democracy: what the data say", *Journal of Economic Growth*, 1, 149-187.

Persson, T. y Tabellini, G. (1994), "Is inequality harmful for growth?: theory and evidence", *American Economic Review*, 84, 600-621.

Perugini, C. y Martino, G. (2008), "Income inequality within European regions: determinants and effects on growth", *Review of Income and Wealth*, 54, 373-406.

Piketty, T. (1997), "The dynamics of the wealth distribution and the interest rate with credit rationing", *Review of Economic Studies*, 64, 173-189.

Pijoan-Mas, J. y Sanchez-Marcos, V. (2010). "Spain is Different: Falling Trends of Inequality," Review of Economic Dynamics, 13(1), 154-178.

Rebelo, S. (1991), "Long-run policy analysis and long-run growth", *Quaterly Journal of Economics*, 107, 255-284.

Rodríguez, J. G. (2008), "Partial equality-of-opportunity orderings", *Social Choice and Welfare*, 31, 435-456.

Roemer, J. E. (1993), "A pragmatic approach to responsibility for the egalitarian planner", *Philosophy & Public Affairs*, 10, pp. 146-166.

Roemer, J.E. (1996), *Theories of Distributive Justice*. Harvard University Press, Cambridge, M.A.

Roemer, J.E. (1998), *Equality of Opportunity*. Harvard University Press, Cambridge, M.A.

Roemer, J.E. (2002), "Equality of opportunity: a progress report", *Social Choice and Welfare*, 19, 455-471.

Roemer, J.E., Aaberge, R., Colombino, U., Fritzell, J., Jenkins, S., Marx, I., Page, M., Pommer, E., Ruiz-Castillo, J., San Segundo, M. J., Tranaes, T., Wagner, G. y Zubiri, I. (2003), "To what extent do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisition among citizens?", *Journal of Public Economics*, 87, 539-565.

Ruiz-Castillo, J. (2003), "The measurement of the inequality of opportunities", *Research on Economic Inequality*, 9, 1-34.

Sen, A. y Foster, J. E. (1997), *On Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford.

Shorrocks, A. F. (1980), "The class of additively decomposable inequality measures", *Econometrica*, 48, 613-625.

Stiglitz, J.E. (1969), "The distribution of income and wealth among individuals", *Econometrica*, 37, 382-397.

Svensson, J. (1998), "Investment, property rights and political instability: theory and evidence", *European Economic Review*, 42, 1317-1341.

Tanzi, V. (1998), "Fundamental determinants of inequality and the role of government". *IMF Working Paper*, 178.

Todaro, M.P. y Smith (2004), *Economic development*. New York, London: Longman.

Topel, R. H. (1994), "Regional labor markets and the determinants of wage inequality", *American Economic Review*, 84, 17-22.

Tornell, A. y Velasco, A. (1992), "The tragedy of the commons and economic growth: why does capital flows from poor to rich countries?", *Journal of Political Economy*, 100, 1208-1231.

Van de Gaer, D. (1993), "Equality of opportunity and investment in human capital", *Catholic University of Leuven*, Faculty of Economics, no. 92.

Van de Gaer D., E. Schokkaert y Martinez, M. (2001), "Three meanings of intergenerational mobility", *Economica*, 68, 519-538.

World Bank (2006), *World development report 2006: equity and development*, Washington, DC: The World Bank and Oxford University Press.

Zweimüller, J. (2000), "Schumpeterian entrepreneurs meet Engel´s law: the impact of inequality on innovation-driven growth", *Journal of Economic Growth*, 5, 185-206.

Zou, H. y Li, H. (1998), "Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence", *Journal of Development Economics*, 2, 318-334.

Apéndice: Metodología de cálculo de la DO

Sea una población de individuos discreta de tamaño N, indexados por i ∈ {1, ..., N}. La renta del individuo i, yi, es función de su esfuerzo, ei, y de sus circunstancias, Ci: $y_i = f(C_i, e_i)$. Asumimos que el esfuerzo es una variable continua y unidimensional, aunque su definición en términos vectoriales no cambiaría nuestro análisis (Roemer, 1998). Por su parte, tenemos un vector Ci de J elementos (circunstancias) para cada individuo i. Finalmente, se considera que las circunstancias son exógenas, mientras que el esfuerzo ejercido por los agentes económicos estará influenciado, entre otros factores, por las circunstancias. Así, la renta del individuo i se expresaría de la siguiente forma: $y_i = f(C_i, e_i(C_i))$.

Partimos la población en M grupos (o tipos) mutuamente exclusivos y exhaustivos, Γ = {H1, ..., HM}, donde todos los individuos de un mismo grupo m tienen las mismas circunstancias: H1 ∪ H2 ∪ ... ∪ HM = {1, ..., N}, Hr ∩ Hs = ∅, ∀ r y s, y Ci = Ck, ∀ i y k |i ∈ Hm y k ∈ Hm , ∀ m. Además, asumimos que la distribución de esfuerzo de los individuos del tipo m es F^m y que $e^m(\pi)$, representa el nivel de esfuerzo ejercido por el individuo situado en el cuantil π^{th} de dicha distribución de esfuerzo, con $\pi \in [0,1]$. Dado el tipo m, podemos entonces definir el nivel de renta alcanzado por el individuo situado en el cuantil π^{th} como $v^m(\pi) = y^m(e^m(\pi))$. De esta forma, el orden de rentas y esfuerzos dentro de cada tipo coincide, puesto que, considerado un tipo particular, la renta es determinada exclusivamente por el esfuerzo. En general, se dice que hay igualdad de oportunidades cuando la renta obtenida por un individuo es independiente de su origen social (Bourguignon et al., 2007a y Lefranc et al., 2008). En sentido estricto, esto se traduciría en la siguiente condición:

$$F^m(y) = F^k(y), \forall m,k \,|\, H_m \in \Gamma, H_k \in \Gamma .$$

Toda vez que dispongamos de la distribución de rentas por tipos, podríamos realizar contrastes de dominancia estocástica de primer y segundo orden entre tipos. Sin embargo, el criterio de dominancia estocástica es parcial e incompleto, puesto que las funciones de distribución pueden cortarse (Atkinson, 1970). Además, cuando el número de circunstancias es grande, el número de observaciones por tipo será pequeño lo que imposibilitará en la práctica la estimación de las funciones de distribución. Una alternativa a usar las distribuciones de renta, es considerar un momento particular de éstas, por ejemplo la media. Así, dado $\pi \in [0,1]$, consideramos

$$\mu = \left(\mu^1,...,\mu^M\right) = \left(\int_0^1 v^1(\pi)\,d\pi, ..., \int_0^1 v^M(\pi)\,d\pi\right),$$

el vector M-dimensional de rentas medias de los distintos tipos. Cada elemento del vector μ sería la renta esperada de cada categoría de origen o tipo. Entonces, para que exista igualdad de oportunidades es condición necesaria (aunque no suficiente) que los elementos del vector μ sean iguales, esto es:

$$\mu^m\left(y\right) = \mu^k(y), \forall m,k \left| H_m \in \Gamma, H_k \in \Gamma \right. .$$

Tomando el vector de medias como referencia, Van de Gaer (1993) propuso maximizar la renta media mínima:

$$Min\,(\mu) = \min_m \left\{ \int_0^1 v^m(\pi)\,d\pi \right\} .$$

Van de Gaer propuso utilizar la función mínimo para respetar el principio Rawlsiano del maximin. Otros muchos autores, como Checchi y Peragine (2005), Moreno-Ternero (2007), Rodríguez (2008), Ferreira y Gignoux (2008), y Marrero y Rodríguez (2010a) han propuesto utilizar un índice de desigualdad, como el Gini o el Theil 0. Una ventaja de esta propuesta es que el cálculo estaría menos expuesto a valores extremos al considerar todos los elementos del vector de medias μ, y no sólo su elemento mínimo.

En resumen, sea χ el espacio de las distribuciones conjuntas de renta y circunstancias {y, C} y δ el espacio de particiones posibles de la población, entonces, dado $IO : \chi \times \delta \rightarrow R^+$, tenemos que

$$IO = I(\mu)$$

es una medida de DO, donde I es un índice de desigualdad concreto. De todos los posibles índices de desigualdad que cumplen los principios básicos de la literatura de desigualdad[11], escogemos la clase de índices de Entropía Generalizada que son descomponibles aditivamente (Bourguignon, 1979, Shorrocks, 1980, Cowell, 1980). Entre éstos, nos quedamos con la desviación media logarítmica o Theil 0, To[12], debido a que

11. El principio de transferencias progresivas, simetría, invarianza ante cambios de escala y réplica de la población (Cowell, 1995; Sen y Foster, 1997).

12. Su expresión es: $T_0(Y) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \ln(\mu_Y / y_i)$, y toma valores entre 0 y ln(N), donde N es el tamaño poblacional, y μY es la media de la población Y.

sólo utiliza pesos poblacionales y su descomposición es independiente de la forma de descomponer (Foster y Shneyerov, 2000)[13]. La descomposición de este índice en un componente de desigualdad entre-grupos y otro de desigualdad intra-grupos es:

$$T_0(Y) = T_0(\mu) + \sum_{m=1}^{M} \frac{n^m}{N} T_0(y^m)$$

donde nm representa la población del grupo o tipo m. El índice de desigualdad entre-grupos sería nuestro índice de DO (en realidad, una cota inferior de la DO), al venir conformados los grupos por las circunstancias individuales que se observan. Por su parte, la desigualdad intra-grupos se puede considerar de manera general como la desigualdad debida al esfuerzo, aunque somos conscientes de que puede contener otros elementos debido a las oportunidades no observadas o a la suerte. Por esto, centramos nuestro análisis en la desigualdad agregada y en cota inferior de la DO estimada.

La desigualdad entre-grupos puede estimarse no paramétricamente (Checchi y Peragine, 2005, Lefranc et al., 2008, Marrero y Rodríguez, 2010a). El problema con esta metodología surge cuando el número de circunstancias es elevado, tal y como ocurre en nuestro caso, ya que esto podría provocar que el número de observaciones por tipo sea pequeño, causando falta de precisión en los valores estimados. Una forma de evitar este problema es aplicando técnicas paramétricas, como las propuestas por Bourguignon et al. (2007b) y Ferreira y Gignoux (2008), que logran estimaciones eficientes. Resumimos muy brevemente esta metodología.

Las especificaciones paramétricas parten de suponer que la renta del individuo i es $y_i = f(C_i, e_i(C_i, u)\ v)$, donde u y v son términos que representan factores aleatorios como la suerte, además de posibles factores no observados. Si ahora consideramos la forma reducida de la expresión anterior, $y = \Phi(C, \varepsilon)$, podemos estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la ecuación log-lineal

$$\ln y = C\lambda + \varepsilon$$

13. El resto de índices de Entropía Generalizada utilizan pesos basados no sólo en los porcentajes poblacionales de cada grupo o tipo, sino también en sus porcentajes de renta. De esta forma, estos índices dan más importancia a las rentas altas.

De esta forma, una vez descontada la dispersión intra-grupos, la estimación por MCO nos daría una aproximación a las rentas de los individuos, $\hat{\mu}_i = \exp[C_i \hat{\lambda}]$. A partir de las rentas individuales así estimadas obtenemos directamente el vector $\hat{\mu} = \left(\hat{\mu}^1, ..., \hat{\mu}^M \right)$, el cual es una versión paramétrica del vector μ. Finalmente, calculamos la DO como $IO = T_0(\hat{\mu})$.

Los determinantes del éxito en la educación primaria en España

Brindusa Anghel
Universidad Carlos III y Fedea
Antonio Cabrales
Universidad Carlos III y Fedea

1. Introducción

La productividad de una economía depende de manera crucial de la cantidad y calidad del capital humano acumulado por la población activa al que esa economía puede acceder. Aunque el capital humano puede en parte "importarse" si se permiten considerables flujos de inmigración, como España hizo durante la pasada década, en su mayoría debe ser, por necesidad, de "generación propia". Así pues, el sistema educativo, que es una pieza fundamental de la tecnología de acumulación de capital humano, se constituye en determinante esencial de la productividad de cualquier economía. Además, la educación también es importante para alcanzar una correcta asignación de talento en el sistema productivo y, por tanto, para la movilidad social.

El objetivo de este trabajo es contribuir al debate sobre la educación en España a través de un enfoque más científico y menos partidista de lo habitual hoy en día en los medios de comunicación y en la arena política. Nuestra contribución es doble. Por una parte, revisaremos los modernos avances en la literatura económica dedicada al estudio de los diferentes factores que afectan al rendimiento educativo de los individuos. En este sentido, prestaremos una especial atención a las evaluaciones de políticas educativas.

Aparte de revisar la evidencia internacional, aprovechamos una base de datos procedente de un examen estandarizado que la Comunidad Autónoma de Madrid (el gobierno regional de Madrid) ha venido realizando desde 2005 a todos los alumnos de 6º curso de la región, es decir, en su último año de educación primaria. El examen mide lo que las autoridades consideran Competencias y Destrezas Indispensables, o C.D.I., en matemáticas, lengua, dictado, lectura y conocimientos generales. El examen no tiene consecuencias académicas para los alumnos. Al igual que las pruebas realizadas en el marco del programa PISA, el examen C.D.I. tiene una finalidad básicamente informativa, tanto para el alumno como para las autoridades.

Durante tres años (2006, 2007 y 2008), la calificación del examen podía relacionarse con un número muy reducido de características de los estudiantes (como género o nacionalidad), pero pudimos obtener un buen número de controles por colegio (en el caso de los colegios públicos)[1]. Para el último año (2009), podemos incluir controles adicionales por alumno: los más importantes son el nivel educativo y la profesión de los padres. Centraremos nuestro análisis empírico en los datos de la cohorte de 2009, presentando los resultados de las cohortes del periodo 2006-2008 como un contraste de robustez.

De la revisión de la literatura y del examen de nuestros datos podemos extraer varias conclusiones. Una primera consideración es que necesitamos más evidencia, ya que la existente no nos permite realizar predicciones muy precisas sobre los efectos de un buen número de políticas. Pese a ello, creemos que existen varias recomendaciones bien fundamentadas: necesitamos más incentivos para todos los actores en este drama (profesores, directores, estudiantes y padres), más competencia entre colegios y actuaciones más tempranas y de mayor calidad sobre los estudiantes en peores condiciones socioeconómicas.

¿Por qué necesitamos más datos? La disponibilidad de grandes bases de datos longitudinales, como la que utilizamos en este estudio, nos ha permitido entender muchas cosas sobre la función de producción de la educación. Con todo, presentan evidentes limitaciones. Por ejemplo, resulta difícil saber si los alumnos de los colegios privados obtienen mejores resultados porque los colegios son mejores en sí o porque los alumnos con mejor rendimiento educativo se autoseleccionan acudiendo a esos colegios.

1. Existen también datos para 2005, pero decidimos no utilizarlos, ya que no figuraban las características individuales de los alumnos.

La disponibilidad de suficientes variables de control en las bases de datos y la utilización de ingeniosas técnicas econométricas contribuyen en parte a abordar este problema. Si bien, en el mejor de los casos, sólo ofrecen una respuesta parcial. Con frecuencia creciente, especialmente en Estados Unidos, vienen realizándose contrastes aleatorios de diferentes instrumentos de política educativa con el fin de ofrecer respuestas robustas a los interrogantes sobre los efectos de esas políticas. Las ventajas metodológicas de los experimentos aleatorios son obvias, dados los problemas de endogeneidad que acabamos de mencionar. Asimismo, existe una clara ventaja práctica. Es mucho más barato adoptar una política en el marco de un ensayo limitado que hacer una reforma generalizada para luego revertirla a los pocos años. En España, de hecho, numerosas reformas educativas se han introducido de forma gradual. La Educación Secundaria Obligatoria (E.S.O.) se aplicó inicialmente en algunos colegios, extendiéndose al resto años más tarde. Por desgracia, este proceso no se llevó a cabo de una forma controlada, lo que habría permitido evaluar su impacto. Por lo tanto, resultó una gran oportunidad perdida.

De nuestra revisión de la literatura se deriva la inexistencia de atajos fáciles. La reducción del tamaño de las clases es una medida de aplicación sencilla, pero sujeta a controversia en torno a si mejora mucho los resultados, aparte de ser indiscutiblemente muy cara. La introducción de más ordenadores en el aula es también una iniciativa fácil de aplicar, pero no parece tener efectos perceptibles, excepto –claro está– sobre los conocimientos informáticos.

Los programas de cheque escolar presentan efectos dispares sobre el rendimiento educativo (notables en algunos estudios, más modestos en otros) y un impacto probablemente fuerte sobre la segregación social, si se utilizan de forma indiscriminada. Es evidente que debemos estudiar mejor esta política y, en cualquier caso, centrar su aplicación en los grupos de población en riesgo. Los cheques escolares también podrían ofrecer incentivos a los colegios públicos, pero para ello éstos deberían verse directamente afectados por la competencia y, en tal caso, debería concedérseles más libertad organizativa para reaccionar.

Por otra parte, remunerar a los profesores, e incluso a los estudiantes, en función de sus resultados es una política que indudablemente funciona. En el caso de los profesores, hay que ser cuidadosos con la medida de resultados a utilizar, para evitar pagarles por tener la suerte de contar

ya con buenos alumnos. A este respecto, sería útil disponer de mejores medidas de valor añadido. La diferencia entre las calificaciones de los exámenes C.D.I. al término de la Enseñanza Primaria y al final de la Educación Secundaria Obligatoria (E.S.O.) podría proporcionar un buen indicador del valor añadido, pero las autoridades deberían cerciorarse de que se evalúa a los mismos alumnos. Esto es imposible con el actual sistema, en el que los resultados de los estudiantes son completamente anónimos, ya que así no puede medirse la diferencia de rendimiento entre un examen y el siguiente.

Existen otras medidas interesantes que se beneficiarían de un examen más minucioso por parte de nuestras autoridades. El agrupamiento de estudiantes en función de su capacidad se ha demostrado que funciona, si a los profesores se les permite luego adaptar su docencia a las necesidades de los alumnos. Asimismo, una precoz atención educativa (y social) de carácter intensivo ha demostrado rendir una alta rentabilidad social, por lo que probablemente sea una importante iniciativa a acometer en el futuro.

En relación con nuestro estudio de los datos de la Comunidad de Madrid, debemos destacar algunos resultados de importancia. En primer lugar, resumimos brevemente los efectos de las características personales, sólo disponibles en los datos de 2009. El nivel educativo y la profesión de los padres son extremadamente importantes, confirmando los resultados de estudios previos. Analizando estos dos factores, se observa que el nivel educativo es claramente más importante que la profesión, pero ambos presentan un significativo efecto por separado. Los niños que viven con un único progenitor obtienen peores resultados que el resto y la convivencia con hermanos y hermanas tiende a estar asociada con un buen rendimiento escolar.

Los alumnos inmigrantes obtienen a veces peores resultados que los nacionales, incluso tras controlar por el nivel educativo de los padres, pero esta situación dista de ser generalizada. Parte de estas diferencias son de prever, ya que los alumnos de origen asiático o de Europa Oriental suelen mostrar un buen rendimiento en matemáticas y menos bueno en lengua (malo, de hecho, en el caso de los asiáticos). Sin embargo, otra parte de esas diferencias son sorprendentes. Los alumnos marroquíes no difieren de los españoles en matemáticas y conocimientos generales, una vez que se controla por los antecedentes parentales, aunque sus resultados en lengua y dictado son algo peores. Los estudiantes latinoamericanos

constituyen el grupo que muestra peores resultados, aun después de tener en cuenta los antecedentes parentales. Su rendimiento es peor que el de los alumnos españoles en todas las materias. Por ejemplo, sus calificaciones en lengua española están al nivel de las de los estudiantes procedentes de Asia Oriental.

Por lo que respecta a las variables de ámbito escolar, la primera conclusión es que el tamaño de la clase[2] no parece tener un efecto significativo sobre el rendimiento de los estudiantes[3]. Esta evidencia es importante porque la respuesta habitual de algunos sectores a los problemas educativos es que se necesitan más recursos. La evidencia sobre el tamaño de la clase implica que los recursos adicionales pueden despilfarrarse con facilidad en políticas improductivas.

Otra evidencia útil es que el porcentaje de alumnos inmigrantes en la clase tiene, en el mejor de los casos, un efecto pequeño sobre el rendimiento de otros estudiantes y no resulta estadísticamente significativo en la mayoría de las regresiones. En el peor de los casos, se observa que, en dictado, los colegios que tienen entre un 21% y un 30% de inmigrantes en 6º curso obtienen unos resultados ligeramente mejores que los colegios con una proporción de inmigrantes superior al 40%.

Encontramos también evidencia de que el nivel educativo parental promedio de la clase tiene un impacto significativo sobre el efecto fijo del colegio. Es decir, más allá del efecto de sus propios antecedentes parentales, los alumnos experimentan un efecto adicional derivado de los antecedentes parentales de sus compañeros. Esto podría explicar por qué las medias no condicionadas de los colegios con fuerte presencia de alumnos inmigrantes son menores, aun cuando la proporción de inmigrantes carezca de poder explicativo del efecto fijo. Esos colegios con malos resultados y gran proporción de inmigrantes también concentran numerosos alumnos con padres de nivel educativo bajo.

Un aspecto reseñable de este proyecto es que hemos obtenido evidencia concreta de la importancia de la implicación de los padres en el colegio. El porcentaje de actividades escolares organizadas por la Asociación de

2. Para esta variable, sólo disponemos de datos de colegios públicos.

3. Aparte de MCO, también controlamos por la endogeneidad del tamaño de la clase, à la Angrist y Lavy (1999).

Madres y Padres de Alumnos (AMPA)[4] presenta un efecto importante y significativo en los exámenes de dictado, lengua y matemáticas.

El tipo de colegio (público, privado o concertado) resulta importante antes de controlar por los antecedentes familiares de los alumnos de la clase. En términos más precisos, el impacto del estatus privado o concertado del centro educativo sobre el efecto fijo del colegio es muy significativo. Sin embargo, una vez que se controla por la composición socioeconómica de la clase, ese efecto desaparece. Ello significa que estos tipos de colegio han conseguido separar muy bien del resto a los hijos de padres con mayor nivel educativo, permitiendo a sus estudiantes extraer los "efectos condiscípulos" de sus compañeros de clase.

El resto del trabajo se organiza del siguiente modo. En la Sección 2, discutimos la literatura relevante sobre economía de la educación. La Sección 3 describe los datos y la estrategia empírica. La Sección 4 presenta los resultados. Por último, la Sección 5 ofrece las conclusiones.

2. La Literatura

La literatura sobre actuaciones de política en el sector educativo es ahora bastante amplia. En esta revisión, seleccionamos unos cuantos temas y describimos algunos de los artículos dedicados a cada tema. Al término de la Sección, ofrecemos algunas conclusiones preliminares basadas en nuestra interpretación de la evidencia existente.

2.1. Recursos escolares

Éste es probablemente el tipo de actuación al que los economistas han prestado más atención, por dos motivos. Uno es su facilidad de medición con las actuales bases de datos. El dinero gastado por estudiante o el número de profesores en un colegio son magnitudes habitualmente presentes en los datos que los economistas han podido utilizar. Otro motivo importante es que una primera línea de defensa de los administradores cuyos colegios zozobran es la llamada a cerrar filas al grito de "necesitamos más recursos".

Por desgracia, la evidencia sobre este aspecto es bastante contradictoria. En una primera aproximación, el argumento en favor de suministrar más

4. Nuevamente, para esta variable sólo disponemos de datos de colegios públicos.

recursos o reducir el tamaño de las clases para mejorar el rendimiento educativo no parece muy sólido. Numerosos países han reducido, en algunos casos de forma drástica, el tamaño de las clases a lo largo de las últimas décadas, sin ninguna mejora perceptible en el rendimiento de los alumnos, medido a través de pruebas estandarizadas. Por ejemplo, Hanushek (1999, 2003) revisa la literatura sin lograr observar mejoras consistentes de la calidad a partir de políticas basadas en la aportación de recursos.

Esta conclusión es controvertida. Buena parte de la evidencia, como hemos mencionado, procede de bases de datos longitudinales, donde suele ser difícil cerciorarse de la inclusión de todas las variables relevantes y donde la obtención de relaciones causales firmes puede ser muy compleja. Por este motivo, algunos investigadores han recurrido a otros métodos de análisis que puedan determinar el efecto causal del tamaño de la clase de un modo más robusto.

Posiblemente, el método menos controvertido para analizar la evidencia sobre el tamaño de la clase, o sobre cualquier otra política educativa, es un experimento de campo. Se selecciona de manera aleatoria un grupo de estudiantes para ser "tratado" con un menor tamaño de clase, para luego comparar su rendimiento con el de un grupo de control. El experimento más famoso en este ámbito es el denominado Tennessee STAR. Finn y Achilles (1990) encuentran mejoras de entre 0,3 y 0,6 desviaciones típicas en la media de la clase. Krueger (1999) vuelve a analizar los datos con técnicas econométricas más sofisticadas y obtiene unas mejoras algo mayores[5].

Un método alternativo para analizar el problema que tiene la ventaja de una aplicación más generalizada (por ejemplo, nosotros lo explotamos posteriormente en este trabajo) es el presentado por Angrist y Lavy (1999). Estos autores utilizan el hecho de que, en los colegios israelíes, cuando el tamaño de la clase alcanza un máximo de 40 estudiantes, éstos deben dividirse en dos grupos más pequeños. Esta división exógena puede utilizarse para crear variables instrumentales y también para generar una regresion en discontinuidad, comparándose

5. Hanushek (1999b) muestra, sin embargo, que el experimento no fue totalmente puro. El programa sufrió un desgaste (algunos estudiantes "pararon" el tratamiento) y hubo un significativo trasvase de alumnos entre clases. Además, profesores y alumnos sabían que estaban participando en un experimento, lo que podría haber influido en los resultados.

los resultados a ambos lados de esa división. Estos autores obtienen un efecto considerable. Las calificaciones aumentan alrededor de un tercio de una desviación típica en la media de la clase, cuando se reduce en ocho el número de alumnos. El efecto es claro en los alumnos de quinto curso y (algo menos) en los de cuarto curso, pero prácticamente inexistente en los estudiantes de tercer curso.

Otros investigadores, con datos de diferentes países, como Hoxby (2000) para Estados Unidos y Leuven, Oosterbeek y Rønning (2008) (e incluso el presente estudio, para el caso español), muestran que, en sus bases de datos, el efecto del tamaño de la clase no es estadísticamente distinto de cero. Dado que el tamaño inicial de la clase en Israel es mayor que en otros países, no resulta difícil imaginar una situación en la que el tamaño de la clase importa cuando es considerable, pero pasa a ser menos significativo cuando el tamaño de partida es reducido.

Una importante política en este contexto, especialmente en España tras los planes anunciados por el Gobierno, es la introducción de ordenadores en el aula. La evidencia existente, sin embargo, debería generar escepticismo sobre este programa. Angrist y Lavy (2002) estudiaron un programa, patrocinado por la lotería estatal israelí, que introdujo 35.000 ordenadores en los colegios de Israel entre 1994 y 1996. Estos autores no pudieron observar impacto alguno sobre las calificaciones de los exámenes estandarizados de matemáticas o hebreo, ni en cuarto ni en octavo curso. Leuven et al. (2007) utilizaron datos de un programa holandés que concedía financiación para la compra de ordenadores y software a colegios de educación primaria con al menos un 70% del alumnado procedente de entornos desfavorecidos. El límite del 70% permite una regresion en discontinuidad. Estos autores obtienen estimaciones puntuales negativas, que son significativamente distintas de 0 en el caso del rendimiento de las niñas.

Barrera-Osorio y Linden (2009) ofrecen los resultados de "Computadores para Educar", un programa experimental desarrollado en Colombia, con participación conjunta de organismos públicos y privados, para introducir ordenadores en el aula. El programa no tuvo efectos sobre las calificaciones de los estudiantes en las pruebas de matemáticas y lengua española. Tampoco consiguió aumentar las horas de estudio, mejorar la percepción del colegio o las relaciones con los compañeros. La razón del fracaso del programa aducida es interesante: pese a que su objetivo era fomentar el uso de los ordenadores en la docencia, éstos

se utilizaron básicamente para enseñar a los estudiantes el manejo de herramientas informáticas.

A partir de esta breve revisión, es fácil colegir que esta cuestión sigue rodeada de polémica y no ha quedado plenamente zanjada. En estas circunstancias, resulta difícil recomendar costosas políticas de reducción del tamaño de las clases o de colocar más ordenadores al alcance de los alumnos. En el caso de España, el principal instrumento de política educativa para el tratamiento de estudiantes con antecedentes o circunstancias particularmente desfavorables ("estudiantes con necesidades educativas especiales" o "educación compensatoria") consiste precisamente en enseñar a estos alumnos en grupos extremadamente reducidos (a menudo, de dos o tres estudiantes) durante gran parte de la jornada escolar. Estos programas requieren una evaluación minuciosa. Una de las políticas estrella del Gobierno dirigida a la población infantil en general consiste en subvencionar la utilización de ordenadores. Como muestra la evidencia examinada en esta Sección, probablemente no sea ésta la mejor forma de emplear unos recursos públicos escasos.

2.2. Calidad del profesorado e incentivos para todos

La situación en el ámbito de la calidad del profesorado es, en cierto sentido, opuesta a la existente en el caso de los recursos y el tamaño del aula. Todo el mundo parece coincidir en que se trata de un aspecto muy importante, sobre la base de una evidencia no muy amplia. El problema en este caso es que la calidad de los profesores resulta muy difícil de observar. En principio, ésta podría deducirse de las diferencias en el rendimiento de los alumnos con capacidades análogas. Pero como los buenos estudiantes tienden a estar juntos (en lenguaje más técnico, existe "emparejamiento selectivo"), resulta difícil separar el efecto de los profesores del de otras variables.

Un estudio muy importante en este contexto es el de Rivkin, Hanushek y Kain (2005). Explotando un panel de datos de gran calidad procedente de un proyecto escolar en Texas (*UTD Texas Schools Project*), estos autores pueden identificar la calidad del profesor sobre la base del rendimiento del alumno, así como el impacto de algunas otras características medibles de profesores y colegios. Las estimaciones de las diferencias en la calidad del profesorado basadas en la heterogeneidad dentro de cada colegio muestran que los profesores presentan importantes efectos en lectura y matemáticas. Un aumento de una desviación típica en la calidad del

profesor eleva al menos en 0,11 y 0,095 desviaciones típicas la calificación total en matemáticas y lectura, respectivamente. Rockoff (2004) obtiene un resultado muy similar con una base de datos distinta. Por desgracia, sólo una pequeña parte de las diferencias en la calidad del profesor puede explicarse a partir de variables observables como la educación o la experiencia, aunque Rockoff encuentra ciertos efectos de los profesores con más de 10 años de experiencia sobre las calificaciones en lectura. Estos resultados significan que la práctica de recompensar la obtención de un Máster o los años de antigüedad en el sistema educativo es poco probable que conlleve mejoras observables en el rendimiento de nuestros estudiantes.

Una consecuencia inmediata del hecho de que la calidad resulta inobservable es la necesidad de utilizar alguna modalidad de incentivos para lograr un profesorado de calidad. Esos incentivos se utilizarían tanto para seleccionar y retener a los mejores profesores, como para mejorar su rendimiento. De hecho, Lavy (2002) examina la evidencia de un programa desarrollado en 62 colegios de educación secundaria de Israel en 1995. Una cantidad fijada de antemano (unos 1,4 millones de dólares) se distribuyó entre un tercio del profesorado con mejor rendimiento, en forma de incremento salarial por méritos o de aumento generalizado de la calidad de las instalaciones de los profesores. Los ganadores fueron seleccionados mediante varios criterios, incluidas las tasas de abandono. Aunque la selección de los colegios no fue aleatoria, sí se llevó a cabo con arreglo a un criterio (ser el único de su tipo en una determinada zona) que permite realizar un análisis de discontinuidad a ambos lados del umbral, pudiendo controlar por la participación no aleatoria en el programa.

Los resultados muestran que los incentivos monetarios a los profesores generaban rendimientos positivos (especialmente tras el segundo año) en las puntuaciones medias de las pruebas, en la probabilidad de lograr la titulación (alumnos particularmente desfavorecidos) y en una reducción de la tasa de abandono en el tránsito de la educación secundaria al bachillerato. Los resultados de otro programa, que proporciona a los colegios recursos como tiempo de docencia adicional y prácticas de formación del profesorado, muestran una mayor eficacia de los incentivos en términos de coste.

Atkinson et al. (2009) utilizan datos de un programa desarrollado en el Reino Unido. Los profesores con un cierto número de años de experiencia y determinada cualificación pueden solicitar la superación

del Umbral de Rendimiento (Performance Threshold). De conseguirlo, obtienen una gratificación anual de 2.000 libras esterlinas, pagadera sin revisión alguna hasta el final de su carrera docente e incluida en el cálculo de su pensión. Además del citado umbral, los profesores pueden obtener subidas salariales adicionales en función de sus méritos. Obsérvese que este programa es muy diferente del israelí. En particular, el elemento competitivo es menos relevante. Con todo, los autores encuentran efectos importantes del programa de incentivos. Los profesores admitidos en el programa de remuneración por incentivos elevan en casi medio punto la calificación GCSE por alumno en relación con el profesorado fuera del programa, lo que equivale al 73% de una desviación típica. Los autores también encuentran diferencias significativas por materias, al no observarse efectos sobre los profesores de matemáticas admitidos en el programa.

Duflo, Dupas y Kremer (2009) utilizan datos de un experimento aleatorio realizado en 140 colegios de la zona occidental de Kenia, la mitad de los cuales recibió financiación para mejorar su ratio profesor/alumno a través de profesores contratados adicionales. La calificación de los alumnos asignados a los profesores contratados en los colegios participantes en el programa es 0,18 desviaciones típicas superior a la de los estudiantes asignados al profesor habitual en los mismos colegios, debido posiblemente a los distintos incentivos existentes. Su calificación se sitúa también 0,27 desviaciones típicas por encima de la de los estudiantes en colegios comparables fuera del programa. Es de destacar que, en algunos colegios, los comités de centro fueron formados para supervisar a los profesores. En esos colegios, el rendimiento de los estudiantes asignados al profesor habitual y al profesor adicional fue muy similar, y significativamente mejor que el de los alumnos de colegios comparables (alrededor de 0,21 desviaciones típicas más en matemáticas).

Cabría argumentar que una alternativa a la asignación de incentivos es una buena selección de los profesores, ex-ante. Después de todo, en España existe un examen muy selectivo para obtener el estatus de funcionario en la carrera docente. La evidencia aportada por Angrist y Guryan (2008) nos induce a la cautela en este tema. Estos autores utilizan la Encuesta de Colegios y Personal Docente (Schools and Staffing Survey) estadounidense para estimar el efecto de las pruebas estatales de certificación docente sobre los salarios y la calidad del profesorado. Sus resultados sugieren que los requisitos estatales de certificación docente obligatoria están asociados a incrementos de los salarios del profesorado,

pero no elevan la probabilidad de que los profesores procedan de universidades más prestigiosas o introduzcan en su docencia material estudiado en la universidad o en cursos de postgrado.

El pago de incentivos a los profesores no constituye la única vía de avance. El programa mexicano Progresa mostró (véase, por ejemplo, Schultz 2004) que los incentivos a los padres son útiles para inducirles a mantener escolarizados a sus hijos. Se trata de un programa experimental, en el que se seleccionaron aleatoriamente 314 pueblos (de un total de 495) para recibir el tratamiento del programa. Las madres pobres de niños escolarizados, con una asistencia del 85% de los días confirmada por el profesor, recibirían una gratificación. Estas gratificaciones se concedieron en los 4 últimos años de enseñanza primaria y en los 3 años siguientes de educación secundaria. En la enseñanza primaria, los resultados muestran un aumento de las tasas de escolarización del 0,92% para las niñas y del 0,80% para los niños, desde un nivel inicialmente elevado del 94%. En la educación secundaria, el aumento es del 9,2% en el caso de las niñas y del 6,2% en el de los niños, a partir de unos niveles iniciales del 67% y del 73%, respectivamente.

Desde el punto de vista de una economía con un mayor grado de desarrollo, quizás sea más importante el estudio de Angrist y Lavy (2009). Estos autores presentan los resultados de un experimento para elevar el porcentaje de aprobados en el examen de matricula israelí, que es un requisito previo para la mayoría de los estudios de nivel universitario. El experimento consistía en ofrecer un premio a todos los estudiantes de colegios seleccionados aleatoriamente que aprobasen sus exámenes. El resultado fue un aumento del porcentaje de aprobados pero sólo en el caso de las chicas (un aumento del 10%, cuando el porcentaje medio era del 29%). Este aumento del porcentaje de chicas aprobadas indujo un aumento del número de estudiantes matriculados en estudios universitarios. El principal motivo de la citada mejora fue el tiempo adicional dedicado a la preparación del examen.

Aunque la evidencia en este ámbito es menos profusa que en materia de recursos educativos, los datos existentes y nuestro conocimiento económico general sobre el poder de los incentivos sugieren que las autoridades deberían aplicar esta política de forma más generalizada.

2.3. Elección parental: cheques, escuelas públicas experimentales y la Ley "Ningún Niño Dejado Atrás" (No Child Left Behind)

Una recomendación habitual de los economistas ante cualquier problema de asignación de recursos es la de introducir competencia en el sistema. De hecho, uno de los protagonistas de las reformas educativas aplicadas en numerosos países ha sido la introducción (o, siendo más precisos, la reintroducción) de proveedores privados de educación, frecuentemente con una cierta financiación pública. La idea es que ampliar el abanico de elección permitiría a los padres una satisfacción más plena de sus preferencias, aparte de ofrecer más incentivos a todos los proveedores. Esto último es evidente en el caso del sector privado, ya que corren el riesgo de perder clientes si su calidad disminuye. Con todo, la esperanza era que los colegios públicos reaccionasen también a la introducción de competencia.

Uno de los instrumentos más aludidos para fomentar la competencia y la elección de los padres en países como Estados Unidos, donde la provisión privada de educación es ya muy relevante, consiste en el pago por parte del Gobierno a los colegios privados de una cantidad por alumno. En principio (aunque esto varía en la práctica), los colegios tienen libertad para cobrar honorarios adicionales, de forma que el gasto público es una subvención. Esta subvención puede venir sujeta a una evaluación de recursos económicos, es decir, puede depender de la renta familiar, ya que la idea es que la iniciativa beneficie en mayor medida a los estudiantes de las clases más bajas, cuya única opción, sin la subvención, es la asistencia a un colegio público.

Existen algunos experimentos, o cuasi-experimentos, con cheques escolares que nos permiten dilucidar si los efectos beneficios previstos en la teoría se observan realmente en la práctica. Angrist et al. (2002) estudian un experimento natural. El Gobierno de Colombia ha aplicado un programa de cheque escolar de larga duración que subvenciona parcialmente la asistencia a colegios privados, para estudiantes con un rendimiento escolar suficientemente bueno. Como la demanda del programa resultó mucho mayor que la oferta de subvenciones, se optó por racionar aquélla a través de una lotería. La comparación entre ganadores y perdedores en la lotería resulta, por tanto, una buena estrategia de identificación de los efectos del programa. Los citados autores observaron que los ganadores en la lotería tenían una probabilidad de repetir curso un 10% menor, así como una menor probabilidad de estar trabajando (y,

por tanto, de haber abandonado el colegio). Para cerciorarse de que estos resultados se traducen en un mejor rendimiento académico, los autores aplicaron un test a una muestra de ganadores y perdedores, obteniendo que la media de los ganadores superaba en 0,2 desviaciones típicas a la de los perdedores. El coste de la subvención para las autoridades supuso 24 dólares más que la provisión de una plaza en un colegio público. Así pues, parece una actuación relativamente eficaz en términos de coste.

Otro importante ensayo aleatorio con cheques escolares tuvo lugar en Nueva York. Este ensayo consistió también en una bono de 1.400 dólares a familias pobres (las admitidas al comedor escolar). En este caso, la demanda de bonos fue también mucho mayor que la oferta y el acceso a ellos tuvo que ser aleatorio. Los resultados de este experimento no son muy prometedores. El efecto sobre los estudiantes no afroamericanos es inexistente sin lugar a dudas. En el caso de los alumnos afroamericanos, Howell y Peterson (2002) obtuvieron un efecto positivo y significativo. Sin embargo, Krueger y Zhu (2004) encuentran que este efecto prácticamente desaparece una vez incluidos los estudiantes que carecían de una calificación previa de referencia, algo que es posible hacer sin sesgar los resultados y mejorando la precisión, dada la naturaleza aleatoria de la actuación.

Como mencionamos al comienzo de esta Sección, se presume que el cheque escolar y otras formas de elección educativa influyen en los colegios a través de un efecto competitivo. Chakrabarti (2008) analiza el impacto de un programa de cheque escolar sobre la competencia entre colegios. En 1998, el programa de cheque escolar de Milwaukee permitió por vez primera la participación de colegios religiosos privados. Con posterioridad a ese año, se produjo un considerable aumento del número de colegios participantes. Un aspecto quizá de mayor importancia fue que, hacia esa fecha, aumentó la pérdida de financiación de los colegios públicos procedente del programa. Con datos del periodo 1987 a 2002, y una estimación de tendencias por el método de doble diferencia, el citado autor obtiene que esos cambios han inducido una mejora de los colegios públicos.

Un posible problema de los cheques escolares, que la evidencia experimental no puede revelar, ya que por su propia naturaleza afecta relativamente a pocos estudiantes, es que los programas de cheque escolar a gran escala podrían terminar ocasionando la segregación de los estudiantes de rentas bajas en los colegios puramente públicos,

perjudicando así a los mismos alumnos a los que se supone que debería ayudar más. Existe muy poca evidencia directa a este respecto, aunque sí ciertos estudios computacionales relevantes. Epple y Romano (1998) muestran, en un modelo de equilibrio general calibrado, que los cheques escolares pueden favorecer a los estudiantes de alta capacidad y rentas bajas, pero que, mediante segregación, podrían perjudicar al resto de estudiantes pobres. Su modelo, sin embargo, no permite la movilidad residencial. Nechyba (2000), por otra parte, permite esa movilidad en su propio modelo, calibrado para replicar el Estado de Nueva York. Este autor muestra que, en realidad, la movilidad será importante en presencia de programas de cheque escolar. Sus resultados sugieren que el objetivo de estos programas deberían ser los distritos con colegios públicos de baja calidad, en lugar de los hogares pobres. Urquiola y Verhoogen (2009) obtienen conclusiones parecidas en su análisis de la experiencia chilena. Sus resultados también muestran que, con la elección de colegio, podría haber características diferentes a ambos lados de la discontinuidad cuando tiene lugar la división de la clase en varias aulas a que obliga la ley (45 alumnos en Chile), lo que sugiere que una regresion en discontinuidad podría no ofrecer estimaciones insesgadas en contextos con un significativo abanico de elección de colegio.

La primera ley firmada por George W. Bush tras acceder a la presidencia de Estados Unidos fue una de las pocas leyes bipartidistas de todo su mandato, la Ley de Ningún Niño Dejado Atrás (NCLB). De hecho, el diseño de partes significativas de esta ley había sido realizado bajo la administración Clinton. Los dos aspectos más sobresalientes de la ley eran su énfasis en la rendición de cuentas de los colegios a través de exámenes estandarizados, iniciativas basadas en la investigación y, lo que es muy importante, información a los padres y elección parental como base para la acción. Uno de los aspectos más importantes de la ley era que los padres de alumnos en colegios públicos deberían ser informados si la escuela de sus hijos mostraba un pobre rendimiento (a través de una serie de indicadores relevantes). Asimismo, se les permitiría matricular a sus hijos en colegios ubicados en áreas geográficas cercanas que, en circunstancias normales, no les corresponderían por no vivir allí.

Hastings y Weinstein (2008) estudian los efectos de la ley NCLB a través de la mejora de la elección parental. Su estudio se basa en un experimento natural y en un experimento de campo realizado en Carolina del Norte. Entre 2002 y 2004, la elección parental se basó en una guía con autodescripciones realizadas por los propios colegios. Como resultado,

la obtención de estadísticas objetivas exigía una complicada búsqueda en internet. A partir de 2004, el colegio del distrito envió una hoja de cálculo con estadísticas objetivas detalladas. Éste es el experimento natural, utilizado para observar el efecto de la información sobre la elección de colegio y también del cambio de colegio en aquellos alumnos que se trasladaron. Además, los autores realizaron un experimento de campo con elección de colegio y receptores de información aleatorios. En el experimento de campo, la información era de lectura más sencilla y estaba mejor adaptada a las necesidades de los padres.

En ambos experimentos, los autores obtienen que la provisión de información clara y directa induce a elegir colegios mejor clasificados a un mayor número de padres. Entre un 5% y un 7% más de padres (a partir de un nivel inicial de alrededor del 16%) decidieron cambiar de colegio a sus hijos. Los padres que eligieron un cambio de colegio enviaron sus hijos a escuelas que, en promedio, eran en torno a media desviación típica mejores que las anteriores. Los alumnos que se trasladan a un nuevo colegio obtienen mejoras marginalmente significativas. Las estimaciones puntuales de estas mejoras sugieren una ganancia de unas 0,3 desviaciones típicas, cuando el cambio es a un colegio cuya clasificación media es una desviación típica más alta.

Otro interesante experimento relacionado con la elección es el programa "En Marcha hacia la Oportunidad" (*Moving to Opportunity*), desarrollado por el Departamento de Vivienda y Desarrollo Urbano de Estados Unidos en cinco ciudades de ese país durante los años 90. Este programa subvencionaba a familias que vivían en zonas de elevada pobreza su traslado a áreas con menores tasas de pobreza y criminalidad. Según Kling, Liebman y Katz (2007), este programa tuvo efectos positivos sobre la educación de la población juvenil femenina (así como en sus conductas de riesgo y salud física). Los efectos sobre los varones jóvenes fueron, sin embargo, negativos.

Ya vimos que probablemente no debe exagerarse la importancia de los recursos educativos; en cambio, ahora concluimos que la calidad del profesorado tiene una indiscutible importancia y disponemos de buenas ideas para mejorarla. En el caso de la elección de colegio, encontramos que podría ser una fuerza positiva, pero que conlleva un riesgo de polarización social y, en cualquier caso, sus efectos dependen en gran medida de los detalles de su aplicación. En España, ya existe un buen abanico de elección de colegio, aunque es evidente que no alcanza suficientemente

a los alumnos que más lo necesitan. La Ley Ningún Niño Dejado Atrás sugiere una prometedora vía de avance.

2.4. Otras políticas: actuación precoz, canalización/agrupamiento por capacidades

Un aspecto importante cuando los recursos son limitados es decidir dónde y a quién dirigirlos. A este respecto, existe un notable conjunto de experimentos de política educativa de gran tradición, relatados por Heckman (2008). Estos experimentos muestran, en palabras de este autor que "actuaciones de alta calidad sobre niños en su tierna infancia fomentan sus capacidades, lo que permite atacar la desigualdad en su origen. Las actuaciones precoces también elevan la productividad de la economía".

Los experimentos mencionados en el párrafo anterior son el Programa Preescolar Perry (*Perry Preschool Program*) y el Programa Principiante (*Abecedarian Program*). Estos programas son útiles al realizarse en un cuidado entorno aleatorio, pero también porque recopilan datos durante periodos dilatados (incluso tras la finalización del tratamiento) de los efectos sobre los individuos tratados y no tratados en términos de logros académicos, rendimiento en el trabajo y conducta social, mucho tiempo después de la conclusión de las actuaciones. El Programa Perry consistió en una sesión diaria en el aula de 2,5 horas, además de una visita semanal de un profesor al hogar familiar de 90 minutos de duración. Los participantes fueron 58 niños negros pobres de Michigan entre 1962 y 1967, durante 30 semanas al año. Los grupos de tratamiento y de control fueron objeto de seguimiento hasta la edad de 40 años. El Programa Principiante estudió a 111 niños, procedentes de familias con alta puntuación en un índice de riesgo social. La edad media de entrada fue de 4,4 meses. Este programa fue más intensivo. Su duración fue de un año completo y conllevaba atención durante todo el día. Los niños tratados fueron objeto de seguimiento hasta los 21 años.

Los datos procedentes de estos programas sugieren que los aumentos iniciales de CI desaparecen con el transcurso del tiempo, pero el rendimiento académico es claramente superior. En el Programa Perry, por ejemplo, el porcentaje de estudiantes en educación especial se reduce a la mitad (del 34% al 15%) en el grupo de tratamiento con respecto al grupo de control, el porcentaje por encima del 10º percentil se triplica con creces (del 15% al 49%) y el porcentaje que se gradúa a su debido

tiempo en educación secundaria pasa del 45% al 66%. Esto se traduce en una proporción mucho mayor de individuos que ingresan por encima de 2.000 dólares al mes (del 7% al 28%), poseen una vivienda (del 13% al 36%) o nunca precisan asistencia social (del 14% al 29%). La caída de las tasas de criminalidad entre esos niños resulta igualmente drástica, ya que la proporción de arrestos cae prácticamente a la mitad. Heckman et al. (2008) calculan a este programa una tasa de rentabilidad de alrededor del 10%.

La evidencia experimental sobre actuaciones precoces y los detallados estudios de Heckman y sus coautores sobre la formación de habilidades no cognitivas y sus resultados en el mercado de trabajo (véanse, por ejemplo, Heckman 2007, o Cunha y Heckman 2009) sugieren que vale la pena continuar con los programas de educación preescolar en España. Pero dado su coste, nosotros sugeriríamos que se concentrasen aún más en los niños en situaciones de mayor riesgo y que a estos niños se les enriqueciera con actuaciones fuera del aula.

Otra actuación de política educativa que, en ocasiones, ha sido objeto de debate en la arena política consiste en el agrupamiento de estudiantes por niveles de capacidad. La evidencia inicial procedente de bases de datos longitudinales parecía indicar que esta medida de política era positiva para los alumnos más capaces, aunque perjudicial para los estudiantes menos capaces que ya no pueden aprovechar la ventaja de estar con aquellos compañeros. Sin embargo, un nuevo análisis de estudios previos realizado por Betts y Shkolnik (2000) sugiere que esta primera impresión probablemente era errónea y que una conclusión firme no estaba justificada. Estos autores mencionan una serie de problemas con las comparaciones. Por ejemplo, la medición de la capacidad es imperfecta y, por tanto, el agrupamiento no es muy homogéneo. Ciertos colegios no realizan oficialmente un agrupamiento por capacidades, pero podrían llevarlo a cabo de manera informal. En algunas bases de datos, se pide a los profesores que identifiquen si una clase está “por encima de la media”, “en la media”, “por debajo de la media” o es “heterogénea”. Sin embargo, no resulta evidente cuál es la diferencia de capacidad en grupos “heterogéneos”. A veces, las encuestas no distinguen entre agrupamiento por capacidades y canalización de estudiantes hacia diferentes caminos curriculares. Los colegios que agrupan el alumnado con arreglo a su nivel académico podrían asignar más recursos a los grupos menos capaces, confundiendo así los efectos de los recursos y del agrupamiento. Por último, es posible que los estudiantes sean divididos en grupos dentro incluso de la misma clase.

Dados los anteriores problemas con las bases de datos, el reciente estudio de Duflo, Dupas y Kremer (2008) resulta muy elocuente. Estos autores comparan 61 colegios keniatas donde los estudiantes fueron asignados aleatoriamente a un aula de primer curso con otros 60 colegios donde los alumnos fueron agrupados en función de su rendimiento inicial. La calificación de los estudiantes de colegios con alumnado agrupado fue 0,14 desviaciones típicas superior (tras 18 meses) a la de los niños en colegios sin alumnado agrupado, permaneciendo el efecto tras la finalización del programa. Resulta interesante destacar que todos los niveles de la distribución se beneficiaron del agrupamiento por capacidades. Así pues, dado que el mismo estudio también revela que el efecto directo de tener compañeros más capaces es positivo, el agrupamiento debe afectar a los alumnos menos capaces al permitir a los profesores modular mejor el nivel de la clase.

En este caso, la evidencia dista de ser concluyente, pero es suficientemente sugerente para justificar que recomendemos la realización de ciertos ensayos (experimentales) con programas de agrupamiento por capacidades.

3. Descripción de los datos

Los datos de nuestro análisis empírico proceden de un examen estandarizado realizado cada año a los alumnos de 6º curso[6] (de entre 12 y 13 años[7]) de todos los colegios de enseñanza primaria (unos 1.200) de la Comunidad Autónoma de Madrid. El examen se denomina "prueba de Conocimientos y Destrezas Indispensables (C.D.I.)". Este examen fue adoptado por el Consejo Escolar de la región madrileña en el curso académico 2004/2005 y es obligatorio para todos los colegios de enseñanza primaria (públicos, privados o concertados). El examen no tiene consecuencias académicas para los alumnos. Su objetivo es proporcionar información adicional a los niños y a sus familias, así como a las autoridades educativas.

6. El sistema educativo español se compone de 6 años de enseñanza primaria, 4 años de educación secundaria obligatoria (E.S.O.) y 2 años de educación no obligatoria, que se divide en formación profesional (ciclos formativos) y preparación para la universidad (bachillerato).

7. En enseñanza primaria, los estudiantes pueden repetir un curso si se considera que su rendimiento es insuficiente. En promedio, el porcentaje de repetidores en el conjunto de España es del 6,2%. Madrid está próximo a la media nacional, con un 6,5%. Véanse más estadísticas y detalles del sistema educativo español en, por ejemplo, http://www.institutodeevaluacion.mec.es/contenidos/indicadores/ind2009.pdf.

Disponemos de las calificaciones de este examen para las cohortes de estudiantes de los cursos académicos 2005/2006, 2006/2007, 2007/2008 y 2008/2009[8].

El examen consta de dos partes de 45 minutos cada una: la primera parte incluye pruebas de dictado, lectura, lengua y conocimientos generales, mientras que la segunda parte consiste en ejercicios de matemáticas. Nuestras medidas de rendimiento de los alumnos son las puntuaciones estandarizadas con respecto a la media anual en cada una de esas cinco materias.

Además, cada estudiante rellenó un breve cuestionario en 2009 (véase el Anexo). En el cuestionario, se pide a los alumnos que contesten algunas preguntas sobre sí mismos, sus padres y el entorno en el que viven. Las respuestas al cuestionario ofrecen una rica información sobre las características individuales de los estudiantes de la que no se dispone para anteriores cohortes; así pues, centramos nuestro análisis empírico en esta cohorte. Los resultados de las estimaciones realizadas a partir del conjunto de datos obtenido de las tres cohortes de estudiantes de los años 2006-2008 se utilizan como contraste de robustez y se presentan en el Anexo.

Dado que el rendimiento de los niños es una combinación de características individuales y familiares y de recursos educativos, distinguimos dos categorías de variables de control: variables de ámbito individual (características del alumno y antecedentes familiares) y variables de ámbito escolar. La disponibilidad de datos a estos dos niveles de agregación justificarán nuestra metodología econométrica (véase la siguiente Sección).

Las variables de ámbito individual comunes a las cuatro cohortes son: género, nacionalidad (española o inmigrante), si el estudiante tiene necesidades educativas especiales y si el alumno sufre alguna discapacidad.

En el caso de la cohorte de 2009, el conjunto de variables de control de ámbito individual es significativamente mayor. El cuestionario aporta

8. También disponemos de los resultados del curso 2004/2005. Sin embargo, no los utilizamos en este trabajo ya que ese año no existía información sobre las características individuales de los alumnos.

las siguientes variables: edad del estudiante, país de nacimiento (España, China, América Latina, Marruecos, Rumania y otros), nivel educativo de los padres, ocupación de los padres, composición del hogar en el que vive el estudiante y edad a la que el alumno comenzó a ir al colegio.

Con respecto a la educación parental, la información solicitada a los estudiantes se refería tanto a la madre como al padre. Sin embargo, para facilitar la interpretación, elegimos el nivel educativo más alto de los dos. Distinguimos las siguientes categorías: educación universitaria, educación secundaria superior (*bachillerato*), formación profesional, educación secundaria inferior –estudios obligatorios (*ESO, EGB*)– y sin estudios obligatorios.

En el caso de la ocupación de los padres, aplicamos la misma estrategia que para su nivel educativo: elegimos el nivel profesional más alto de entre el padre y la madre. Con arreglo a esto, distinguimos las siguientes categorías: ocupaciones profesionales (por ejemplo, profesor, científico, médico, ingeniero, abogado, psicólogo, artista, etc.), ocupaciones empresariales y administrativas (por ejemplo, director de empresa, funcionarios, etc.) y ocupaciones de menor cualificación (por ejemplo, dependiente de tienda, bombero, trabajador de la construcción, servicios de limpieza, etc.).

La composición del hogar en el que vive el estudiante se construye con arreglo a las respuestas a la pregunta: "¿Con quién vives habitualmente?". Distinguimos las 7 categorías siguientes: vive sólo con la madre; vive sólo con el padre; vive con la madre y un hermano o hermana; vive con la madre y más de un hermano o hermana; vive con la madre y el padre; vive con la madre, el padre y un hermano o hermana; vive con la madre, el padre y más de un hermano o hermana; y, por último, otras situaciones.

Las variables de ámbito escolar disponibles para todos los colegios (públicos, privados y concertados) son las siguientes: tamaño de la clase, número de alumnos matriculados en 6º curso y ubicación geográfica del colegio en la Comunidad de Madrid (este, oeste, norte, sur o capital). Además, a partir de los datos de ámbito individual, calculamos el porcentaje de inmigrantes en la clase y los porcentajes de estudiantes en la clase cuyos padres tienen un determinado nivel educativo (universidad, secundaria superior, formación profesional, secundaria inferior y sin estudios obligatorios).

Las variables de ámbito escolar disponibles únicamente en los colegios públicos son las siguientes: ratio profesor/alumno, edad media de los profesores, proporción de actividades extracurriculares organizadas por las Asociaciones de Padres, proporción de alumnos con comedor escolar gratuito, tamaño del colegio y proporción de estudiantes con necesidades educativas especiales.

El tamaño de la clase se calcula como el número total de alumnos matriculados en 6º curso dividido entre el número total de clases de 6º curso. La matrícula en 6º curso es el número total de estudiantes inscritos en 6º curso. La ratio profesor/alumno es el cociente entre el número de profesores que imparten docencia en las clases de 6º curso y el número de alumnos matriculados en 6º curso. La edad media de los profesores es la edad media de los profesores que imparten docencia en 6º curso. La proporción de actividades extracurriculares organizadas por las Asociaciones de Padres es el porcentaje que representan esas actividades sobre la cifra total de actividades extracurriculares de un colegio. La proporción de alumnos con comedor escolar gratuito y la proporción de estudiantes con necesidades educativas especiales es el porcentaje de estudiantes de 6º curso con una de esas características.

El conjunto de datos correspondiente a la cohorte de 2009 está formado por 56.929 alumnos escolarizados en 1.227 colegios públicos, privados y concertados. De esta cifra, 735 son centros públicos. Sin embargo, por razones de disponibilidad de datos, en nuestras estimaciones utilizamos una muestra de unos 44.500 estudiantes escolarizados en 1.222 colegios para las regresiones de ámbito individual y una muestra de 558 colegios públicos para las estimaciones de ámbito escolar[9].

Los estadísticos descriptivos de los datos procedentes de alumnos y colegios se presentan en los Cuadros 1 y 2.

9. El conjunto de datos correspondiente a las cohortes 2006-2008 se compone de un total de 155.226 estudiantes escolarizados en 1.237 colegios públicos, privados y concertados (alrededor de 50.000 estudiantes cada año). De esta cifra, 735 son centros públicos.

Cuadro 1
Estadísticos descriptivos de las variables de ámbito individual
Cohorte 2008/2009

Variable	Media	Desv. Típ.	Mín	Máx
Materias				
Dictado	0,12	0,94	-1,60	1,27
Matemáticas	0,13	0,94	-1,77	1,94
Lengua	0,15	0,90	-2,04	1,71
Lectura	0,14	0,91	-1,97	1,39
Conocimientos generales	0,12	0,94	-1,66	1,88
Características individuales				
Mujer	0,49	0,50	0	1
Estudiante con necesidades educativas especiales	0,06	0,23	0	1
Estudiante con discapacidad	0,02	0,14	0	1
Edad del estudiante	12,13	0,40	10	17
Estudiante de España	0,82	0,38	0	1
Estudiante de Rumania	0,02	0,15	0	1
Estudiante de Marruecos	0,01	0,09	0	1
Estudiante de América Latina	0,10	0,30	0	1
Estudiante de China	0,00	0,07	0	1
Estudiante de otros países	0,04	0,20	0	1
Educación parental - Universitaria	0,48	0,50	0	1
Educación parental - Secundaria superior	0,17	0,38	0	1
Educación parental - Formación profesional	0,12	0,32	0	1
Educación parental - Secundaria inferior	0,17	0,38	0	1
Educación parental - sin estudios obligatorios	0,06	0,23	0	1
Ocupación parental - Empresa, ministerio, Ayto., CCAA	0,22	0,42	0	1
Ocupación parental - Profesional	0,34	0,47	0	1
Ocupación parental - Trabajador manua	0,44	0,50	0	1
Vive sólo con la madre	0,07	0,25	0	1
Vive con la madre y un hermano/hermana	0,04	0,20	0	1
Vive con la madre y más de un hermano/hermana	0,02	0,13	0	1
Vive con la madre y el padre	0,16	0,37	0	1
Vive con la madre, el padre y un hermano/hermana	0,43	0,50	0	1
Vive con la madre, el padre y más de un hermano/hermana	0,17	0,37	0	1
Otras situaciones	0,11	0,32	0	1
Comienza en el colegio antes de los 3 ai	0,53	0,50	0	1
Jardín de infancia entre 3 y 5 años	0,44	0,50	0	1
Comienza en el colegio a los 6 años	0,02	0,15	0	1
Comienza en el colegio a los 7 años o	0,01	0,11	0	1
Observaciones	44.542			

Cuadro 2
Estadísticos descriptivos de las variables de ámbito escolar
Cohorte 2008/2009

Variable	Media	Desv. Típica	Mín	Máx
Materias				
Efectos fijos - Dictado	0,05	0,43	-1,50	1,43
Efectos fijos - Matemáticas	-0,03	0,36	-1,60	1,62
Efectos fijos - Lengua	-0,07	0,38	-1,56	0,99
Efectos fijos - Lectura	-0,16	0,35	-1,43	1,11
Efectos fijos - Conocimientos genera	-0,26	0,45	-1,41	1,72
Características del colegio				
Todos los colegios				
Tamaño de la clase	23,40	3,89	2,00	34,00
Matrícula en 6º curso	49,49	23,37	2	177
% Estudiantes inmigrantes en 6º curso (0-10%)	0,38	0,48	0	1
% Estudiantes inmigrantes en 6º curso (11-20%)	0,28	0,45	0	1
% Estudiantes inmigrantes en 6º curso (21-30%)	0,17	0,37	0	1
% Estudiantes inmigrantes en 6º curso (31-40%)	0,09	0,28	0	1
% Estudiantes inmigrantes en 6º curso (>40%)	0,09	0,28	0	1
% Educación de los padres - Universitaria	34,25	20,02	0,00	100,00
% Educación de los padres - Secundaria superior	15,70	8,19	0,00	52,38
% Educación de los padres - Formación profesional	10,02	6,17	0,00	62,50
% Educación de los padres - Secundaria inferior	16,16	10,78	0,00	75,00
% Educación de los padres - sin estudios obligatorios	5,52	5,87	0,00	72,00
Colegio de la capital	0,40	0,49	0	1
Colegio del este	0,14	0,35	0	1
Colegio del norte	0,08	0,26	0	1
Colegio del oeste	0,10	0,30	0	1
Colegio del sur	0,29	0,45	0	1
Colegios públicos				
Ratio profesor / alumno	0,26	0,15	0,08	1,67
Media edad del profesor	43,09	4,46	29,11	57,78
No. actividades AMPA /no. total de actividades	0,06	0,15	0,00	1,00
% Estudiantes con comedor escolar §	13,23	9,28	0,15	48,57
Tamaño del colegio	382,71	149,34	18,00	1088,00
% Estudiantes con necesidades educativas especiales	11,40	10,63	0,00	55,56

4. Metodología econométrica y resultados

Al disponer de datos con dos niveles de agregación (datos de ámbito individual y datos de ámbito escolar), utilizamos un procedimiento de estimación en dos etapas con el fin de modelizar la relación entre las características del estudiante y del colegio y el rendimiento académico, una estrategia frecuente en investigaciones previas (Loeb y Bound, 1996, Hanushek et al., 1996)[10].

La primera etapa es una regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de las calificaciones estandarizadas de los estudiantes de todos los colegios sobre las características individuales y las variables ficticias de colegio (efectos fijos del colegio). Los coeficientes de las variables ficticias de colegio pueden interpretarse como el valor añadido por el colegio, una vez tenidas en cuenta las diferencias en las características de los estudiantes. La ecuación que estimamos es la siguiente:

$$Y_{ij} = \alpha + \beta X_j + \sum_j \delta_j D_j + u_j$$

donde i es el estudiante y j es el colegio. X_{ij} son las características individuales del estudiante descritas en la Sección precedente (como género, nacionalidad, etc.). D_{ij} es una variable ficticia de colegio que es igual a 1 si el estudiante i es alumno del colegio j en el curso académico 2008/2009[11].

La segunda etapa es una regresión por MCO de los coeficientes de las variables ficticias de colegio (δ_j) sobre las variables de ámbito escolar:

$$\delta_j = \gamma + \theta Z_j + v_j$$

donde Z_j son las variables de ámbito escolar. Debido a la gran disparidad existente en el tamaño de los colegios, creemos que podríamos

10. Según Hanushek et al. (1996), la agregación de los datos infla los coeficientes de las variables de recursos educativos. Además, su análisis empírico demuestra que los problemas asociados al sesgo de variables omitidas tienden a agravarse en función del nivel de agregación. Esto provoca que los estudios que utilizan datos más agregados sobrestimen el efecto de los recursos educativos sobre el rendimiento académico. En particular, estos autores muestran que así ocurre en el caso de los estudios que utilizan datos de colegios estadounidenses agregados por Estados. Cuanta menor agregación presenten los datos, más probable es que ofrezcan estimaciones fiables del efecto de los recursos educativos sobre el rendimiento académico. Este argumento abona nuestro análisis, ya que nuestro máximo nivel de agregación es el colegio.

11. En el caso del panel de datos para 2006-2008, debe añadirse un índice (temporal) por cohorte a las variables de esta especificación.

obtener posibles mejoras de eficiencia si los datos se ponderaran por una estimación de la matriz de covarianzas. Por tanto, las estimaciones de la segunda etapa se ponderan por la inversa de la varianza estimada de los efectos fijos del colegio obtenidos en la primera etapa. En el Anexo, Cuadros A1-A3, también presentamos los resultados de las regresiones no ponderadas.

4.1. Resultados de la primera etapa

El Cuadro 3 presenta los resultados de las regresiones de la primera etapa para la cohorte de 2009. Las variables dependientes son las calificaciones individuales estandarizadas en cada una de las cinco pruebas. Todas las regresiones incluyen variables ficticias de colegio D_{ij} . Sus coeficientes δ_j son los efectos medios del colegio una vez que tenemos en cuenta las características individuales.

Aunque, por lo general, los resultados son robustos en las cinco pruebas, se observan algunas diferencias.

En particular, encontramos que las chicas obtienen mejores resultados que los chicos en dictado y lengua: en promedio, las chicas obtienen en torno a 0,2 desviaciones típicas más en dictado y 0,09 desviaciones típicas más en lengua que los chicos. Por otra parte, los chicos obtienen en promedio 0,15 desviaciones típicas más en matemáticas y 0,18 desviaciones típicas más en conocimientos generales que las chicas[12]. Los alumnos con necesidades educativas especiales y los que presentan una alguna discapacidad tienen, en promedio, un rendimiento bastante pobre, ya que obtienen entre media y una desviación típica menos en todas las materias.

Para esta cohorte, pudimos tener en cuenta el país de nacimiento de los alumnos inmigrantes, así que pudimos identificar diferencias en función del país de nacimiento de los estudiantes. Distinguimos los siguientes grupos: América Latina (Ecuador, Colombia, Perú, Bolivia y República Dominicana), Rumania, Marruecos, China y otros países. La división realizada se corresponde con los grupos de inmigrantes más

12. Este hallazgo no es sorprendente si analizamos los resultados internacionales en matemáticas procedentes de TIMMS 2007 (Trends in Internationacial Mathematics and Science Study). En 4º curso, los chicos obtuvieron en promedio unos mejores resultados que las chicas en 12 países, incluidos Estados Unidos, Suecia, Noruega, Escocia, Países Bajos, Alemania, Austria e Italia.

numerosos existentes en España y también en la Comunidad de Madrid. Con arreglo al último Censo de Población (enero de 2009), de los 5,6 millones de extranjeros residentes en España, alrededor de 1 millón viven en la Comunidad de Madrid. De ellos, en torno al 33% procede de países latinoamericanos, 19% de Rumania, 8% de Marruecos y alrededor de un 4% de China (la suma de estos grupos representa aproximadamente el 63% del número total de inmigrantes residentes en la Comunidad de Madrid)[13].

Encontramos que, una vez tenidas en cuenta las características individuales como el nivel educativo y la ocupación de los padres, los inmigrantes obtienen, en promedio, peores resultados que los nacionales, aunque no siempre es así. Los estudiantes procedentes de China muestran un rendimiento muy bueno en matemáticas (aproximadamente la mitad de una desviación típica más que los niños españoles), mientras que los alumnos procedentes de Rumania presentan un rendimiento relativamente mejor en dictado, matemáticas y lengua (en torno a 0,08 desviaciones típicas más que los estudiantes españoles).

Por otra parte, no encontramos diferencias significativas entre los estudiantes marroquíes y españoles en matemáticas y conocimientos generales, si bien el rendimiento de los marroquíes es más bajo en dictado, lectura y lengua. Los niños procedentes de América Latina forman el grupo con peores resultados. Estos alumnos tienen un rendimiento significativamente inferior al de los niños españoles en todas las materias del examen. Más en concreto, la diferencia entre los estudiantes latinoamericanos y españoles se sitúa en torno a 0,25-0,27 desviaciones típicas menos en dictado y lengua y alrededor de 0,2 desviaciones típicas menos en matemáticas y conocimientos generales.

La edad del estudiante también parece tener importancia: cuanto más joven es el alumno, mejores son sus resultados en todas las pruebas. El efecto de la edad es negativo y estadísticamente significativo, aun controlando por la nacionalidad (podría haber alumnos inmigrantes que carecen de los conocimientos necesarios para estar en un curso acorde a su edad) y por los niños con necesidades educativas especiales o que presentan alguna discapacidad.

13. Estas cifras tienen en cuenta la nacionalidad de la persona.

Cuadro 3

MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009

	Dictado	**Matemáticas**	**Lectura**	**Conocimientos generales**	**Lengua**
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	0,213***	-0,148***	-0,003	-0,181***	0,090***
	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,009)	(0,007)
Estudiante con necesidades educativas especiales	-0,761***	-0,736***	-0,561***	-0,551***	-0,799***
	(0,021)	(0,020)	(0,021)	(0,020)	(0,019)
Estudiante con discapacidad	-0,887***	-1,011***	-0,877***	-0,758***	-1,024***
	(0,031)	(0,030)	(0,033)	(0,032)	(0,031)
Edad del estudiante	-0,330***	-0,314***	-0,211***	-0,245***	-0,339***
	(0,013)	(0,013)	(0,012)	(0,012)	(0,012)
Estudiante de Rumania	0,079**	0,081***	0,053*	0,045	0,078***
	(0,032)	(0,030)	(0,031)	(0,031)	(0,030)
Estudiante de Marruecos	-0,194***	0,014	-0,153***	-0,030	-0,177***
	(0,042)	(0,039)	(0,045)	(0,046)	(0,039)
Estudiante de América Latina	-0,273***	-0,199***	-0,064***	-0,206***	-0,251***
	(0,016)	(0,015)	(0,015)	(0,016)	(0,014)
Estudiante de China	-0,228***	0,500***	-0,121	-0,198***	-0,235***
	(0,066)	(0,077)	(0,075)	(0,068)	(0,068)
Estudiante de otros países	-0,077***	-0,106***	-0,013	-0,097***	-0,080***
	(0,020)	(0,021)	(0,020)	(0,020)	(0,018)
Educación parental - Universitaria	0,160***	0,261***	0,194***	0,214***	0,215***
	(0,021)	(0,019)	(0,022)	(0,019)	(0,020)
Educación parental - Secundaria superior	0,099***	0,148***	0,131***	0,153***	0,142***
	(0,021)	(0,018)	(0,022)	(0,019)	(0,019)
Educación parental - Formación profesional	0,083***	0,135***	0,142***	0,159***	0,136***
	(0,023)	(0,020)	(0,023)	(0,021)	(0,021)
Educación parental - Secundaria inferior	0,051**	0,080***	0,078***	0,072***	0,074***
	(0,021)	(0,018)	(0,022)	(0,019)	(0,019)
Ocupación parental - Empresa, ministerio, Ayto., CCAA	0,075***	0,090***	0,065***	0,093***	0,092***
	(0,012)	(0,012)	(0,011)	(0,012)	(0,010)
Ocupación parental- Profesional	0,132***	0,163***	0,122***	0,157***	0,161***
	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,012)	(0,010)
Vive sólo con la madre	-0,042	-0,058*	-0,032	-0,054	-0,050*
	(0,031)	(0,030)	(0,032)	(0,033)	(0,028)
Vive con la madre y un hermano/hermana	0,025	0,079**	0,062*	0,030	0,042
	(0,031)	(0,032)	(0,034)	(0,035)	(0,029)
Vive con la madre y el padre	0,081***	0,068**	0,047	0,091***	0,090***
	(0,029)	(0,028)	(0,030)	(0,032)	(0,026)
Vive con la madre, el padre y un hermano/hermana	0,137***	0,168***	0,097***	0,119***	0,148***
	(0,028)	(0,027)	(0,029)	(0,031)	(0,025)
Vive con la madre, el padre y más de un hermano/hermana	0,058**	0,143***	0,098***	0,078**	0,086***
	(0,029)	(0,028)	(0,030)	(0,031)	(0,027)
Otras situaciones	0,025	0,076***	0,032	0,039	0,035
	(0,029)	(0,029)	(0,031)	(0,032)	(0,026)

Cuadro 3 (cont.)
MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009

	Dictado	Matemáticas	Lectura	Conocimientos generales	Lengua
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Jardín de infancia entre 3 y 5 años	-0,005	-0,057***	-0,037***	-0,047***	-0,026***
	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,009)	(0,007)
Comienza en el colegio a los 6 años	-0,102***	-0,209***	-0,168***	-0,176***	-0,160***
	(0,026)	(0,026)	(0,028)	(0,026)	(0,024)
Comienza en el colegio a los 7 años o más	-0,150***	-0,250***	-0,180***	-0,159***	-0,190***
	(0,037)	(0,035)	(0,037)	(0,039)	(0,036)
Constante	3,865***	3,750***	2,507***	2,963***	4,008***
	(0,161)	(0,163)	(0,151)	(0,153)	(0,154)
Observaciones	44542	44518	44542	44542	44542
R-cuadrado	0,404	0,351	0,271	0,317	0,434

Notas:

1. Errores estándar agrupados por colegio entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

2. Categorías de referencia para las variables ficticias: varón, estudiante de España, educación parental -sin estudios obligatorios-, ocupación parental -trabajador manual-, vive con la madre y más de un hermano/hermana, jardín de infancia con menos de 3 años

Tanto el nivel educativo como la ocupación de los padres son extremadamente importantes, confirmando los resultados de estudios previos. Si comparamos la magnitud de los coeficientes, el nivel educativo de los padres parece ser más importante que su profesión. El efecto de la educación parental es máximo en el caso de los alumnos cuyos padres poseen titulación universitaria, en todas las materias: en matemáticas, la diferencia entre un niño con un padre con estudios universitarios y un niño con un padre sin estudios se sitúa en torno a 0,2 desviaciones típicas. La magnitud de esta diferencia disminuye conforme decrece el nivel educativo de los padres, pero continúa siendo estadísticamente significativa.

Los estudiantes cuyos padres desempeñan ocupaciones profesionales (por ejemplo, profesor, científico, médico, ingeniero, abogado, psicólogo, artista, etc.) presentan un rendimiento significativamente mejor que el resto. El coeficiente de esta variable ficticia duplica aproximadamente el coeficiente de la variable ficticia de padres con trabajos de oficina (como directores de empresa o funcionarios). Este resultado podría indicar que los padres con ocupaciones profesionales conceden un mayor valor a la educación que el resto.

Las estimaciones también revelan que convivir con ambos progenitores esta relacionado con un mejor rendimiento de los niños en el colegio.

Además, parece que tener hermanos o hermanas esta asociado a mejores resultados de los alumnos.

Asimismo, obtenemos evidencia empírica del hecho de que comenzar a ir al colegio a una edad temprana es beneficioso para el rendimiento escolar de los niños. Un alumno que comenzó a ir al colegio con menos de 3 años obtiene alrededor de 0,2 desviaciones típicas más en el examen CDI que un estudiante que inició su andadura escolar con 7 años o más.

Como resumen de los resultados de la primera etapa, podemos extraer las siguientes conclusiones. En comparación con los niños, las niñas presentan un rendimiento relativamente más alto en dictado y lengua y relativamente más bajo en matemáticas y conocimientos generales. El rendimiento de los alumnos inmigrantes es, por lo general, peor que el de los estudiantes españoles, una vez que se controla por los antecedentes familiares de los niños. Existen, sin embargo, excepciones: los estudiantes chinos presentan un rendimiento muy bueno en matemáticas (situado, en promedio, alrededor de media desviación típica por encima del de los estudiantes españoles); además, los alumnos rumanos obtienen, en promedio, mejores resultados que los niños españoles en todas las materias (excepto en conocimientos generales). También hemos observado que cuanto más joven es el estudiante, mejor es su rendimiento escolar y que comenzar a ir al colegio a una edad temprana resulta muy beneficioso para el rendimiento del alumno. El nivel educativo y la profesión de los padres parecen ser los determinantes más importantes del rendimiento académico de los niños. Si comparamos la magnitud de los coeficientes, el efecto del nivel educativo de los padres es mayor que el de la profesión.

4.2. Resultados de la segunda etapa

Para llevar a cabo las regresiones de la segunda etapa, extraemos los coeficientes δ_j de las variables ficticias de colegio en las regresiones de la primera etapa. Estos coeficientes son estimaciones del valor que añade el colegio al rendimiento de los alumnos, una vez que controlamos por las características individuales y familiares de los estudiantes. Utilizamos estos coeficientes como la variable dependiente en la segunda etapa de nuestra metodología de estimación. Por tanto, llevamos a cabo una regresión de estos coeficientes sobre todas las variables de ámbito escolar. Estas variables de ámbito escolar son las variables relevantes para la política educativa, ya que revelan los efectos de los diferentes recursos educativos sobre el rendimiento de los alumnos.

Las estimaciones de la segunda etapa se ponderan por la inversa de la varianza estimada de los efectos fijos del colegio obtenidos en la primera etapa. En el Anexo, Cuadros A1-A3, también ofrecemos los resultados de las estimaciones no ponderadas. La ponderación realizada reduce el valor absoluto de los coeficientes, pero su significatividad estadística no cambia de forma considerable, por lo que nuestras conclusiones se mantienen con independencia de la metodología de estimación utilizada.

Los Cuadros 4, 5 y 6 resumen los resultados de las estimaciones correspondientes a la cohorte de 2009 para las cinco materias incluidas en el examen CDI. Debido a la endogeneidad de la mayoría de las variables de control, vamos añadiendo gradualmente variables a nuestras estimaciones con el fin de contrastar la sensibilidad de los coeficientes.

En las columnas (1), (2) y (3) de los Cuadros 4, 5 y 6, estimamos nuestro modelo empírico para todos los tipos de colegio existentes en el sistema educativo español –públicos, privados y concertados–. En estas estimaciones, sólo podemos controlar por el tamaño de la clase, la matrícula en 6º cuso, la ubicación geográfica del colegio, la proporción de alumnos inmigrantes en 6º curso y el nivel educativo medio de los padres de los estudiantes de 6º curso (la proporción de niños cuyos padres tienen un determinado nivel educativo). En las columnas (4)-(8), estimamos el modelo sólo para los colegios públicos.

Se observa que los colegios privados y concertados presentan un rendimiento académico significativamente mejor que el de los colegios públicos y que esa diferencia es especialmente notable entre colegios privados y públicos. Desplazar una clase de 6º curso de un colegio público a uno privado podría elevar su rendimiento en todas las materias (excepto en conocimientos generales) desde la mediana hasta aproximadamente el 70º percentil. Sin embargo, como resultado de la omisión de otras variables de control de ámbito escolar, el impacto del tipo de colegio sobre el rendimiento de los estudiantes podría estar sesgado. El efecto positivo, importante y significativo que obtenemos para los colegios privados y concertados en las dos primeras columnas podría obedecer a otras características del colegio o bien a características inobservables de los padres (por ejemplo, actividades extracurriculares organizadas por las Asociaciones de Padres) que no podemos tener en cuenta en estas estimaciones.

Cuadro 4

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Dictado								Matemáticas							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Tamaño de la clase	-0.004	-0.004	-0.002	-0.012**	-0.012**	-0.010*	-0.014**	-0.014**	-0.002	-0.002	-0.000	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.001
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Matrícula 6º curso	0.002***	0.001**	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001**	0.001*	0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.004**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
Colegio privado	0.198***	0.130***	0.015						0.191***	0.148***	0.040					
	(0.048)	(0.050)	(0.055)						(0.043)	(0.045)	(0.050)					
Colegio concertado	0.097***	0.046	-0.008						0.068***	0.035	-0.008					
	(0.028)	(0.030)	(0.032)						(0.025)	(0.027)	(0.028)					
Colegio del este	-0.019	-0.051	-0.035	0.008	0.008	-0.024	-0.064	-0.069	-0.019	-0.039	-0.015	0.047	0.047	0.059	0.079	0.081
	(0.037)	(0.037)	(0.038)	(0.047)	(0.047)	(0.050)	(0.058)	(0.058)	(0.032)	(0.033)	(0.034)	(0.042)	(0.042)	(0.044)	(0.051)	(0.051)
Colegio del norte	0.247***	0.215***	0.199***	0.250***	0.250***	0.230***	0.200***	0.193***	0.027	0.007	-0.009	0.082*	0.082*	0.101**	0.098*	0.106*
	(0.047)	(0.047)	(0.047)	(0.056)	(0.056)	(0.058)	(0.062)	(0.063)	(0.041)	(0.041)	(0.041)	(0.049)	(0.049)	(0.051)	(0.055)	(0.055)
Colegio del oeste	0.140***	0.126***	0.091**	0.177***	0.177***	0.150**	0.128*	0.121*	-0.051	-0.059	-0.099***	-0.003	-0.003	0.008	0.016	0.023
	(0.041)	(0.041)	(0.042)	(0.055)	(0.055)	(0.061)	(0.068)	(0.068)	(0.036)	(0.037)	(0.037)	(0.049)	(0.049)	(0.053)	(0.059)	(0.059)
Colegio del sur	-0.006	-0.043	-0.017	0.069*	0.069*	0.056	0.010	0.003	-0.012	-0.036	-0.004	0.078**	0.078**	0.085**	0.076*	0.079*
	(0.029)	(0.030)	(0.031)	(0.041)	(0.041)	(0.045)	(0.050)	(0.051)	(0.026)	(0.027)	(0.028)	(0.037)	(0.037)	(0.040)	(0.044)	(0.045)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (0-10%)		0.218***	0.131**	0.099*	0.099*	0.087	0.060	0.062		0.133***	0.044	0.053	0.053	0.005	-0.010	-0.015
		(0.047)	(0.051)	(0.059)	(0.059)	(0.062)	(0.071)	(0.071)		(0.041)	(0.045)	(0.052)	(0.052)	(0.055)	(0.062)	(0.063)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (11%-20%)		0.117**	0.057	0.035	0.035	0.030	0.007	0.011		0.068*	0.006	0.041	0.041	0.013	-0.030	-0.037
		(0.045)	(0.048)	(0.054)	(0.054)	(0.057)	(0.064)	(0.064)		(0.040)	(0.042)	(0.048)	(0.048)	(0.050)	(0.056)	(0.056)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (21%-30%)		0.164***	0.126**	0.100*	0.100*	0.120**	0.113*	0.115*		0.098**	0.060	0.076	0.076	0.067	0.041	0.035
		(0.048)	(0.049)	(0.055)	(0.055)	(0.059)	(0.064)	(0.064)		(0.042)	(0.043)	(0.049)	(0.049)	(0.052)	(0.056)	(0.056)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (31%-40%)		0.103*	0.072	0.040	0.040	0.003	-0.006	-0.005		0.056	0.031	0.073	0.073	0.028	0.019	0.017
		(0.055)	(0.055)	(0.059)	(0.059)	(0.063)	(0.068)	(0.068)		(0.048)	(0.048)	(0.053)	(0.053)	(0.055)	(0.060)	(0.059)

Cuadro 4 (cont.)

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas)

Cohorte de 2008/2009

	Dictado								Matemáticas							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
% Educación parental - Universitaria			0.004***	0.004***	0.004***	0.004**	0.003*	0.003*			0.002***	0.002	0.002	0.001	0.002	0.001
			(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)			(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
% Educación parental - Secundaria superior			0.001	0.001	0.001	-0.001	-0.002	-0.002			-0.001	-0.001	-0.001	-0.003	-0.004*	-0.004*
			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental - Formación profesional			0.004**	0.004*	0.004*	0.004	0.001	0.001			0.003*	0.003	0.003	0.002	0.000	0.000
			(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
% Educación parental -Secundaria inferior			0.001	0.001	0.001	0.000	0.002	0.002			-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.000	-0.001
			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)			(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental - sin estudios obligatorios			-0.004*	-0.003	-0.003	-0.004	-0.003	-0.003			-0.005**	-0.006**	-0.006**	-0.006**	-0.006**	-0.006**
			(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)			(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Ratio prof./alumno				-0.143	-0.143	-0.009	-0.077	-0.007				0.203	0.203	0.232	0.215	0.159
				(0.166)	(0.166)	(0.178)	(0.205)	(0.216)				(0.149)	(0.149)	(0.158)	(0.182)	(0.191)
Edad media del profesor				0.013***	0.013***	0.015***	0.013***	0.012***				0.020***	0.020***	0.022***	0.022***	0.023***
				(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.004)				(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
No. activ. AMPA / no. total de activ.						0.202*	0.244**	0.242**						0.156*	0.181*	0.176*
						(0.105)	(0.114)	(0.115)						(0.093)	(0.101)	(0.102)
% Estudiantes comedor escolar gratis							-0.002	-0.002							0.001	0.001
							(0.002)	(0.003)							(0.002)	(0.002)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales							-0.001	-0.001							-0.002	-0.002
							(0.002)	(0.002)							(0.002)	(0.002)
Tamaño del colegio								0.000								-0.000
								(0.000)								(0.000)
Tamaño del colegio al cuadrado								-0.000								0.000
								(0.000)								(0.000)
Constante	0.058	-0.033	-0.151	-0.491**	-0.491**	-0.571**	-0.297	-0.375	-0.040	-0.091	-0.081	-0.956***	-0.956***	-0.971***	-0.905***	-0.878***
	(0.075)	(0.080)	(0.110)	(0.235)	(0.235)	(0.251)	(0.284)	(0.306)	(0.067)	(0.072)	(0.098)	(0.211)	(0.211)	(0.222)	(0.252)	(0.270)
Observaciones	1219	1219	1219	728	728	640	558	558	1219	1219	1219	728	728	640	558	558
R-cuadrado	0.07	0.09	0.11	0.13	0.13	0.14	0.13	0.13	0.03	0.04	0.07	0.11	0.11	0.13	0.12	0.12

Notas:

1. Categorías de referencia para las variables ficticias: colegio de la capital, % alumnos inmigrantes en 6º curso superior al 40%, colegio

2. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro 5
Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Conocimientos generales								Lectura							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Tamaño de la clase	-0.000	0.000	0.002	-0.001	-0.001	-0.000	-0.001	-0.001	0.002	0.002	0.004	-0.001	-0.001	-0.002	-0.003	-0.002
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Matrícula 6º curso	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002	0.002*	0.003**	0.001	0.000	0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.003
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
Colegio privado	0.056	0.079	0.020						0.145***	0.121***	0.006					
	(0.052)	(0.055)	(0.061)						(0.041)	(0.044)	(0.048)					
Colegio concertado	-0.077**	-0.062*	-0.091***						0.047*	0.029	-0.018					
	(0.031)	(0.033)	(0.035)						(0.024)	(0.026)	(0.027)					
Colegio del este	0.068*	0.077*	0.080*	0.124**	0.124**	0.110*	0.143**	0.140**	-0.040	-0.052	-0.032	0.039	0.039	0.038	-0.001	0.001
	(0.040)	(0.041)	(0.042)	(0.055)	(0.055)	(0.058)	(0.067)	(0.067)	(0.032)	(0.033)	(0.034)	(0.042)	(0.042)	(0.045)	(0.051)	(0.052)
Colegio del norte	0.094*	0.102**	0.093*	0.109*	0.109*	0.097	0.129*	0.132*	0.129***	0.118***	0.097**	0.163***	0.163***	0.148***	0.141**	0.146***
	(0.050)	(0.051)	(0.051)	(0.064)	(0.064)	(0.068)	(0.072)	(0.072)	(0.040)	(0.041)	(0.041)	(0.049)	(0.049)	(0.052)	(0.055)	(0.055)
Colegio del oeste	0.039	0.043	0.025	0.109*	0.109*	0.097	0.092	0.093	0.106***	0.100***	0.057	0.127***	0.127***	0.104*	0.081	0.086
	(0.045)	(0.045)	(0.046)	(0.064)	(0.064)	(0.071)	(0.078)	(0.078)	(0.036)	(0.036)	(0.036)	(0.049)	(0.049)	(0.054)	(0.060)	(0.060)
Colegio del sur	0.068**	0.074**	0.084**	0.149***	0.149***	0.145***	0.145**	0.139**	-0.024	-0.036	-0.006	0.083**	0.083**	0.083**	0.050	0.053
	(0.032)	(0.033)	(0.035)	(0.048)	(0.048)	(0.053)	(0.058)	(0.059)	(0.026)	(0.026)	(0.027)	(0.036)	(0.036)	(0.040)	(0.044)	(0.045)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (0-10%)		-0.009	-0.058	-0.064	-0.064	-0.099	-0.124	-0.131		0.065	-0.046	-0.091*	-0.091*	-0.109*	-0.112*	-0.115*
		(0.052)	(0.057)	(0.068)	(0.068)	(0.074)	(0.082)	(0.082)		(0.041)	(0.045)	(0.052)	(0.052)	(0.056)	(0.063)	(0.063)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (11%-20%)		-0.020	-0.053	-0.024	-0.024	-0.036	-0.058	-0.064		0.041	-0.038	-0.064	-0.064	-0.080	-0.119**	-0.122**
		(0.050)	(0.054)	(0.063)	(0.063)	(0.068)	(0.074)	(0.075)		(0.040)	(0.042)	(0.048)	(0.048)	(0.051)	(0.056)	(0.057)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (21%-30%)		0.053	0.029	0.029	0.029	0.049	0.051	0.044		0.033	-0.020	-0.054	-0.054	-0.056	-0.065	-0.068
		(0.053)	(0.055)	(0.064)	(0.064)	(0.070)	(0.075)	(0.075)		(0.042)	(0.043)	(0.048)	(0.048)	(0.052)	(0.056)	(0.057)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (31%-40%)		0.071	0.050	0.029	0.029	-0.018	0.020	0.017		0.020	-0.019	-0.017	-0.017	-0.041	-0.056	-0.057
		(0.061)	(0.062)	(0.069)	(0.069)	(0.075)	(0.079)	(0.079)		(0.048)	(0.048)	(0.052)	(0.052)	(0.056)	(0.060)	(0.060)

Cuadro 5 (cont.)

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas)

Cohorte de 2008/2009

	Conocimientos generales								Lectura							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
% Educación parental - Universitaria			0.002**	0.001	0.001	0.000	-0.000	-0.000			0.003***	0.004***	0.004***	0.003**	0.001	0.001
			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)			(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
% Educación parental - Secundaria superior			0.000	-0.000	-0.000	-0.001	-0.001	-0.001			-0.002	-0.002	-0.002	-0.003	-0.004**	-0.004**
			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental - Formación profesional			0.001	0.004	0.004	0.003	0.001	0.001			0.002	0.003	0.003	0.002	0.002	0.002
			(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
% Educación parental -Secundaria inferior			0.001	0.001	0.001	0.002	0.003	0.003			0.000	-0.001	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000
			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)			(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental - sin estudios obligatorios			-0.003	-0.004	-0.004	-0.005	-0.004	-0.004			-0.007***	-0.004	-0.004	-0.005*	-0.004	-0.004
			(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.004)			(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Ratio prof./alumno				0.311	0.311	0.440**	0.574**	0.584**				0.037	0.037	0.047	-0.022	-0.063
				(0.192)	(0.192)	(0.209)	(0.237)	(0.249)				(0.148)	(0.148)	(0.161)	(0.182)	(0.192)
Edad media del profesor				0.017***	0.017***	0.018***	0.020***	0.021***				0.014***	0.014***	0.015***	0.013***	0.014***
				(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)				(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
No. activ. AMPA / no. total de activ.						0.063	0.114	0.100						0.028	0.112	0.112
						(0.123)	(0.132)	(0.133)						(0.095)	(0.102)	(0.102)
% Estudiantes comedor escolar gratis							0.002	0.003							-0.004*	-0.004*
							(0.003)	(0.003)							(0.002)	(0.002)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales							-0.002	-0.002							-0.000	-0.000
							(0.003)	(0.003)							(0.002)	(0.002)
Tamaño del colegio								0.000								-0.000
								(0.001)								(0.000)
Tamaño del colegio al cuadrado								-0.000								0.000
								(0.000)								(0.000)
Constante	-0.337***	-0.367***	-0.441***	-1.266***	-1.266***	-1.295***	-1.444***	-1.520***	-0.223***	-0.243***	-0.238**	-0.760***	-0.760***	-0.707***	-0.434*	-0.397
	(0.081)	(0.088)	(0.122)	(0.274)	(0.274)	(0.296)	(0.329)	(0.353)	(0.066)	(0.071)	(0.097)	(0.208)	(0.208)	(0.226)	(0.252)	(0.271)
Observaciones	1219	1219	1219	728	728	640	558	558	1219	1219	1219	728	728	640	558	558
R-cuadrado	0.02	0.03	0.03	0.05	0.05	0.06	0.07	0.08	0.04	0.04	0.07	0.11	0.11	0.10	0.09	0.09

Notas:

1. Categorías de referencia para las variables ficticias: colegio de la capital, % alumnos inmigrantes en 6º curso superior al 40%, colegio

2. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Sin embargo, una vez que controlamos por la composición socioeconómica de la clase (el nivel educativo medio de los padres de los alumnos de 6º curso), estas diferencias desaparecen. Una explicación probable de este resultado es que los colegios privados y concertados han conseguido separar muy bien del resto a los hijos de padres con mayor nivel educativo, permitiendo a sus estudiantes extraer los "efectos condiscípulos" de sus compañeros de clase, que –como veremos más adelante– son sustanciales.

Cuadro 6
Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Lengua							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Tamaño de la clase	-0,003	-0,003	0,000	-0,008*	-0,008*	-0,007	-0,010*	-0,010*
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,006)
Matrícula 6º curso	0,001**	0,001*	0,000	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)
Colegio privado	0,184***	0,140***	0,018					
	(0,045)	(0,047)	(0,052)					
Colegio concertado	0,057**	0,024	-0,032					
	(0,026)	(0,028)	(0,029)					
Colegio del este	-0,006	-0,028	-0,012	0,048	0,048	0,023	-0,005	-0,008
	(0,034)	(0,035)	(0,036)	(0,044)	(0,044)	(0,047)	(0,054)	(0,054)
Colegio del norte	0,222***	0,201***	0,182***	0,239***	0,239***	0,219***	0,205***	0,202***
	(0,043)	(0,044)	(0,043)	(0,052)	(0,052)	(0,055)	(0,058)	(0,058)
Colegio del oeste	0,134***	0,125***	0,085**	0,184***	0,184***	0,158***	0,135**	0,132**
	(0,039)	(0,039)	(0,039)	(0,052)	(0,052)	(0,057)	(0,063)	(0,063)
Colegio del sur	0,009	-0,016	0,010	0,109***	0,109***	0,099**	0,059	0,053
	(0,027)	(0,028)	(0,029)	(0,039)	(0,039)	(0,042)	(0,046)	(0,047)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (0-10%)		0,154***	0,055	0,020	0,020	-0,003	-0,028	-0,029
		(0,043)	(0,047)	(0,055)	(0,055)	(0,058)	(0,066)	(0,066)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (11%-20%)		0,080*	0,012	-0,002	-0,002	-0,013	-0,044	-0,045
		(0,042)	(0,044)	(0,051)	(0,051)	(0,054)	(0,059)	(0,059)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (21%-30%)		0,126***	0,081*	0,054	0,054	0,071	0,066	0,064
		(0,044)	(0,045)	(0,051)	(0,051)	(0,055)	(0,059)	(0,059)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (31%-40%)		0,095*	0,057	0,030	0,030	-0,015	-0,013	-0,014
		(0,051)	(0,051)	(0,056)	(0,056)	(0,059)	(0,063)	(0,063)
% Educación parental -Univ.			0,004***	0,004***	0,004***	0,003**	0,002	0,002
			(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)
% Educación parental - Secundaria superior			0,000	-0,000	-0,000	-0,002	-0,003	-0,003
			(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
% Educación parental - Formación profesional			0,003*	0,005*	0,005*	0,004	0,001	0,001
			(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
% Educación parental - Secundaria inferior			0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,002
			(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
% Educación parental - sin estudios obligatorios			-0,005**	-0,004	-0,004	-0,006**	-0,004	-0,004
			(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Ratio profesor/alumno				0,008	0,008	0,136	0,102	0,140
				(0,156)	(0,156)	(0,167)	(0,190)	(0,201)
Edad media del profesor				0,017***	0,017***	0,018***	0,018***	0,018***
				(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)
No. activ. AMPA / no. total de activ.						0,157	0,223**	0,216**
						(0,098)	(0,106)	(0,107)
% Estudiantes con comedor escolar gratis							-0,002	-0,002
							(0,002)	(0,002)

Cuadro 6 (cont.)
Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Lengua							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales							-0,002	-0,002
							(0,002)	(0,002)
Tamaño del colegio								0,000
								(0,000)
Tamaño del colegio al cuadrado								-0,000
								(0,000)
Constante	-0,110	-0,182**	-0,278***	-0,880***	-0,880***	-0,925***	-0,707***	-0,773***
	(0,070)	(0,075)	(0,102)	(0,222)	(0,222)	(0,236)	(0,264)	(0,284)
Observaciones	1219	1219	1219	728	728	640	558	558
R-cuadrado	0,06	0,07	0,10	0,14	0,14	0,14	0,13	0,13

Notas:
1. Categorías de referencia para las variables ficticias: colegio de la capital, % alumnos inmigrantes en 6º curso superior al 40%, colegio público.
2. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

La segunda etapa también controla por la proporción de alumnos inmigrantes en la clase. Como existe una enorme variabilidad en el número de inmigrantes por colegios y el efecto del número de inmigrantes podría ser no lineal, adoptamos la siguiente estrategia: dividimos nuestra muestra de colegios en cinco intervalos, con arreglo al porcentaje de inmigrantes sobre el número total de alumnos matriculados en 6º curso. El primer intervalo incluye los colegios con entre un 0% y un 10% de inmigrantes en 6º curso, el segundo intervalo engloba los colegios con entre un 11% y un 20% de inmigrantes en 6º curso y así sucesivamente, de forma que el último intervalo incluye los colegios con más de un 40% de inmigrantes en 6º curso. En general, no encontramos evidencia empírica de que el porcentaje de inmigrantes en una clase pueda afectar al rendimiento de los alumnos de esa clase, una vez que se controla por el nivel educativo medio de los padres de los alumnos de 6º curso entre otras variables de ámbito escolar. En el caso del dictado, sí observamos un efecto (débilmente) significativo en términos estadísticos del número de inmigrantes en la clase. En particular, el efecto más fuerte que hemos encontrado sugiere que un colegio con un porcentaje de inmigrantes en 6º curso del 21% al 30% podría mejorar el rendimiento de sus alumnos en dictado desde la media al 65º percentil, con respecto a un colegio con más de un 40% de inmigrantes en 6º curso. Este resultado podría interpretarse como un efecto negativo de la proporción de alumnos inmigrantes en la clase. Sin embargo, no resulta robusto para las otras materias del examen C.D.I.

También hallamos que el nivel educativo medio de los padres de los alumnos de la clase presenta un impacto estadísticamente significativo sobre el efecto fijo de colegio. En particular, las estimaciones muestran que

el porcentaje de alumnos con padres que tienen estudios universitarios presenta un efecto positivo y significativo sobre el rendimiento de los estudiantes. Es decir, aparte del efecto de sus propios antecedentes parentales, los niños experimentan un efecto adicional procedente de los antecedentes parentales de sus compañeros de clase.

Dos de las variables de política educativa más importantes son el tamaño de la clase y la ratio profesor/alumno. Ambas se sitúan en el centro del debate público y académico ya que son algunos de los factores más relevantes que elevan los costes de la educación. En consonancia con los resultados de investigaciones previas que resumimos en nuestra revisión de la literatura, no encontrarnos ninguna evidencia sólida de que la reducción del tamaño de la clase mejore el rendimiento académico de los niños. En dictado y lengua, el coeficiente del tamaño de la clase es estadísticamente distinto de cero, pero la magnitud del efecto es extremadamente pequeña: reducir en 5 estudiantes el tamaño de la clase elevaría el rendimiento medio de sus alumnos en torno a 0,16 y 0,13 desviaciones típicas en dictado y lengua, respectivamente. Estas mejoras elevarían los resultados de la clase, tanto en dictado como en lengua, desde el 45º percentil hasta la mediana. Los coeficientes del tamaño de la clase no son estadísticamente distintos de cero en el resto de materias, una vez que controlamos adecuadamente por otras variables de ámbito escolar. La ratio profesor/alumno tampoco resulta un factor relevante. Excepto en conocimientos generales, el coeficiente de esta variable no es significativamente distinto de cero en las restantes materias.

La edad media de los profesores que imparten docencia en 6º curso es estadísticamente significativa, presentando un efecto positivo: cuanto mayor es el profesor, mejor es el rendimiento de los alumnos en su clase. Sin embargo, la magnitud del efecto es bastante pequeña: elevar la edad de los profesores en 5 años mejoraría el rendimiento de una clase desde el 45º percentil hasta aproximadamente la mediana en dictado y desde el 65º percentil hasta el 75º percentil tanto en matemáticas como en lengua. Una explicación probable de este resultado es que los profesores con mayor antigüedad tienen prioridad al elegir colegio. Por tanto, podrían ser capaces de elegir mejores colegios en dimensiones que nuestras variables observables no tienen en cuenta.

Un interesante resultado derivado de las estimaciones para la cohorte de 2009 es la importancia de las actividades extracurriculares. Más en concreto, obtenemos que el porcentaje que representa el número total

de actividades extracurriculares organizadas por las Asociaciones de Padres (AMPA) sobre la cifra total de actividades extracurriculares del colegio tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre los resultados académicos en dictado, matemáticas y lengua. El rendimiento en cualquiera de estas tres materias de una clase perteneciente a un colegio donde la mitad de las actividades extracurriculares las organiza la Asociación de Padres (AMPA) podría elevarse desde la mediana hasta algo más del 60º percentil. Una interpretación razonable es que esta variable refleja grupos de padres particularmente activos y volcados en los estudios de sus hijos que nuestras variables observables no pueden captar.

En resumen, los resultados de la segunda etapa muestran escasa evidencia empírica de que las diferencias de recursos entre colegios afecten al rendimiento de los estudiantes, una vez tenidas en cuenta las características individuales y familiares de los alumnos. En concreto, no encontramos evidencia empírica de que la reducción del tamaño de la clase o el aumento de la ratio profesor/alumno genere mejoras en el rendimiento académico de los estudiantes de enseñanza primaria. Sin embargo, observamos que las actividades extracurriculares organizadas por las Asociaciones de Padres (AMPA) tienen un impacto positivo sobre el rendimiento de los estudiantes, lo que significa que la implicación de los padres en la educación de sus hijos es fundamental. Este resultado es complementario al hecho de que también detectamos un efecto del nivel educativo medio de los padres de los alumnos de 6º curso.

4.3 Contrastes de robustez y resultados adicionales

En esta Sección, llevamos a cabo una serie de contrastes de robustez y ofrecemos algunos resultados adicionales que podrían arrojar cierta luz sobre las conclusiones que hemos derivado de nuestro principal modelo empírico. Todas las estimaciones de esta sección se incluyen en el Anexo.

4.3.1. Resultados de la primera etapa por tipo de colegio

Los Cuadros A4 y A5 del anexo resumen los resultados de la primera etapa de nuestra estrategia empírica separados por tipo de colegio: público, concertado y privado. Puede observarse que no cambian las principales conclusiones que extrajimos en la Sección 4.2.

Con independencia del tipo de colegio, las chicas muestran, en promedio, un rendimiento mejor que los chicos en dictado y lenguaje, pero

peor en matemáticas y conocimientos generales. Además, la magnitud del efecto es similar en los tres tipos de colegio y semejante al efecto medio que encontramos cuando agrupamos todos los tipos de colegio: las chicas obtienen en torno a 0,2 desviaciones típicas más en dictado y alrededor de 0,1 desviaciones típicas más en lengua, mientras que los chicos obtienen, en promedio, alrededor de 0,14-0,15 desviaciones más en matemáticas y unas 0,18 desviaciones típicas más en conocimientos generales.

La mayor parte de las diferencias con respecto al rendimiento de los alumnos inmigrantes se observan en los colegios públicos, lo que obviamente obedece al hecho de que la gran mayoría de los niños inmigrantes acuden a ese tipo de colegios, como muestra el Cuadro situado más abajo. Las diferencias que encontramos cuando estimamos el modelo con toda la muestra de colegios se corresponden con los coeficientes que obtenemos cuando estimamos el modelo sólo con los colegios públicos.

Distribución de alumnos inmigrantes por tipo de colegio

	Rumania	Marruecos	América Latina	China	Otros
Público	1.063	586	4.371	183	1.585
Concertado	159	28	1.349	85	621
Privado	9	1	45	13	191
Total	1.231	615	5.765	281	2.397

Los efectos del nivel educativo y la ocupación de los padres siguen siendo los mismos. Los coeficientes de las variables de educación y ocupación no son estadísticamente significativos en el caso de los colegios privados. La explicación de este hecho es que las categorías de referencia para estas dos variables ficticias son los padres sin estudios o que no acabaron los estudios obligatorios (educación) y los padres con ocupaciones manuales (ocupación). Estas dos categorías representan un porcentaje muy pequeño en el caso de los alumnos de los colegios privados (sólo el 0,6% de los niños cuyos padres no acabaron los estudios obligatorios y el 2,4% de los alumnos cuyos padres tienen ocupaciones manuales están matriculados en colegios privados).

El resto de las variables muestra los mismos efectos que cuando agrupamos todos los tipos de colegio.

4.3.2 Resultados de la primera etapa – Diferencias por género y nivel educativo de los padres

El Cuadro A6 incluye los resultados de las estimaciones de la primera etapa, permitiendo términos de interacción entre el género y el nivel educativo de los padres. Dado que todos los resultados son robustos a la inclusión de estos términos de interacción, únicamente comentamos las diferencias que aparecen por género y nivel educativo de los padres.

Se siguen observando diferencias entre chicos y chicas, cuando comparamos chicos y chicas cuyos padres tienen el mismo nivel educativo. Al comparar chicos y chicas con padres de nivel educativo alto (universidad, secundaria superior o formación profesional), encontramos que las chicas, en promedio, obtienen 0,2 desviaciones típicas más que los chicos en dictado y alrededor de 0,1 desviaciones típicas más en lengua. Además, los chicos con padres de nivel educativo alto presentan un mejor rendimiento que las chicas con padres de nivel educativo similar en matemáticas y conocimientos generales: los varones obtienen en torno a 0,14 desviaciones típicas más en matemáticas y alrededor de 0,18 desviaciones típicas más en conocimientos generales. Cuando comparamos chicos y chicas cuyos padres tienen un bajo nivel educativo (secundaria inferior o que no acabaron los estudios obligatorios), encontramos idénticas diferencias. Se trata de las mismas diferencias que detectamos en nuestras estimaciones principales, en las que no permitíamos que las diferencias entre chicos y chicos dependieran del nivel educativo de los padres.

4.3.3 Resultados de la primera etapa – Diferencias por género y nacionalidad

El Cuadro A7 presenta los resultados de la estimación de la primera etapa cuando permitimos que las diferencias entre chicos y chicas dependan de la nacionalidad de los estudiantes. Todos los resultados obtenidos son robustos a la introducción de términos de interacción entre género y nacionalidad. Por tanto, sólo comentamos los coeficientes estimados de los términos de interacción.

Se aprecian algunas diferencias interesantes entre chicos y chicas de la misma nacionalidad. Los varones chinos presentan un rendimiento relativamente mejor que las chicas chinas en matemáticas (en torno a 0,3 desviaciones típicas más), pero suelen obtener resultados relativamente peores en dictado, lectura y lengua (unas 0,3 desviaciones típicas menos).

Las chicas rumanas muestran un rendimiento relativamente superior al de los varones rumanos en dictado (0,3 desviaciones típicas más) y lengua (0,2 desviaciones típicas más), pero obtienen en torno a 0,1 desviaciones típicas menos en conocimientos generales.

Ya hemos señalado que los estudiantes de procedencia latinoamericana forman el grupo de peor rendimiento académico y ahora volvemos a encontrar el mismo resultado: todos los coeficientes de las variables ficticias para chicos y chicas latinoamericanos son negativos y muy significativos. Cuando comparamos entre varones y féminas latinoamericanos también observamos diferencias estadísticamente significativas: las chicas latinoamericanas presentan un rendimiento relativamente mejor que el de los chicos latinoamericanos en dictado (alrededor de 0,2 desviaciones típicas más) y lenguaje (en torno a 0,1 desviaciones típicas más), pero su rendimiento es relativamente inferior en matemáticas y conocimientos generales (del orden de 0,2 desviaciones típicas menos).

Por último, el rendimiento de las chicas y chicos de procedencia marroquí es, en general, similar en las cinco materias.

4.3.4 Resultados de la primera etapa – Diferencias por nacionalidad y años de residencia en España

Una de las preguntas del cuestionario nos permite calcular el número de años que los alumnos inmigrantes han estado viviendo en España. En el Cuadro A8, incluimos el término de interacción entre esta variable y la nacionalidad de los estudiantes. Aparte de ser un contraste de robustez adicional para nuestras estimaciones, estos resultados nos permiten comprobar si el rendimiento de los inmigrantes está relacionado con el número de años que han permanecido en el sistema educativo español. Los resultados muestran un efecto estadísticamente significativo de muy escasa magnitud en el caso de estudiantes procedentes de América del Sur y Central en las cinco materias del examen: haber residido un año más en España eleva la calificación de un alumno latinoamericano entre 0,01 y 0,02 desviaciones típicas. Asimismo, observamos un efecto similar para los estudiantes marroquíes en dictado y lengua: haber residido un año más en España eleva su puntuación en alrededor de 0,03 desviaciones típicas.

Estos resultados confirman que el rendimiento académico de los alumnos inmigrantes no está en absoluto relacionado con el número

de años de residencia en España; en realidad, tiene que ver con sus antecedentes y otras características familiares que ya hemos comentado en este estudio.

4.3.5 Resultados de la segunda etapa – Datos de panel de las cohortes 2006-2008

En esta subsección presentamos brevemente los resultados de la estimación de nuestro modelo empírico con los datos correspondientes a las cohortes 2006-2008. Por desgracia, en el caso de estas tres cohortes, los datos de características individuales del estudiante son muy limitados: sólo conocemos su género, nacionalidad (española o inmigrante), si tiene necesidades educativas especiales y si sufre alguna discapacidad. Por tanto, en la primera etapa sólo podemos controlar por estas características individuales.

Los datos de ámbito escolar son los mismos que para la cohorte de 2009. Además, como para estas cohortes carecemos de datos individuales relativos a los antecedentes familiares de los estudiantes, construimos un estimador aproximado de la renta de los padres de los alumnos de cada colegio. Para estas cohortes, la única información disponible sobre los antecedentes familiares de los alumnos es la ocupación de la madre y del padre, que clasificamos con arreglo a la CNO-94[14]. Por desgracia, no podemos identificar a los estudiantes de este conjunto de datos con los estudiantes que aparecen en los conjuntos de datos con las puntuaciones del examen. Por tanto, construimos una medida aproximada del nivel educativo y ocupación agregados de los padres de un colegio del siguiente modo: primero, seleccionamos el mayor nivel de ocupación de entre la madre y el padre; segundo, asignamos a cada ocupación un nivel de renta con arreglo a una encuesta del Instituto Nacional de Estadística[15] español y, por último, construimos la renta promedio de los padres de cada colegio. Utilizamos esta estimación tosca de la renta de los padres de los alumnos de un colegio como aproximación de los antecedentes familiares de los estudiantes pertenecientes a esas tres cohortes.

Los Cuadros A9, A10 y A11 del Anexo presentan los resultados de las estimaciones de la segunda etapa para el panel 2006-2008.

14. CNO-94 es la Clasificación Nacional de Ocupaciones española.

15. El Instituto Nacional de Estadística (INE) español organiza una Encuesta de la Estructura Salarial por regiones españolas. Esta encuesta ofrece datos de ingresos anuales medios por género, región y ocupación principal, conforme a la clasificación CNO-94 (http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t22/p133&file=inebase&N=&L=0).

Ahora trabajamos con un panel de datos de esos tres años que aporta características de cada colegio. Así pues, incluimos también efectos fijos del colegio en la segunda etapa, con el fin de controlar por cualquier otra variable inobservable de ámbito escolar relacionada cuyos efectos no podemos explicar con nuestros datos. Dado que la utilización de efectos fijos no permite ninguna variable invariante en el tiempo, como tipo de colegio, variables ficticias como el porcentaje de alumnos inmigrantes en 6º curso o la ubicación geográfica del colegio, los resultados no son directamente comparables con los obtenidos para la cohorte de 2009. Al igual que en el caso de esta cohorte, ponderamos las regresiones por la inversa de la varianza estimada de los efectos fijos del colegio en la primera etapa.

Debido a la omisión de numerosas variables relevantes (características individuales y antecedentes familiares del estudiante) y a la endogeneidad de la mayoría de las variables de ámbito escolar, los coeficientes podrían estar sesgados, siendo su estimación muy imprecisa. Con todo, observamos que la mayoría de las principales conclusiones extraídas para la cohorte de 2009 son robustas.

No encontramos ningún efecto del tamaño de la clase sobre el rendimiento de los niños. La ratio profesor/alumno parece mostrar ciertos efectos en algunas de las regresiones, pero la significatividad de la variable cambia en función de los controles añadidos. En las dos últimas especificaciones (columnas (6) y (7)), donde añadimos más variables de control, dicha variable pierde su significatividad estadística. El número de alumnos inmigrantes en la clase parece no tener ningún efecto[16]. En conocimientos generales y lengua, el coeficiente estimado de la proporción de inmigrantes en 6º curso es negativo y estadísticamente significativo, pero la magnitud del efecto es pequeña: una clase con 1/3 de inmigrantes reduciría su rendimiento desde la mediana hasta el 40º percentil. Nuestra tosca medida de renta de los padres de los alumnos del colegio, que es una aproximación del nivel educativo de los padres, no es estadísticamente significativa. Entre las posibles explicaciones de la falta de significatividad de esta variable podrían apuntarse potenciales

16. En otro contraste de robustez del efecto de la proporción de inmigrantes en una clase, distinguimos los siguientes grupos de países: países de Europa Central y Oriental (no pertenecientes a la UE-15), países de África, países de la UE-15 y Norteamérica, países de Asia y países de América del Sur y Central. No encontramos ningún efecto de cualquiera de estos grupos de inmigrantes en el rendimiento de los niños.

problemas de error de medida, junto con el elevado nivel de agregación de esta variable aproximada. Estos problemas podrían ocultar el genuino efecto del nivel educativo o de la profesión de los padres sobre el rendimiento académico de los niños.

En líneas generales, las estimaciones del panel correspondiente al periodo 2006-2008 confirman la mayoría de las conclusiones que extrajimos explotando la mayor información disponible en los datos de la cohorte de 2009.

5. Conclusiones

En este trabajo hemos revisado la literatura económica reciente sobre políticas educativas y analizado los datos procedentes de un examen estandarizado que se realiza en la Comunidad de Madrid. Ésta última es la parte más novedosa del estudio, por lo que concluimos apuntando algunas vías de investigación futura en conexión con esos resultados.

Las investigaciones precedentes han documentado un importante efecto de los antecedentes parentales sobre el rendimiento escolar. También nosotros encontramos que el nivel educativo y la profesión de los padres son predictores básicos de los resultados de los alumnos. Sin embargo, algunos de nuestros resultados sobre los antecedentes parentales son intrigantes. España ha experimentado un enorme flujo de entrada de inmigrantes de diversas nacionalidades durante la última década[17]. Tras controlar por sus antecedentes parentales, los estudiantes de ciertas nacionalidades presentan un rendimiento significativamente mejor (y algunos peor) que la población local. Esta disparidad exige profundizar en su análisis, pero podría dar ideas sobre la importancia relativa de la organización del sistema educativo frente a los valores sociales que los inmigrantes recientes traen consigo. Otros datos, como los derivados de exámenes internacionales (por ejemplo, el examen PISA) no pueden separar los dos efectos con tanta facilidad.

Con respecto a las variables de ámbito escolar, encontramos, al igual que otros investigadores anteriores, que el tamaño de la clase tiene, en el mejor de los casos, un pequeño efecto sobre el rendimiento escolar. Aunque, de nuevo, ciertos resultados obtenidos sugieren interesantes

17. En ese periodo, hemos pasado de una proporción de inmigrantes sobre la población total inferior al 1 por ciento a casi el 10 por ciento.

vías de investigación futura. Uno de ellos es el efecto de la implicación de los padres en el colegio. Hallamos que el porcentaje de actividades escolares organizadas por la Asociación de Padres (AMPA) tiene un efecto importante y significativo en las puntuaciones de las pruebas de dictado, lengua y matemáticas. Resultaría interesante conocer si este resultado obedece simplemente a que los buenos padres se muestran más activos, o bien se debe a la existencia de alguna interacción entre padres, profesores y administradores de los colegios.

Referencias

Angrist, J.D, E. Bettinger, E. Bloom, E. King y M. Kremer (2002), "Vouchers for Private Schooling in Colombia: Evidence from a Randomized Natural Experiment," *The American Economic Review* 92, 1535-1558.

Angrist, J.D. y J. Guryan (2008), "Does teacher testing raise teacher quality? Evidence from state certification requirements," *Economics of Education Review* 27, 483–503.

Angrist, J.D. y V. Lavy (1999), "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement," *The Quarterly Journal of Economics* 114, 533-575.

Tennessee STAR experiment and from other investigations of class size effects', *Educational Evaluation and Policy Analysis* 21, 143–63.

Hanushek, E.A. (2003), "The Failure of Input-based Schooling Policies," *Economic Journal* 113, F64-F98.

Hastings, J.S. y J.M. Weinstein (2008), "Information, School Choice, and Academic Achievement: Evidence from Two Experiments," *Quarterly Journal of Economics* 123, 1373-1414.

Heckman, J.J. (2008), "Schools, Skills and Synapses," *Economic Inquiry* 46, 289–324.

Heckman, J.J. (2007), "The economics, technology, and neuroscience of human capability formation," Proceedings of the National Academy of Sciences, 144, 13250-13255.

Heckman, J.J., S.H. Moon, R. Pinto, P.A. Savelyev, A. Yavitz (2008), "The Rate of Return to the High/Scope Perry Preschool Program," mimeo, university of Chicago.

Howell, W., y P. Peterson (con Wolf, P., y D. Campbell) (2002), "*The education gap: Vouchers and urban schools*" Washington, DC: Brookings Institution.

Hoxby, C. M. (2000), "The effects of class size on student achievement: New evidence from population variation," *Quarterly Journal of Economics* 115, 1239–1285.

Kling, J.R., J.B: Liebman y L.F. Katz (2007), "Experimental Analysis of Neighborhood Effects," *Econometrica* 75, 83–119.

Krueger, A.B. (1999), "Experimental Estimates of Education Production Functions," *Quarterly Journal of Economics*, 114, 497–532.

Krueger, A.B. y P. Zhu (2004), "Another Look at the New York City School Voucher Experiment," *American Behavioral Scientist* 47; 658-698.

Lavy, V. (2002), "Evaluating the Effect of Teacher Performance Incentives on Students' Achievements," *Journal of Political Economy*, 110, 1286–1317.

Leuven, E., H. Oosterbeek y M. Rønning (2008), "Quasi-experimental Estimates of the Effect of Class Size on Achievement in Norway," *Scandinavian Journal of Economics* 110, 663-693.

Leuven, E., D. Lindahl, H. Oosterbeek y M. Webbink (2007), "The Effect of Extra Funding for Disadvantaged Children on Achievement," *The Review of Economics and Statistics* 89, 721-736.

Loeb, Susanna y John Bound (1996), "The Effect of Measured School Inputs on Academic Achievement: Evidence from the 1920s, 1930s and 1940s Birth Cohorts", *The Review of Economics and Statistics* 78, 653-664

Nechyba (2000), "Mobility, Targeting and Private School Vouchers," *American Economic Review* 90, 130-46.

Rivkin, S.G., E.A. Hanushek y J.F. Kain (2005), "Teachers, schools, and academic achievement", *Econometrica* 73, 417–458.

Rockoff, J.E. (2004), "The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data," *American Economic Review Papers and Proceedings* 94, 247-252.

Schultz, T.P. (2004), "School subsidies for the poor: evaluating the Mexican Progresa poverty program," *Journal of Development Economics* 74, 199– 250.

TIMMS 2007 International Mathematics Report, TIMMS and PIRLS International Study Centre, Lynch School of Education, Boston College

Urquiola, M. y E. Verhoogen (2009), "Class Size and Sorting in Market Equilibrium: Theory and Evidence," *American Economic Review*, de próxima aparición.

ANEXO

Cuadro A1
Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones no ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Dictado								Matemáticas							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Tamaño de la clase	-0.005	-0.004	-0.002	-0.011**	-0.011**	-0.012*	-0.015**	-0.015**	-0.000	-0.000	0.001	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Matrícula 6º curso	0.002***	0.001**	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	0.001***	0.001**	0.000	-0.002*	-0.002*	-0.002*	-0.002**	-0.004**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
Colegio privado	0.216***	0.135***	0.019						0.175***	0.129***	0.021					
	(0.043)	(0.046)	(0.050)						(0.043)	(0.046)	(0.050)					
Colegio concertado	0.109***	0.048	-0.008						0.068**	0.033	-0.015					
	(0.029)	(0.032)	(0.033)						(0.027)	(0.029)	(0.030)					
Colegio del este	0.006	-0.034	-0.018	0.025	0.025	-0.009	-0.073	-0.076	-0.012	-0.037	-0.014	0.065	0.065	0.079*	0.081	0.082
	(0.039)	(0.041)	(0.042)	(0.052)	(0.052)	(0.054)	(0.062)	(0.063)	(0.035)	(0.036)	(0.037)	(0.043)	(0.043)	(0.045)	(0.051)	(0.051)
Colegio del norte	0.270***	0.231***	0.216***	0.255***	0.255***	0.234***	0.203***	0.197***	0.044	0.021	0.001	0.110**	0.110**	0.131***	0.128**	0.133**
	(0.041)	(0.042)	(0.041)	(0.056)	(0.056)	(0.059)	(0.063)	(0.063)	(0.036)	(0.037)	(0.036)	(0.047)	(0.047)	(0.049)	(0.053)	(0.053)
Colegio del oeste	0.158***	0.135***	0.100***	0.208***	0.208***	0.181***	0.155**	0.150**	-0.030	-0.044	-0.086**	0.054	0.054	0.065	0.075	0.078
	(0.038)	(0.038)	(0.039)	(0.057)	(0.057)	(0.064)	(0.073)	(0.073)	(0.038)	(0.038)	(0.039)	(0.056)	(0.056)	(0.059)	(0.067)	(0.068)
Colegio del sur	0.010	-0.032	-0.007	0.075*	0.075*	0.063	0.020	0.014	-0.001	-0.027	0.002	0.092**	0.092**	0.099**	0.088*	0.087*
	(0.032)	(0.034)	(0.036)	(0.045)	(0.045)	(0.049)	(0.053)	(0.055)	(0.029)	(0.029)	(0.031)	(0.039)	(0.039)	(0.042)	(0.045)	(0.046)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (0-10%)		0.209***	0.137***	0.089	0.089	0.072	0.034	0.035		0.129***	0.044	0.058	0.058	0.019	0.011	0.007
		(0.045)	(0.050)	(0.058)	(0.058)	(0.062)	(0.071)	(0.071)		(0.042)	(0.049)	(0.054)	(0.054)	(0.057)	(0.061)	(0.061)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (11%-20%)		0.105**	0.054	0.035	0.035	0.022	-0.014	-0.012		0.068*	0.004	0.032	0.032	0.009	-0.034	-0.038
		(0.042)	(0.046)	(0.053)	(0.053)	(0.056)	(0.065)	(0.065)		(0.039)	(0.043)	(0.045)	(0.045)	(0.047)	(0.052)	(0.053)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (21%-30%)		0.125***	0.097**	0.074	0.074	0.088	0.070	0.070		0.093**	0.057	0.061	0.061	0.062	0.034	0.030
		(0.046)	(0.048)	(0.053)	(0.053)	(0.058)	(0.066)	(0.066)		(0.043)	(0.045)	(0.047)	(0.047)	(0.051)	(0.056)	(0.056)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (31%-40%)		0.076	0.053	0.018	0.018	-0.024	-0.035	-0.035		0.057	0.034	0.063	0.063	0.026	0.011	0.010
		(0.053)	(0.054)	(0.059)	(0.059)	(0.063)	(0.068)	(0.068)		(0.047)	(0.049)	(0.051)	(0.051)	(0.053)	(0.058)	(0.058)

Cuadro A1 (cont.)

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones no ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Dictado								Matemáticas							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
% Educación parental - Universitaria			0.004***	0.004***	0.004***	0.004**	0.002	0.003			0.003***	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
			(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)			(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
% Educación parental - Secundaria superior			0.001	0.002	0.002	0.000	-0.001	-0.001			-0.001	-0.002	-0.002	-0.003	-0.004*	-0.004*
			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental - Formación profesional			0.003	0.003	0.003	0.003	0.001	0.001			0.004*	0.002	0.002	0.001	0.000	0.000
			(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
% Educación parental -Secundaria inferior			0.001	0.000	0.000	0.000	0.002	0.002			-0.001	-0.002	-0.002	-0.001	-0.000	-0.000
			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental - sin estudios obligatorios			-0.002	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	-0.001			-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.003	-0.004
			(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)			(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Ratio prof./alumno				-0.026	-0.026	0.060	-0.024	0.026				0.047	0.047	0.033	-0.028	-0.050
				(0.161)	(0.161)	(0.172)	(0.213)	(0.212)				(0.163)	(0.163)	(0.179)	(0.212)	(0.210)
Edad media del profesor				0.014***	0.014***	0.015***	0.014***	0.014***				0.023***	0.023***	0.026***	0.025***	0.026***
				(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)				(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
No. activ. AMPA / no. total de activ.						0.235*	0.284**	0.278**						0.131	0.159	0.155
						(0.122)	(0.114)	(0.114)						(0.100)	(0.101)	(0.099)
% Estudiantes comedor escolar gratis							-0.003	-0.003							0.001	0.001
							(0.003)	(0.003)							(0.002)	(0.002)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales							-0.003	-0.002							-0.003	-0.003
							(0.002)	(0.002)							(0.002)	(0.002)
Tamaño del colegio								0.000								-0.000
								(0.001)								(0.000)
Tamaño del colegio al cuadrado								-0.000								0.000
								(0.000)								(0.000)
Constante	0.017	-0.032	-0.160	-0.589**	-0.589**	-0.627**	-0.314	-0.390	-0.107	-0.144*	-0.135	-1.021***	-1.021***	-1.061***	-0.951***	-0.946***
	(0.085)	(0.088)	(0.119)	(0.239)	(0.239)	(0.256)	(0.285)	(0.322)	(0.084)	(0.087)	(0.114)	(0.222)	(0.222)	(0.239)	(0.250)	(0.280)
Observaciones	1219	1219	1219	728	728	640	558	558	1219	1219	1219	728	728	640	558	558
R-cuadrado	0.08	0.10	0.12	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.03	0.04	0.07	0.12	0.12	0.13	0.13	0.13

Notas:

1. Categorías de referencia para las variables ficticias: colegio de la capital, % alumnos inmigrantes en 6º curso superior al 40%, colegio

2. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A2

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones no ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Conocimientos generales								Lectura							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Tamaño de la clase	0.004	0.004	0.006	0.002	0.002	0.003	0.001	0.001	0.003	0.003	0.004	-0.004	-0.004	-0.006	-0.007	-0.006
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Matrícula 6º curso	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	-0.001	0.001	0.000	-0.000	-0.002**	-0.002**	-0.002*	-0.003**	-0.003
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
Colegio privado	0.046	0.067	0.013						0.140***	0.110**	-0.010					
	(0.049)	(0.053)	(0.056)						(0.045)	(0.049)	(0.051)					
Colegio concertado	-0.073**	-0.060*	-0.088**						0.044*	0.021	-0.034					
	(0.031)	(0.034)	(0.036)						(0.025)	(0.029)	(0.028)					
Colegio del este	0.084**	0.095**	0.098**	0.151***	0.151***	0.149**	0.164**	0.164**	-0.040	-0.061*	-0.043	0.026	0.026	0.025	-0.042	-0.041
	(0.042)	(0.043)	(0.045)	(0.055)	(0.055)	(0.059)	(0.067)	(0.068)	(0.034)	(0.036)	(0.036)	(0.043)	(0.043)	(0.046)	(0.052)	(0.052)
Colegio del norte	0.095*	0.105**	0.095*	0.111*	0.111*	0.112*	0.145**	0.150**	0.143***	0.125***	0.102**	0.173***	0.173***	0.154***	0.150***	0.153***
	(0.052)	(0.053)	(0.053)	(0.061)	(0.061)	(0.066)	(0.072)	(0.072)	(0.044)	(0.046)	(0.044)	(0.053)	(0.053)	(0.056)	(0.056)	(0.057)
Colegio del oeste	0.055	0.060	0.044	0.152**	0.152**	0.150*	0.151*	0.154*	0.099***	0.087***	0.044	0.139***	0.139***	0.116**	0.087	0.090
	(0.046)	(0.046)	(0.047)	(0.073)	(0.073)	(0.081)	(0.086)	(0.086)	(0.031)	(0.032)	(0.033)	(0.044)	(0.044)	(0.047)	(0.054)	(0.055)
Colegio del sur	0.068**	0.075**	0.081**	0.153***	0.153***	0.158***	0.165***	0.161***	-0.012	-0.030	-0.005	0.080**	0.080**	0.084**	0.036	0.039
	(0.034)	(0.035)	(0.037)	(0.047)	(0.047)	(0.053)	(0.059)	(0.060)	(0.027)	(0.029)	(0.029)	(0.035)	(0.035)	(0.038)	(0.040)	(0.042)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (0-10%)		-0.020	-0.061	-0.055	-0.055	-0.095	-0.125	-0.130		0.089**	-0.006	-0.070	-0.070	-0.096*	-0.105*	-0.105*
		(0.048)	(0.056)	(0.067)	(0.067)	(0.071)	(0.083)	(0.084)		(0.040)	(0.045)	(0.053)	(0.053)	(0.057)	(0.061)	(0.061)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (11%-20%)		-0.054	-0.084	-0.052	-0.052	-0.076	-0.117	-0.122*		0.070*	-0.000	-0.039	-0.039	-0.064	-0.117**	-0.119**
		(0.047)	(0.052)	(0.059)	(0.059)	(0.063)	(0.071)	(0.072)		(0.038)	(0.041)	(0.046)	(0.046)	(0.049)	(0.052)	(0.052)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (21%-30%)		0.030	0.010	0.012	0.012	0.026	0.022	0.016		0.053	0.008	-0.034	-0.034	-0.033	-0.051	-0.052
		(0.050)	(0.053)	(0.059)	(0.059)	(0.065)	(0.072)	(0.073)		(0.039)	(0.041)	(0.045)	(0.045)	(0.048)	(0.050)	(0.050)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (31%-40%)		0.046	0.027	0.013	0.013	-0.032	-0.015	-0.017		0.055	0.021	0.003	0.003	-0.023	-0.035	-0.035
		(0.060)	(0.062)	(0.065)	(0.065)	(0.068)	(0.074)	(0.074)		(0.042)	(0.043)	(0.044)	(0.044)	(0.047)	(0.049)	(0.049)

Cuadro A2 (cont.)

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones no ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Conocimientos generales								Lectura							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
% Educación parental - Universitaria			0.002*	0.000	0.000	-0.000	-0.001	-0.001			0.003***	0.004***	0.004***	0.003***	0.001	0.001
			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)			(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
% Educación parental - Secundaria superior			-0.000	-0.001	-0.001	-0.003	-0.003	-0.003			-0.001	-0.001	-0.001	-0.003	-0.004**	-0.004**
			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental - Formación profesional			0.001	0.003	0.003	0.002	0.001	0.001			0.003*	0.004*	0.004*	0.004	0.003	0.003
			(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental -Secundaria inferior			0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	0.002			0.001	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001
			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)			(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% Educación parental - sin estudios obligatorios			-0.001	-0.002	-0.002	-0.003	-0.002	-0.002			-0.004	-0.003	-0.003	-0.004	-0.002	-0.002
			(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)			(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Ratio prof./alumno				0.127	0.127	0.196	0.251	0.242				-0.120	-0.120	-0.148	-0.245	-0.270
				(0.238)	(0.238)	(0.266)	(0.345)	(0.374)				(0.151)	(0.151)	(0.159)	(0.189)	(0.192)
Edad media del profesor				0.020***	0.020***	0.022***	0.023***	0.024***				0.016***	0.016***	0.017***	0.016***	0.016***
				(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)				(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
No. activ. AMPA / no. total de activ.						0.071	0.120	0.110						0.017	0.115	0.117
						(0.128)	(0.135)	(0.133)						(0.108)	(0.094)	(0.095)
% Estudiantes comedor escolar gratis							0.001	0.002							-0.005**	-0.005**
							(0.003)	(0.003)							(0.002)	(0.002)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales							-0.003	-0.002							-0.002	-0.002
							(0.003)	(0.003)							(0.002)	(0.002)
Tamaño del colegio								0.000								-0.000
								(0.001)								(0.000)
Tamaño del colegio al cuadrado								0.000								0.000
								(0.000)								(0.000)
Constante	-0.430***	-0.443***	-0.517***	-1.359***	-1.359***	-1.384***	-1.385***	-1.418***	-0.267***	-0.295***	-0.343***	-0.785***	-0.785***	-0.687***	-0.375	-0.339
	(0.089)	(0.092)	(0.140)	(0.274)	(0.274)	(0.296)	(0.333)	(0.385)	(0.072)	(0.075)	(0.109)	(0.211)	(0.211)	(0.220)	(0.235)	(0.264)
Observaciones	1219	1219	1219	728	728	640	558	558	1219	1219	1219	728	728	640	558	558
R-cuadrado	0.02	0.02	0.03	0.06	0.06	0.07	0.08	0.08	0.04	0.05	0.08	0.12	0.12	0.11	0.12	0.12

Notas:

1. Categorías de referencia para las variables ficticias: colegio de la capital, % alumnos inmigrantes en 6º curso superior al 40%, colegio

2. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A3
Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones no ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Lengua							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Tamaño de la clase	-0,001	-0,001	0,001	-0,008	-0,008	-0,008	-0,011**	-0,011**
	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,006)	(0,006)
Matrícula 6º curso	0,002***	0,001**	0,000	-0,000	-0,000	0,000	-0,000	-0,000
	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)
Colegio privado	0,192***	0,137***	0,013					
	(0,043)	(0,047)	(0,049)					
Colegio concertado	0,064**	0,021	-0,038					
	(0,027)	(0,030)	(0,030)					
Colegio del este	0,015	-0,014	0,002	0,063	0,063	0,041	-0,016	-0,017
	(0,039)	(0,040)	(0,041)	(0,050)	(0,050)	(0,052)	(0,059)	-0.059
Colegio del norte	0,241***	0,214***	0,195***	0,244***	0,244***	0,225***	0,213***	0,211***
	(0,040)	(0,041)	(0,040)	(0,053)	(0,053)	(0,055)	(0,058)	(0,058)
Colegio del oeste	0,145***	0,128***	0,089**	0,215***	0,215***	0,190***	0,165***	0,163***
	(0,035)	(0,035)	(0,036)	(0,051)	(0,051)	(0,055)	(0,061)	(0,061)
Colegio del sur	0,021	-0,009	0,016	0,112***	0,112***	0,107**	0,067	0,063
	(0,030)	(0,032)	(0,033)	(0,042)	(0,042)	(0,045)	(0,048)	(0,049)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (0-10%)		0,156***	0,072	0,024	0,024	-0,005	-0,040	-0,041
		(0,043)	(0,049)	(0,057)	(0,057)	(0,060)	(0,068)	(0,067)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (11%-20%)		0,073*	0,013	-0,002	-0,002	-0,023	-0,073	-0,073
		(0,040)	(0,044)	(0,050)	(0,050)	(0,053)	(0,060)	(0,060)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (21%-30%)		0,104**	0,068	0,042	0,042	0,055	0,037	0,036
		(0,044)	(0,046)	(0,051)	(0,051)	(0,055)	(0,061)	(0,061)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso (31%-40%)		0,077	0,048	0,016	0,016	-0,030	-0,037	-0,037
		(0,048)	(0,049)	(0,053)	(0,053)	(0,056)	(0,060)	(0,060)
% Educación parental – Univ.			0,004***	0,004***	0,004***	0,003**	0,002	0,001
			(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)
% Educación parental - Secundaria superior			0,000	0,001	0,001	-0,001	-0,002	-0,002
			(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
% Educación parental - Formación profesional			0,003	0,004	0,004	0,003	0,001	0,001
			(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
% Educación parental - Secundaria inferior			0,001	0,000	0,000	0,001	0,002	0,002
			(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
% Educación parental - sin estudios obligatorios			-0,003	-0,002	-0,002	-0,003	-0,002	-0,002
			(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Ratio profesor/alumno				-0,017	-0,017	0,050	-0,017	0,006
				(0,168)	(0,168)	(0,181)	(0,228)	(0,232)
Edad media del profesor				0,019***	0,019***	0,021***	0,020***	0,020***
				(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)	-0.004
No. activ. AMPA / no. total de activ.						0,177	0,249**	0,244**
						(0,122)	(0,108)	(0,109)
% Estudiantes con comedor escolar gratis							-0,003	-0,003
							(0,002)	(0,002)

Cuadro A3 (cont.)
Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones no ponderadas)
Cohorte de 2008/2009

	Lengua							
	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales							-0,003	-0,003
							(0,002)	(0,002)
Tamaño del colegio								0,000
								(0,001)
Tamaño del colegio al cuadrado								-0,000
								(0,000)
Constante	-0,177**	-0,221***	-0,337***	-0,964***	-0,964***	-0,968***	-0,677**	-0,725**
	(0,082)	(0,085)	(0,119)	(0,231)	(0,231)	(0,246)	(0,268)	(0,308)
Observaciones	1219	1219	1219	728	728	640	558	558
R-cuadrado	0,07	0,08	0,11	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14

Notas:
1. Categorías de referencia para las variables ficticias: colegio de la capital, % alumnos inmigrantes en 6º curso superior al 40%, colegio público.
2. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A4

MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009 – Por tipo de colegio

	Dictado			Matemáticas			Lectura		
	Público	Concertado	Privado	Público	Concertado	Privado	Público	Concertado	Privado
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Mujer	0,242***	0,184***	0,174***	-0,156***	-0,139***	-0,143***	0,006	-0,006	-0,039*
	(0,012)	(0,012)	(0,019)	(0,012)	(0,012)	(0,025)	(0,012)	(0,013)	(0,023)
Estudiante con necesidades educativas especiales	-0,747***	-0,789***	-0,410	-0,733***	-0,757***	-1,134**	-0,575***	-0,518***	-1431
	(0,023)	(0,046)	(0,502)	(0,023)	(0,041)	(0,511)	(0,024)	(0,039)	(0,877)
Estudiante con discapacidad	-0,908***	-0,791***	-0,563***	-1,024***	-0,977***	-0,772***	-0,895***	-0,811***	-0,711**
	(0,033)	(0,084)	(0,102)	(0,029)	(0,103)	(0,256)	(0,033)	(0,103)	(0,303)
Edad del alumno	-0,341***	-0,321***	-0,224***	-0,302***	-0,351***	-0,236***	-0,201***	-0,236***	-0,181***
	(0,016)	(0,022)	(0,062)	(0,017)	(0,021)	(0,064)	(0,015)	(0,021)	(0,050)
Estudiante de Rumania	0,091**	0,057	-0,682***	0,094***	0,048	-0,359*	0,066**	0,021	-0,185
	(0,036)	(0,066)	(0,183)	(0,032)	(0,098)	(0,190)	(0,033)	(0,099)	(0,327)
Estudiante de Marruecos	-0,168***	-0,567***	0,001	0,036	-0,259*	-0,840***	-0,145***	-0,152	-1,494***
	(0,044)	(0,160)	(0,050)	(0,041)	(0,145)	(0,056)	(0,047)	(0,230)	(0,056)
Estudiante de América Latina	-0,269***	-0,273***	-0,212*	-0,190***	-0,202***	-0,213*	-0,046**	-0,104***	-0,107
	(0,020)	(0,030)	(0,111)	(0,017)	(0,030)	(0,123)	(0,018)	(0,029)	(0,138)
Estudiante de China	-0,277***	-0,207	0,284	0,558***	0,497***	-0,236	-0,177*	-0,053	0,247
	(0,076)	(0,134)	(0,257)	(0,084)	(0,159)	(0,315)	(0,093)	(0,135)	(0,332)
Estudiante de otros países	-0,054**	-0,114***	-0,085	-0,070***	-0,156***	-0,169**	0,022	-0,062	-0,087
	(0,025)	(0,039)	(0,059)	(0,027)	(0,038)	(0,065)	(0,026)	(0,039)	(0,063)
Educación parental – Univ.	0,134***	0,204***	0,037	0,239***	0,296***	0,171	0,176***	0,225***	0,523***
	(0,026)	(0,040)	(0,149)	(0,022)	(0,038)	(0,168)	(0,026)	(0,040)	(0,156)
Educación parental - Secundaria superior	0,085***	0,146***	-0,092	0,134***	0,183***	0,067	0,117***	0,168***	0,411**
	(0,025)	(0,040)	(0,151)	(0,021)	(0,038)	(0,169)	(0,025)	(0,041)	(0,166)
Educación parental - Formación profesional	0,093***	0,097**	-0,093	0,129***	0,174***	-0,035	0,124***	0,183***	0,442***
	(0,028)	(0,041)	(0,154)	(0,024)	(0,040)	(0,171)	(0,028)	(0,042)	(0,159)
Educación parental - Secundaria inferior	0,050**	0,072*	-0,101	0,091***	0,072*	-0,072	0,073***	0,092**	0,435***
	(0,025)	(0,039)	(0,149)	(0,021)	(0,038)	(0,162)	(0,027)	(0,041)	(0,153)
Ocupación parental - Empresa, ministerio, Ayto., CCAA	0,076***	0,069***	0,055	0,093***	0,080***	0,098**	0,079***	0,039**	0,074**
	(0,018)	(0,017)	(0,036)	(0,018)	(0,019)	(0,038)	(0,016)	(0,019)	(0,037)
Ocupación parental- Profesional	0,152***	0,120***	0,087**	0,182***	0,144***	0,161***	0,134***	0,115***	0,089**
	(0,016)	(0,017)	(0,033)	(0,015)	(0,017)	(0,034)	(0,017)	(0,018)	(0,036)
Vive sólo con la madre	-0,056	-0,037	0,023	-0,056	-0,048	-0,108	-0,075*	0,040	-0,005
	(0,040)	(0,057)	(0,091)	(0,037)	(0,055)	(0,108)	(0,042)	(0,057)	(0,110)

Cuadro A4 (cont.)

MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009 – Por tipo de colegio

	Dictado			Matemáticas			Lectura		
	Público	**Concertado**	**Privado**	**Público**	**Concertado**	**Privado**	**Público**	**Concertado**	**Privado**
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Vive con la madre y un hermano/hermana	0,004	0,057	0,019	0,076*	0,109*	-0,024	0,030	0,139**	-0,009
	(0,042)	(0,057)	(0,082)	(0,039)	(0,060)	(0,120)	(0,043)	(0,062)	(0,112)
Vive con la madre y el padre	0,053	0,107**	0,145*	0,068*	0,064	0,063	0,019	0,100*	0,047
	(0,037)	(0,054)	(0,081)	(0,035)	(0,052)	(0,105)	(0,040)	(0,055)	(0,104)
Vive con la madre, el padre y un hermano/hermana	0,143***	0,135**	0,147*	0,187***	0,155***	0,118	0,075**	0,146***	0,086
	(0,036)	(0,053)	(0,080)	(0,034)	(0,051)	(0,100)	(0,037)	(0,054)	(0,106)
Vive con la madre, el padre y más de un hermano/hermana	0,023	0,084	0,135*	0,128***	0,158***	0,130	0,064*	0,156***	0,106
	(0,038)	(0,055)	(0,081)	(0,036)	(0,052)	(0,108)	(0,038)	(0,057)	(0,104)
Otras situaciones	0,011	0,028	0,096	0,088**	0,054	0,070	0,005	0,071	0,086
	(0,037)	(0,054)	(0,093)	(0,035)	(0,053)	(0,106)	(0,040)	(0,056)	(0,111)
Jardín de infancia entre 3 y 5 años	0,001	-0,010	-0,021	-0,052***	-0,058***	-0,072***	-0,034***	-0,038***	-0,050**
	(0,011)	(0,013)	(0,020)	(0,012)	(0,013)	(0,027)	(0,012)	(0,013)	(0,024)
Comienza en el colegio a los 6	-0,082***	-0,127**	-0,202*	-0,182***	-0,245***	-0,411**	-0,150***	-0,193***	-0,275**
	(0,031)	(0,051)	(0,103)	(0,031)	(0,044)	(0,168)	(0,033)	(0,058)	(0,122)
Comienza en el colegio a los 7 años o más	-0,132***	-0,181**	-0,291*	-0,250***	-0,238***	-0,306**	-0,178***	-0,181**	-0,166
	(0,042)	(0,086)	(0,169)	(0,042)	(0,075)	(0,141)	(0,043)	(0,088)	(0,148)
Constante	3,917***	3,765***	2,964***	3,523***	4,221***	3,113***	2,354***	2,754***	2,026***
	(0,205)	(0,268)	(0,745)	(0,209)	(0,269)	(0,788)	(0,195)	(0,261)	(0,632)
Observaciones	22466	17241	4835	22444	17239	4835	22466	17241	4835
R-cuadrado	0,40	0,35	0,29	0,36	0,28	0,21	0,28	0,21	0,23

Notas:

1. Errores estándar agrupados por colegio entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

2. Categorías de referencia para las variables ficticias: varón, estudiante de España, educación parental -sin estudios obligatorios-, ocupación parental -trabajador manual-, vive con la madre y más de un hermano/hermana, jardín de infancia con menos de 3 años

Cuadro A5

MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009 – Por tipo de colegio

	Conocimientos generales			Lengua		
	Público	**Concertado**	**Privado**	**Público**	**Concertado**	**Privado**
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Mujer	-0,179***	-0,186***	-0,176***	0,112***	0,069***	0,056***
	(0,012)	(0,013)	(0,030)	(0,011)	(0,011)	(0,019)
Estudiante con necesidades educativas especiales	-0,567***	-0,493***	-1,199***	-0,798***	-0,790***	-0,985*
	(0,023)	(0,040)	(0,153)	(0,022)	(0,041)	(0,545)
Estudiante con discapacidad	-0,789***	-0,626***	-0,678***	-1,052***	-0,909***	-0,746***
	(0,034)	(0,083)	(0,114)	(0,032)	(0,093)	(0,123)
Edad del alumno	-0,241***	-0,266***	-0,161***	-0,342***	-0,346***	-0,239***
	(0,016)	(0,020)	(0,051)	(0,016)	(0,021)	(0,056)
Estudiante de Rumania	0,053	0,032	0,033	0,092***	0,052	-0,488***
	(0,033)	(0,080)	(0,289)	(0,033)	(0,073)	(0,161)
Estudiante de Marruecos	-0,010	-0,227	-0,001	-0,153***	-0,473***	-0,416***
	(0,048)	(0,150)	(0,064)	(0,041)	(0,146)	(0,048)
Estudiante de América Latina	-0,186***	-0,255***	-0,134	-0,237***	-0,275***	-0,204**
	(0,019)	(0,028)	(0,116)	(0,018)	(0,026)	(0,102)
Estudiante de China	-0,217***	-0,180	-0,159	-0,288***	-0,198	0,212
	(0,077)	(0,143)	(0,329)	(0,076)	(0,142)	(0,274)
Estudiante de otros países	-0,077***	-0,139***	-0,079	-0,050**	-0,129***	-0,101*
	(0,025)	(0,037)	(0,064)	(0,022)	(0,035)	(0,060)
Educación parental – Univ.	0,184***	0,259***	0,207	0,185***	0,265***	0,225**
	(0,022)	(0,038)	(0,165)	(0,024)	(0,036)	(0,104)
Educación parental - Secundaria superior	0,138***	0,196***	0,087	0,125***	0,194***	0,077
	(0,022)	(0,040)	(0,157)	(0,022)	(0,036)	(0,107)
Educación parental - Formación profesional	0,166***	0,172***	0,120	0,139***	0,160***	0,094
	(0,025)	(0,040)	(0,170)	(0,025)	(0,037)	(0,109)
Educación parental - Secundaria inferior	0,076***	0,077**	-0,005	0,073***	0,093***	0,054
	(0,022)	(0,038)	(0,177)	(0,023)	(0,036)	(0,105)
Ocupación parental - Empresa, ministerio, Ayto., CCAA	0,105***	0,073***	0,121***	0,100***	0,075***	0,088***
	(0,018)	(0,019)	(0,045)	(0,016)	(0,015)	(0,032)
Ocupación parental- Profesional	0,168***	0,141***	0,174***	0,181***	0,148***	0,128***
	(0,016)	(0,019)	(0,044)	(0,015)	(0,015)	(0,031)
Vive sólo con la madre	-0,073	-0,012	-0,088	-0,077**	-0,016	-0,010
	(0,044)	(0,053)	(0,127)	(0,035)	(0,050)	(0,097)
Vive con la madre y un hermano/hermana	0,013	0,073	-0,020	0,014	0,095*	0,005
	(0,047)	(0,059)	(0,133)	(0,038)	(0,052)	(0,097)
Vive con la madre y el padre	0,074*	0,119**	0,087	0,059*	0,129***	0,131
	(0,043)	(0,050)	(0,128)	(0,033)	(0,048)	(0,093)
Vive con la madre, el padre y un hermano/hermana	0,123***	0,121**	0,112	0,147***	0,161***	0,150
	(0,041)	(0,049)	(0,126)	(0,032)	(0,046)	(0,094)
Vive con la madre, el padre y más de un hermano/hermana	0,059	0,099**	0,103	0,048	0,125**	0,145
	(0,042)	(0,049)	(0,129)	(0,034)	(0,049)	(0,094)
Otras situaciones	0,045	0,029	0,050	0,020	0,046	0,100
	(0,042)	(0,051)	(0,138)	(0,033)	(0,048)	(0,101)

Cuadro A5 (cont.)

MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009 – Por tipo de colegio

	Conocimientos generales			Lengua		
	Público	**Concertado**	**Privado**	**Público**	**Concertado**	**Privado**
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Jardín de infancia entre 3 y 5 años	-0,051***	-0,043***	-0,046*	-0,022**	-0,029**	-0,040**
	(0,012)	(0,014)	(0,025)	(0,011)	(0,012)	(0,019)
Comienza en el colegio a los 6 años	-0,146***	-0,229***	-0,300***	-0,134***	-0,198***	-0,288***
	(0,032)	(0,049)	(0,095)	(0,029)	(0,048)	(0,108)
Comienza en el colegio a los 7 años o más	-0,181***	-0,049	-0,264	-0,184***	-0,181**	-0,307*
	(0,046)	(0,079)	(0,202)	(0,040)	(0,082)	(0,163)
Constante	2,953***	3,113***	2,046***	3,996***	4,051***	3,042***
	(0,201)	(0,249)	(0,644)	(0,197)	(0,258)	(0,672)
Observaciones	22466	17241	4835	22466	17241	4835
R-cuadrado	0,35	0,26	0,27	0,44	0,37	0,31

Notas:

1. Errores estándar agrupados por colegio entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al

2. Categorías de referencia para las variables ficticias: varón, estudiante de España, educación parental -sin estudios obligatorios-, ocupación parental -trabajador manual-, vive con la madre y más de un hermano/hermana, jardín de infancia con menos de 3 años

Cuadro A6
MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009
-Términos de interacción entre Género y Nivel Educativo de los Padres-

	Dictado	**Matemáticas**	**Lectura**	**Conocimientos generales**	**Lengua**
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Chica* Educación parental Univ., Secundaria superior y Formación profesional	0,305***	-0,022	0,089***	-0,060***	0,208***
	(0,014)	(0,014)	(0,015)	(0,015)	(0,013)
Chico* Educación parental Univ., Secundaria superior and Formación profesional	0,101***	0,123***	0,088***	0,120***	0,122***
	(0,014)	(0,014)	(0,014)	(0,014)	(0,013)
Chica* Educación parental Secundaria inferior o sin estudios obligatorios	0,241***	-0,165***	-0,022	-0,190***	0,101***
	(0,017)	(0,015)	(0,016)	(0,017)	(0,015)
Estudiante con necesidades educativas especiales	-0,765***	-0,743***	-0,567***	-0,557***	-0,805***
	(0,021)	(0,020)	(0,020)	(0,020)	(0,019)
Estudiante con discapacidad	-0,887***	-1,011***	-0,879***	-0,759***	-1,025***
	(0,031)	(0,030)	(0,033)	(0,032)	(0,031)
Edad del alumno	-0,333***	-0,318***	-0,214***	-0,248***	-0,342***
	(0,013)	(0,013)	(0,012)	(0,012)	(0,012)
Estudiante de Rumania	0,081**	0,084***	0,055*	0,047	0,081***
	(0,032)	(0,030)	(0,031)	(0,030)	(0,030)
Estudiante de Marruecos	-0,207***	-0,004	-0,171***	-0,047	-0,195***
	(0,041)	(0,039)	(0,044)	(0,045)	(0,038)
Estudiante de América Latina	-0,274***	-0,201***	-0,067***	-0,209***	-0,253***
	(0,016)	(0,015)	(0,015)	(0,016)	(0,014)
Estudiante de China	-0,231***	0,493***	-0,128*	-0,204***	-0,241***
	(0,066)	(0,076)	(0,075)	(0,068)	(0,067)
Estudiante de otros países	-0,073***	-0,098***	-0,009	-0,094***	-0,075***
	(0,020)	(0,021)	(0,020)	(0,020)	(0,018)
Ocupación parental - Empresa, ministerio, Ayto., CCAA	0,087***	0,110***	0,076***	0,104***	0,105***
	(0,011)	(0,012)	(0,011)	(0,012)	(0,010)
Ocupación parental- Profesional	0,146***	0,189***	0,137***	0,171***	0,179***
	(0,011)	(0,010)	(0,011)	(0,011)	(0,010)
Vive sólo con la madre	-0,042	-0,059*	-0,032	-0,054	-0,051*
	(0,031)	(0,030)	(0,032)	(0,033)	(0,028)
Vive con la madre y un hermano/hermana	0,024	0,078**	0,062*	0,030	0,041
	(0,031)	(0,032)	(0,034)	(0,035)	(0,029)
Vive con la madre y el padre	0,080***	0,066**	0,046	0,090***	0,089***
	(0,029)	(0,028)	(0,030)	(0,032)	(0,026)
Vive con la madre, el padre y un hermano/hermana	0,138***	0,169***	0,098***	0,120***	0,149***
	(0,028)	(0,027)	(0,029)	(0,031)	(0,025)
Vive con la madre, el padre y más de un hermano/hermana	0,059**	0,145***	0,099***	0,080**	0,087***
	(0,029)	(0,028)	(0,030)	(0,031)	(0,027)
Otras situaciones	0,025	0,075***	0,033	0,040	0,036
	(0,029)	(0,029)	(0,031)	(0,032)	(0,026)

Cuadro A6 (cont.)

MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009

-Términos de interacción entre Género y Nivel Educativo de los Padres-

	Dictado	**Matemáticas**	**Lectura**	**Conocimientos generales**	**Lengua**
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Jardín de infancia entre 3 y 5 años	-0,008	-0,061***	-0,039***	-0,049***	-0,029***
	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,009)	(0,007)
Comienza en el colegio a los 6 años	-0,106***	-0,215***	-0,173***	-0,180***	-0,165***
	(0,026)	(0,026)	(0,028)	(0,026)	(0,024)
Comienza en el colegio a los 7 años o más	-0,152***	-0,252***	-0,182***	-0,161***	-0,192***
	(0,037)	(0,036)	(0,037)	(0,039)	(0,036)
Constante	3,923***	3,877***	2,613***	3,057***	4,100***
	(0,161)	(0,164)	(0,149)	(0,153)	(0,154)
Observaciones	44542	44518	44542	44542	44542
R-cuadrado	0,40	0,35	0,27	0,32	0,43

Notas:

1. Errores estándar agrupados por colegio entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

2. Categorías de referencia para las variables ficticias: chico*, educación parental –secundaria inferior o sin estudios obligatorios-, estudiante de España, ocupación parental -trabajador manual-, vive con la madre y más de un hermano/hermana, jardín de infancia con menos de 3 años

Cuadro A7
MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009
-Términos de interacción entre Género y Nacionalidad-

	Dictado	Matemáticas	Lectura	Conocimientos generales	Lengua
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Chica de Rumania	0,327***	-0,036	0,044	-0,093**	0,201***
	(0,043)	(0,037)	(0,043)	(0,044)	(0,041)
Chico de Rumania	0,041	0,057	0,060	0,003	0,044
	(0,043)	(0,042)	(0,042)	(0,041)	(0,040)
Chica de Marruecos	-0,029	-0,154***	-0,108*	-0,194***	-0,100*
	(0,057)	(0,057)	(0,057)	(0,063)	(0,054)
Chico de Marruecos	-0,152***	0,041	-0,199***	-0,050	-0,168***
	(0,058)	(0,057)	(0,066)	(0,064)	(0,056)
Chica de América Latina	-0,061***	-0,351***	-0,081***	-0,388***	-0,165***
	(0,020)	(0,018)	(0,021)	(0,021)	(0,018)
Chico de América Latina	-0,276***	-0,190***	-0,050***	-0,207***	-0,249***
	(0,020)	(0,020)	(0,019)	(0,020)	(0,018)
Chica de China	0,048	0,283***	-0,017	-0,374***	-0,073
	(0,076)	(0,101)	(0,093)	(0,081)	(0,077)
Chico de China	-0,316***	0,597***	-0,259**	-0,207**	-0,333***
	(0,097)	(0,105)	(0,105)	(0,100)	(0,095)
Chica de Otro país	0,151***	-0,285***	-0,022	-0,285***	0,017
	(0,027)	(0,028)	(0,030)	(0,029)	(0,026)
Chico de Otro país	-0,096***	-0,072**	-0,006	-0,094***	-0,089***
	(0,028)	(0,030)	(0,027)	(0,026)	(0,025)
Chica de España	0,209***	-0,143***	-0,001	-0,183***	0,088***
	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,008)
Estudiante con necesidades educativas especiales	-0,759***	-0,736***	-0,560***	-0,550***	-0,798***
	(0,021)	(0,020)	(0,021)	(0,020)	(0,019)
Estudiante con discapacidad	-0,887***	-1,011***	-0,877***	-0,758***	-1,024***
	(0,031)	(0,030)	(0,033)	(0,032)	(0,031)
Edad del alumno	-0,330***	-0,314***	-0,211***	-0,245***	-0,339***
	(0,013)	(0,013)	(0,012)	(0,012)	(0,012)
Educación parental - Univ.	0,160***	0,261***	0,193***	0,215***	0,215***
	(0,021)	(0,019)	(0,022)	(0,019)	(0,019)
Educación parental - Secundaria superior	0,098***	0,148***	0,130***	0,153***	0,141***
	(0,021)	(0,018)	(0,022)	(0,019)	(0,019)
Educación parental - Formación profesional	0,082***	0,135***	0,141***	0,160***	0,135***
	(0,023)	(0,020)	(0,023)	(0,021)	(0,021)
Educación parental - Secundaria inferior	0,051**	0,080***	0,077***	0,072***	0,074***
	(0,021)	(0,018)	(0,022)	(0,019)	(0,019)
Ocupación parental - Empresa, ministerio, Ayto., CCAA	0,075***	0,090***	0,065***	0,094***	0,092***
	(0,012)	(0,012)	(0,011)	(0,012)	(0,010)
Ocupación parental- Profesional	0,132***	0,163***	0,122***	0,157***	0,161***
	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,012)	(0,010)

Cuadro A7 (cont.)
MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009
-Términos de interacción entre Género y Nacionalidad-

	Dictado	**Matemáticas**	**Lectura**	**Conocimientos generales**	**Lengua**
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Vive sólo con la madre	-0,042	-0,058*	-0,032	-0,054	-0,051*
	(0,031)	(0,030)	(0,032)	(0,033)	(0,028)
Vive con la madre y un hermano/hermana	0,025	0,079**	0,061*	0,031	0,041
	(0,031)	(0,032)	(0,034)	(0,035)	(0,029)
Vive con la madre y el padre	0,081***	0,068**	0,046	0,091***	0,090***
	(0,029)	(0,028)	(0,030)	(0,032)	(0,026)
Vive con la madre, el padre y un hermano/hermana	0,137***	0,167***	0,096***	0,119***	0,148***
	(0,028)	(0,027)	(0,029)	(0,031)	(0,025)
Vive con la madre, el padre y más de un hermano/hermana	0,058**	0,142***	0,097***	0,079**	0,086***
	(0,029)	(0,028)	(0,030)	(0,031)	(0,027)
Otras situaciones	0,024	0,075***	0,032	0,039	0,035
	(0,029)	(0,028)	(0,031)	(0,032)	(0,026)
Jardín de infancia entre 3 y 5 años	-0,005	-0,057***	-0,037***	-0,047***	-0,027***
	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,009)	(0,007)
Comienza en el colegio a los 6 años	-0,101***	-0,210***	-0,168***	-0,176***	-0,159***
	(0,026)	(0,026)	(0,028)	(0,026)	(0,024)
Comienza en el colegio a los 7 años o más	-0,147***	-0,251***	-0,179***	-0,158***	-0,187***
	(0,037)	(0,036)	(0,037)	(0,040)	(0,036)
Constante	3,867***	3,751***	2,509***	2,960***	4,008***
	(0,161)	(0,163)	(0,152)	(0,153)	(0,154)
Observaciones	44542	44518	44542	44542	44542
R-cuadrado	0,40	0,35	0,27	0,32	0,43

Notas:

1. Errores estándar agrupados por colegio entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

2. Categorías de referencia para las variables ficticias: chico español, educación parental -sin estudios obligatorios-, ocupación parental -trabajador manual-, vive con la madre y más de un hermano/hermana, jardín de infancia con menos de 3 años

Cuadro A8

MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009

-Términos de interacción entre Género y Años en España-

	Dictado	**Matemáticas**	**Lectura**	**Conocimientos generales**	**Lengua**
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	0,212***	-0,147***	-0,003	-0,180***	0,090***
	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,009)	(0,008)
Estudiante con necesidades educativas especiales	-0,757***	-0,745***	-0,557***	-0,547***	-0,794***
	(0,023)	(0,021)	(0,023)	(0,022)	(0,021)
Estudiante con discapacidad	-0,891***	-1,009***	-0,880***	-0,751***	-1,026***
	(0,033)	(0,031)	(0,034)	(0,033)	(0,033)
Edad del alumno	-0,340***	-0,322***	-0,219***	-0,253***	-0,351***
	(0,013)	(0,014)	(0,012)	(0,013)	(0,013)
Estudiante de Rumania	0,169**	0,217***	0,107	0,009	0,142**
	(0,071)	(0,070)	(0,075)	(0,066)	(0,067)
Estudiante de Marruecos	-0,354***	0,091	-0,268**	-0,102	-0,333***
	(0,095)	(0,094)	(0,109)	(0,102)	(0,090)
Estudiante de América Latina	-0,366***	-0,215***	-0,134***	-0,280***	-0,351***
	(0,031)	(0,032)	(0,033)	(0,030)	(0,029)
Estudiante de China	-0,220*	1,072***	-0,054	-0,101	-0,185*
	(0,117)	(0,121)	(0,118)	(0,128)	(0,109)
Estudiante de otros países	-0,095**	-0,040	0,018	-0,086*	-0,080*
	(0,046)	(0,047)	(0,049)	(0,045)	(0,042)
Estudiante de Rumania * Años en España	-0,018	-0,022*	-0,007	0,012	-0,011
	(0,012)	(0,011)	(0,012)	(0,012)	(0,012)
Estudiante de Marruecos * Años en España	0,029**	-0,001	0,020	0,018	0,029**
	(0,012)	(0,013)	(0,016)	(0,015)	(0,013)
Estudiante de América del Sur y Central * Años en España	0,019***	0,008*	0,015***	0,015***	0,021***
	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,004)
Estudiante de China * Años en España	0,005	-0,089***	-0,005	-0,010	-0,001
	(0,018)	(0,020)	(0,018)	(0,018)	(0,016)
Estudiante de otros países * Años en España	0,007	-0,007	-0,002	0,002	0,005
	(0,006)	(0,006)	(0,007)	(0,007)	(0,006)
Educación parental – Univ.	0,166***	0,270***	0,202***	0,227***	0,225***
	(0,022)	(0,019)	(0,022)	(0,019)	(0,020)
Educación parental - Secundaria	0,097***	0,151***	0,140***	0,159***	0,145***
	(0,022)	(0,019)	(0,022)	(0,020)	(0,019)
Educación parental - Formación profesional	0,090***	0,138***	0,147***	0,170***	0,145***
	(0,023)	(0,020)	(0,024)	(0,021)	(0,021)
Educación parental - Secundaria inferior	0,053**	0,079***	0,081***	0,081***	0,078***
	(0,021)	(0,019)	(0,023)	(0,020)	(0,020)
Ocupación parental - Empresa, ministerio, Ayto., CCAA	0,077***	0,096***	0,068***	0,094***	0,094***
	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,011)
Ocupación parental- Profesional	0,131***	0,167***	0,123***	0,156***	0,162***
	(0,011)	(0,011)	(0,012)	(0,012)	(0,010)

Cuadro A8 (cont.)
MCO agrupados con efectos fijos del colegio (1ª etapa) para el curso 2008/2009
-Términos de interacción entre Género y Años en España-

	Dictado	**Matemáticas**	**Lectura**	**Conocimientos generales**	**Lengua**
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Vive sólo con la madre	-0,033	-0,058*	-0,041	-0,056*	-0,048*
	(0,031)	(0,031)	(0,033)	(0,034)	(0,028)
Vive con la madre y un hermano/hermana	0,034	0,082**	0,050	0,025	0,043
	(0,032)	(0,033)	(0,034)	(0,036)	(0,030)
Vive con la madre y el padre	0,093***	0,072**	0,034	0,088***	0,093***
	(0,029)	(0,029)	(0,032)	(0,032)	(0,027)
Vive con la madre, el padre y un hermano/hermana	0,145***	0,167***	0,086***	0,113***	0,149***
	(0,028)	(0,028)	(0,030)	(0,031)	(0,026)
Vive con la madre, el padre y más de un hermano/hermana	0,065**	0,141***	0,087***	0,072**	0,086***
	(0,030)	(0,029)	(0,031)	(0,032)	(0,027)
Otras situaciones	0,028	0,075**	0,019	0,031	0,032
	(0,030)	(0,030)	(0,033)	(0,032)	(0,027)
Jardín de infancia entre 3 y 5 años	-0,007	-0,060***	-0,039***	-0,049***	-0,028***
	(0,008)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,008)
Comienza en el colegio a los 6 años	-0,098***	-0,226***	-0,168***	-0,164***	-0,154***
	(0,027)	(0,027)	(0,029)	(0,028)	(0,026)
Comienza en el colegio a los 7 años o más	-0,133***	-0,250***	-0,177***	-0,118***	-0,167***
	(0,042)	(0,038)	(0,039)	(0,042)	(0,039)
Constante	3,979***	3,843***	2,611***	3,061***	4,137***
	(0,169)	(0,172)	(0,157)	(0,160)	(0,160)
Observaciones	43131	43107	43131	43131	43131
R-cuadrado	0,398	0,345	0,268	0,315	0,427

Notas:

1. Errores estándar agrupados por colegio entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

2. Categorías de referencia para las variables ficticias: varón, estudiante de España, educación parental -sin estudios obligatorios-, ocupación parental -trabajador manual-, vive con la madre y más de un hermano/hermana, jardín de infancia con menos de 3 años

Cuadro A9

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas) para el panel 2006-2008

	Dictado							Matemáticas						
	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Tamaño de la clase	-0,004	-0,004	-0,004	-0,003	-0,002	-0,003	-0,004	-0,003	-0,004	-0,004	-0,003	-0,002	-0,003	-0,004
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,005)	(0,005)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
Matrícula 6º curso	0,001	0,000	0,000	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001	-0,001
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Ratio profesor/alumno		-0,211**	-0,200**	-0,179*	-0,224*	-0,198	-0,179		-0,206**	-0,197**	-0,180*	-0,226*	-0,150	-0,145
		(0,101)	(0,102)	(0,106)	(0,123)	(0,152)	(0,152)		(0,097)	(0,098)	(0,101)	(0,119)	(0,144)	(0,145)
Edad media del profesor		0,002	0,002	0,002	-0,000	-0,000	-0,001		-0,000	-0,000	0,000	-0,001	-0,003	-0,003
		(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)		(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso			0,001	0,000	0,000	-0,001	-0,002			0,001	0,001	0,002	0,001	0,001
			(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)			(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Log(renta del colegio)				-0,079	-0,105	-0,054	-0,052				-0,035	-0,006	-0,011	-0,010
				(0,062)	(0,067)	(0,079)	(0,079)				(0,059)	(0,064)	(0,075)	(0,075)
No. activ. AMPA / no. total de activ.					-0,168**	-0,201**	-0,196**					0,040	0,047	0,046
					(0,085)	(0,096)	(0,096)					(0,082)	(0,091)	(0,091)
% Estudiantes con comedor escolar gratis						0,003**	0,003**						0,001	0,001
						(0,001)	(0,001)						(0,001)	(0,001)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales						0,004**	0,004**						0,003*	0,003*
						(0,002)	(0,002)						(0,002)	(0,002)
Tamaño del colegio							0,003							0,001
							(0,002)							(0,002)
Tamaño del colegio al cuadrado							-0,000							-0,000
							(0,000)							(0,000)
Constante	0,914***	0,812***	0,782***	1,517**	1,911***	1,306	0,523	1,158***	1,195***	1,145***	1,394**	1,164*	1,227	1,075
	(0,063)	(0,154)	(0,158)	(0,657)	(0,712)	(0,843)	(0,998)	(0,057)	(0,148)	(0,151)	(0,626)	(0,687)	(0,801)	(0,949)
Observaciones	3499	2036	2030	1924	1678	1306	1302	3499	2036	2030	1924	1678	1306	1302
No, de colegios	1228	729	728	713	666	589	585	1228	729	728	713	666	589	585
R-cuadrado	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01

Notas:

1. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A10

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas) para el panel 2006-2008

	Conocimientos generales							Lectura						
	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Tamaño de la clase	-0,002	-0,001	-0,001	-0,001	0,001	0,002	0,001	-0,006**	-0,007*	-0,007*	-0,007*	-0,006	-0,007	-0,008
	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,005)	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,006)	(0,006)
Matrícula 6º curso	0,002*	-0,000	-0,000	0,000	0,000	0,002	0,002	-0,002*	-0,003*	-0,003*	-0,003*	-0,004*	-0,002	-0,001
	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,003)
Ratio profesor/alumno		-0,320***	-0,339***	-0,289**	-0,271**	0,054	0,070		0,021	0,009	0,050	-0,018	0,165	0,145
		(0,110)	(0,110)	(0,113)	(0,133)	(0,164)	(0,165)		(0,121)	(0,122)	(0,125)	(0,147)	(0,188)	(0,188)
Edad media del profesor		-0,004	-0,004	-0,002	-0,002	-0,000	-0,000		-0,003	-0,003	-0,002	-0,004	-0,003	-0,003
		(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)		(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,005)	(0,005)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso			-0,002*	-0,003**	-0,003**	-0,004***	-0,004***				-0,095	-0,048	0,010	0,009
			(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)				(0,073)	(0,079)	(0,098)	(0,098)
Log(renta del colegio)				-0,021	-0,003	0,006	0,008				0,056	0,076	0,210	0,188
				(0,066)	(0,072)	(0,086)	(0,086)				(0,096)	(0,104)	(0,131)	(0,132)
No. activ. AMPA / no. total de activ.					0,042	0,031	0,031					0,034	0,029	0,014
					(0,092)	(0,104)	(0,104)					(0,101)	(0,118)	(0,118)
% Estudiantes con comedor escolar gratis						0,002	0,002						-0,001	-0,001
						(0,001)	(0,001)						(0,002)	(0,002)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales						0,004*	0,004*						0,001	0,001
						(0,002)	(0,002)						(0,002)	(0,002)
Tamaño del colegio							0,003							-0,004
							(0,002)							(0,003)
Tamaño del colegio al cuadrado							-0,000							0,000
							(0,000)							(0,000)
Constante	0,229***	0,502***	0,573***	0,643	0,443	0,085	-0,469	0,304***	0,444**	0,514***	1,404*	1040	0,347	1,400
	(0,064)	(0,168)	(0,171)	(0,700)	(0,770)	(0,913)	(1.081)	(0,075)	(0,184)	(0,189)	(0,776)	(0,846)	(1.042)	(1.231)
Observaciones	3499	2036	2030	1924	1678	1306	1302	3499	2036	2030	1924	1678	1306	1302
No. de colegios	1228	729	728	713	666	589	585	1228	729	728	713	666	589	585
R-cuadrado	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,03

Notas:

1. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A11

Regresión de los efectos fijos del colegio sobre las variables de ámbito escolar (2ª etapa – regresiones ponderadas) para el panel 2006-2008

	Lengua						
	MCO - Todos los colegios	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos	MCO - Colegios públicos
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Tamaño de la clase	-0,005*	-0,005	-0,005	-0,004	-0,003	-0,004	-0,004
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,005)	(0,005)
Matrícula 6º curso	0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002	-0,000	-0,000
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Ratio profesor/alumno		-0,240**	-0,240**	-0,203**	-0,246**	-0,102	-0,088
		(0,100)	(0,100)	(0,103)	(0,121)	(0,150)	(0,150)
Edad media del profesor		-0,000	-0,000	0,001	-0,001	-0,001	-0,001
		(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)
% Alumnos inmigrantes en 6º curso			-0,000	-0,001	-0,001	-0,003**	-0,003**
			(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Log(renta del colegio)				-0,088	-0,091	-0,040	-0,038
				(0,061)	(0,066)	(0,078)	(0,078)
No. activ. AMPA / no. total de activ.					-0,108	-0,139	-0,138
					(0,083)	(0,094)	(0,095)
% Estudiantes con comedor escolar gratis						0,002*	0,002*
						(0,001)	(0,001)
% Estudiantes con necesidades educativas especiales						0,004**	0,004**
						(0,002)	(0,002)
Tamaño del colegio							0,002
							(0,002)
Tamaño del colegio al cuadrado							-0,000
							(0,000)
Constante	0,830***	0,865***	0,875***	1,665***	1,809***	1134	0,639
	(0,061)	(0,151)	(0,155)	(0,641)	(0,699)	(0,831)	(0,984)
Observaciones	3499	2036	2030	1924	1678	1306	1302
No, de colegios	1228	729	728	713	666	589	585
R-cuadrado	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03

Notas:

1. Errores estándar robustos entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Comunidad de Madrid
CONSEJERÍA DE EDUCACIÓN

CUESTIONARIO DEL ALUMNO
3º ESO • LENGUA

Clave del centro*: Número del alumno*: C D I

* La información de este recuadro debe ser cumplimentada por el centro. El resto del cuestionario, por el alumno.

1 Sexo: ○ Mujer ○ Varón

2 ¿En qué mes y año naciste?

Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○

1991	1992	1993	1994	1995	1996
○	○	○	○	○	○

3 ¿A qué edad empezaste a ir al colegio, escuela infantil o casa de niños (guardería)? (MARCA SÓLO UN CÍRCULO)

a) Antes de los 3 años ○
b) Entre los 3 y los 5 años ○
c) A los 6 años ○
d) A los 7 años o más ○

4 ¿Con quién vives habitualmente? (MARCA LAS RESPUESTAS QUE CREAS OPORTUNAS)

a) Madre ○
b) Padre ○
c) Con un solo hermano o hermana ○
d) Con más de un hermano o hermana ○
e) Otros familiares ○
f) Otras situaciones ○

5 ¿En qué país nacisteis tú y tus padres (o tutores)? (MARCA SÓLO UN CÍRCULO EN CADA COLUMNA)

	Tú	Madre/tutora	Padre/tutor
a) España	○	○	○
b) Ecuador	○	○	○
c) Rumanía	○	○	○
d) Marruecos	○	○	○
e) Colombia	○	○	○
f) Perú	○	○	○
g) Bolivia	○	○	○
h) Rep. Dominicana	○	○	○
i) China	○	○	○
j) Otros (Indica cuál o cuáles aquí debajo):			
+ Yo nací en...			
+ Mi madre/tutora en...			
+ Mi padre/tutor en...			

6 Si naciste en otro país, ¿cuántos años tenías cuando llegaste a España?

7 ¿Qué nivel de estudios más alto han alcanzado tu madre/tutora) y tu padre/tutor)? (MARCA SÓLO UN CÍRCULO POR COLUMNA)

	Madre/tutora	Padre/tutor
a) Universitarios	○	○
b) Bachillerato	○	○
c) Formación Profesional	○	○
d) Estudios obligatorios (ESO, EGB)	○	○
e) No acabó los estudios obligatorios	○	○

8 ¿Cuál es la profesión u ocupación principal de tu madre/tutora y de tu padre/tutor o la última que tuvo? (MARCA SÓLO UN CÍRCULO POR COLUMNA)

	Madre/tutora	Padre/tutor
a) Militar	○	○
b) Dirige una empresa o trabaja en un Ministerio, en la Comunidad Autónoma o en el Ayuntamiento.	○	○
c) Profesional o técnico (por ej. profesor, científico, médico, ingeniero, abogado, economista, psicólogo, artista).	○	○
d) Secretaria	○	○
e) Trabaja en un restaurante o en hotel, policía, bombero, vendedor, dependiente de tienda, cajero.	○	○
f) Trabaja en la construcción, en mantenimiento o albañil.	○	○
g) Trabaja en una fábrica.	○	○
h) Trabaja en servicio doméstico, conserjería, vigilancia de seguridad, servicios de limpieza.	○	○

¿Por qué ha caído el premio salarial a la cualificación en España?[1]

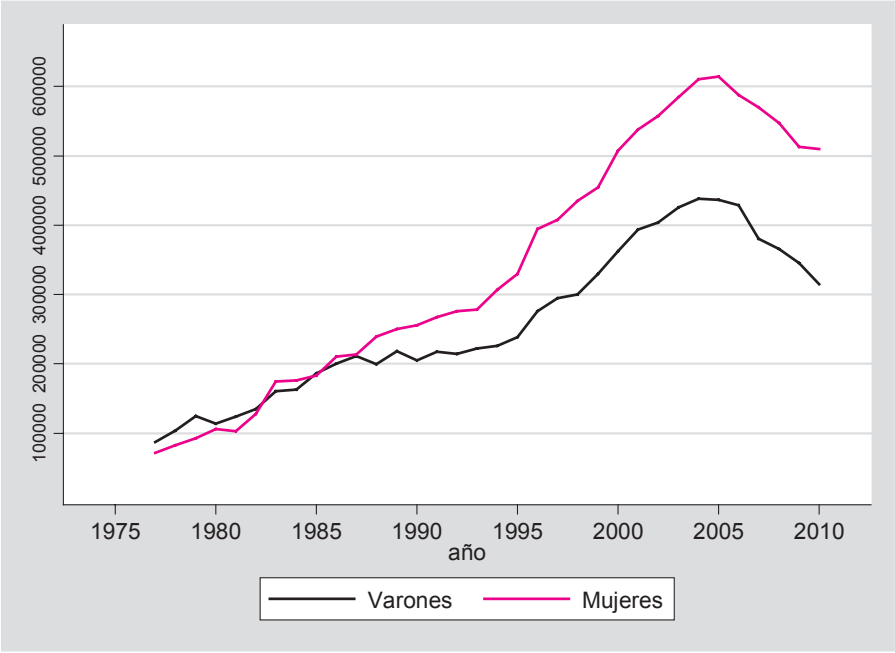
Florentino Felgueroso
Universidad de Oviedo y Fedea
Manuel Hidalgo
Universidad Pablo de Olavide
Sergi Jiménez-Martín
Universidad Pompeu Fabra y Fedea

1. Introducción

Las tres últimas décadas se han caracterizado por la incorporación masiva de jóvenes con estudios universitarios al mercado de trabajo español. Como se muestra en la Figura 1, entre 1977 y 2010, el número de hombres y mujeres de 25 a 29 años con titulación universitaria se ha multiplicado por 4,5 y 6, respectivamente. El momento más importante de este auge coincidió con la salida de las generaciones del primer baby-boom a mediados de los noventa y siguió creciendo en la primera parte de la presente década, a pesar de la disminución del tamaño de las cohortes nacidas después de 1975. Sólo desde el 2005, esta caída demográfica tan intensa ha comenzado a generar, a su vez, una disminución de la tasa de crecimiento de titulados universitarios.

1. Agradecemos a Libertad González por sus comentarios enriquecedores y al Ministerio de Ciencia e Innovación por su apoyo financiero con los proyectos ECO2008-06395-C01 y C05.

Figura 1: Titulados universitarios de entre 25-29 años por sexo (1977-2010)



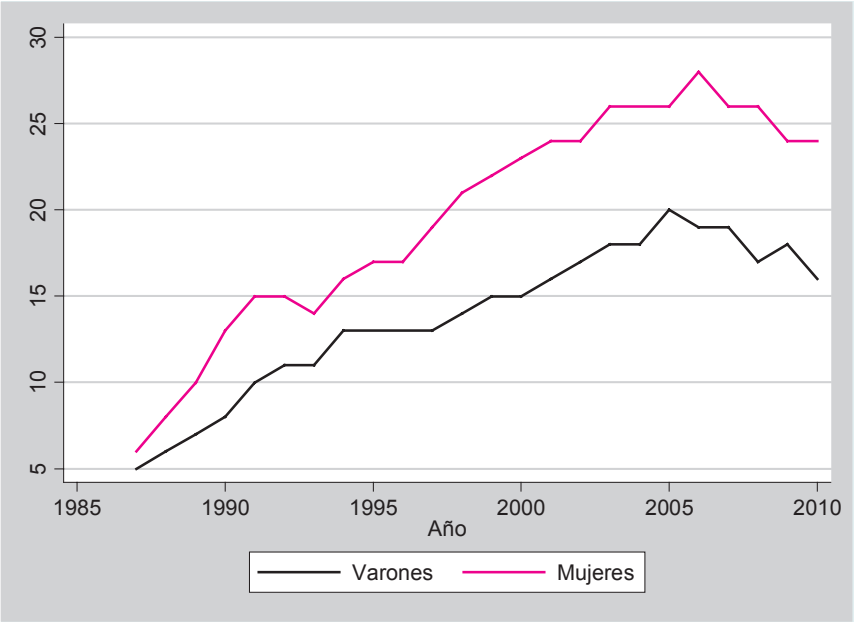
Fuente: EPA, segundos trimestres (EPA, INE)

La evolución del premio salarial a la cualificación (PSC en adelante) en España ha sido ampliamente estudiada en los últimos años[2]. Existe un consenso bastante generalizado de que este importante incremento en la oferta de trabajo de titulados universitarios se ha visto acompañada por una disminución del rendimiento de la educación y, por lo tanto, del PSC. Felgueroso y Jiménez-Martín (2009) muestran que una parte significativa de esta caída se puede explicar por el aumento continuo del desajuste ocupacional entre los profesionales titulados en la universidad durante las dos últimas décadas, esto es, por un aumento de la proporción de titulados que trabajan en empleos para los que está sobre-educados. Sin embargo, este fenómeno sólo explicaría una parte de dicha caída. En efecto, el premio salarial de los titulados que trabajan en empleos que si se ajustan a su nivel educativo también habría disminuido desde mediados de los años 90.

2. Por ejemplo, Abadie (1997), Arellano, Bentolila y Bover (2001), Del Río y Ruiz-Castillo (2001), Febrer y Mora (2005), Izquierdo y Lacuesta (2007), Carrasco, Jimeno y Ortega (2008), Simón (2009), Felgueroso y Jiménez-Martín (2009), Pijoan y Sánchez (2010) y Hidalgo-Pérez (2010).

Adicionalmente, durante este período, el mercado de trabajo español se ha caracterizado por una elevada tasa de temporalidad para todas las edades y niveles educativos. Sin embargo, si hay otro hecho que destaca es el aumento de esta tasa entre los titulados universitarios, en especial, entre los de edad intermedia (véase Figura 2).

Figura 2: Tasa de temporalidad de los titulados universitarios 30-44 años (1987-2009)



Fuente: EPA, segundos trimestres (EPA, INE)

La sucesión de contratos temporales y despidos en el inicio de las carreras laborales de los titulados universitarios y el mantenimiento de un nivel de rotación laboral elevado hasta llegar a esta edad, también podría explicar parte de la caída del rendimiento salarial del capital humano, tanto el genérico, en forma de experiencia laboral, como el específico, a través de la antigüedad en las empresas. De esta forma la caída del PSC no sólo se podría explicar por el desajuste ocupacional sino también por una excesiva rotación laboral involuntaria.

Los estudios nacionales y las comparaciones internacionales sobre el rendimiento de la educación y la experiencia aportan evidencia muy variada. Para los EE.UU. Reino Unido y Canadá, el premio salarial a la educación y las diferencias salariales en general han crecido continuamente

desde mediados de los años ochenta. Alternativamente, para los países de la Europa continental la evidencia apunta a la estabilidad o, en algunos casos, a la caída en el premio salarial[3]. Las causas de la tendencia divergente de la desigualdad salarial y la PSC entre los EEUU y Europa también han sido ampliamente estudiadas. Diversos estudios señalan, además de a las diferencias en tasas de crecimiento de la demanda y oferta relativa de trabajadores cualificados, a las instituciones del mercado de trabajo como una de las causas por las que la desigualdad salarial haya aumentado en menor medida Europa[4]. En este sentido, España se ha caracterizado no sólo por un sistema rígido de determinación de los salarios, sino también por una regulación que favorece los contratos temporales y la rotación involuntaria.

Así, en el caso español, cualquier explicación sobre la evolución del rendimiento de la educación universitaria debe tener en cuenta dos factores básicos. Por un lado, el efecto del rápido incremento en la oferta de titulados. Por otro lado, la regulación del mercado de trabajo. En cuanto al primer factor, el espectacular aumento del nivel medio educativo de las sucesivas cohortes de entrantes en el mercado de trabajo no parece haberse ajustado a la demanda de cualificaciones, afectando negativamente a los rendimientos de la educación[5]. Por otra parte, la literatura económica sobre los efectos de los cambios en los tamaños de las cohortes en el mercado de trabajo[6] también ofrece una explicación de los efectos que conllevan aumentos importantes de la oferta de titulados universitarios en las primas salariales.

Partiendo de la hipótesis de que trabajadores con diferentes niveles de experiencia en el mercado de trabajo son sustitutos imperfectos en la producción, pero que las personas nacidas en el mismo grupo de edad son, a su vez, sustitutos perfectos, un aumento del tamaño de una cohorte de

3. Véanse por ejemplo, los trabajos de Freeman y Katz (1995); Nickell y Bell (1995); Katz et al. (1995), y Acemoglu (2003). En España, los datos de la Encuesta de Estructura Salarial muestran que, entre 1995 y 2006, los salarios brutos relativos entre los percentiles 90 y 10 se han reducido de 4,2 a 3,3 para los varones que trabajan a tiempo completo, con una disminución media anual de 0,48%. Esta caída del PSC es mucho mayor que la observada en otros países (por ejemplo en Francia, -0,11%) o, simplemente, ha ido en dirección opuesta (Suecia, 0,08%, 0,19% Reino Unido, EE.UU. 0,20%).

4. Véanse, por ejemplo, Nickell y Bell (1995) o Acemoglu (2003)

5. En esta línea, Naylor y Smith (2009) muestran que la asimetría en la distribución de habilidades ha sido un factor determinante del impacto de la expansión de postgrado en el PSC en Gran Bretaña.

6. Ver, por ejemplo, Welch, (1979), Murphy y Welch (1992), Freeman (1979), Berger (1985) or Card y Lemieux (2001).

jóvenes implicaría un deterioro de sus salarios. Cuanto menor sea el grado de sustitución entre los trabajadores con distintos niveles de experiencia, es decir pertenecientes a cohortes diferentes, mayor es el cambio salarial resultante de un cambio dado en la oferta relativa. Además, un aumento en el nivel educativo de las cohortes más jóvenes, combinada con una elevada protección institucional del empleo de las cohortes de más edad, también reduciría el grado de sustitución entre ambos tipos de cohortes[7]. Una cuestión clave en esta literatura es comprobar si la reducción de los salarios relativos por pertenecer a una cohorte de mayor tamaño que las de más edad se concentra en los primeros años de las carreras de los trabajadores o, por el contrario, persiste a lo largo de la vida laboral de estas cohortes. Cuánto más rígidas sean las instituciones laborales, en especial las relativas a la regulación contractual, también deberían ser más duraderos los efectos de los cambios en los tamaños de las cohortes.

El objetivo principal de este trabajo es investigar los factores explicativos de la disminución continua de la PSC observada en España a lo largo de las dos últimas décadas. En particular, intentamos responder a tres preguntas: ¿cuál es el papel del ajuste ocupacional y de los cambios en la experiencia laboral y la antigüedad en las empresas en la evolución del PSC? ¿Cuánto de la caída del PSC se debe a factores demográficos y cuánto al mercado de trabajo? ¿En qué medida los efectos de los cambios en los tamaños de las cohortes son sólo iniciales (en el inicio de las carreras laborales) o persistentes (perduran a lo largo de las vidas laborales)?

Con el fin de arrojar algo de luz a estas preguntas, estimamos ecuaciones salariales individuales para el período 1988-2008. La relación entre los salarios y el capital humano generado por la educación, la experiencia laboral y la antigüedad en la empresa es un área de la Economía Laboral que aún sigue en desarrollo centrada en resolver problemas econométricos considerables de variables omitidas, selección y endogeneidad.

Para hacer frente a estos problemas, partimos del modelo econométrico propuesto por Dustman y Meghir (2006), y estimamos ecuaciones de salarios controlando por distintos niveles de cualificación y experiencia. Nuestra evaluación principal de la PSC se basará en la comparación de los niveles salariales entre trabajadores con titulaciones universitarias y aquellos con estudios básicos correspondientes, como máximo, a la primera etapa de la educación secundaria. Alternativamente, también utilizamos una definición de cualificación basada en los grupos de

7. Véase Brunello (2007) para un análisis empírico de la relación entre salarios, tamaños de las cohortes y regulación de la protección del empleo en los países de la UE15.

cotización a la Seguridad Social. Por otra parte, consideramos tres tipos de experiencia: la experiencia general adquirida a lo largo de la vida laboral del trabajador, la experiencia específica del sector y la experiencia específica en la empresa.

Nuestra fuente de datos principal es la Muestra Continua de Vidas Laborales 2008 (MCVL), una base de datos construida con historias laborales procedentes de los registros de la Seguridad Social española y características de los trabajadores incluidas en censos y padrones municipales. Aunque disponemos de datos sobre bases de cotización mensuales desde 1981 hasta 2008, restringimos el análisis econométrico de los varones de 30 a 44 (y 30 a 54) en el período 1988-2008. La razón para centrarnos en este período y este colectivo reside en que los datos retrospectivos a un período más amplio adolecen de problemas de representatividad, en especial para las personas de más edad. Del mismo modo se excluyen las mujeres del análisis porque la jornada laboral no puede ser identificada con la precisión deseada en la MCVL. Finalmente, las estimaciones de salarios realizadas aquí se basan en bases de cotización, siendo así una versión censurada de los salarios. Para hacer frente a este problema, usamos el procedimiento propuesto por Boldrin et al (2004), recuperando la información de salarios sin censura mediante la predicción a partir de aquellos no censurados.

El resto del artículo se estructura de la manera siguiente. En la sección 2 se describen las principales tendencias del premio salarial a la cualificación en las últimas tres décadas en España, revisando la evidencia empírica existente y ofreciendo un primer análisis descriptivo de los resultados obtenidos con la MCVL. En la sección 3, se analiza la evolución de tres determinantes potenciales de estas tendencias: la evolución del desajuste ocupacional, la experiencia laboral y la antigüedad para cada nivel educativo. En la sección 4, se presentan el modelo econométrico y los datos. En la sección 5 se comentan los principales resultados obtenidos de las regresiones y en la sección 6 presentamos una descomposición del premio salarial a la cualificación. Finalmente, la sección 6 se dedica al resumen y a las conclusiones de este trabajo.

2. El rendimiento de la educación en los salarios en España, 1982-2008

2.1. La evidencia empírica disponible para España

En España existen cuatro fuentes de datos que permiten analizar la evolución de las diferencias salariales por niveles de cualificación a

lo largo del tiempo: la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), la Encuesta de Estructura Salarial (EES) y los registros procedentes de la Seguridad Social. Son ya numerosos los estudios que han utilizado alternativamente dichas fuentes, obteniendo resultados diversos. Resumimos a continuación los principales resultados obtenidos para cada una de estas fuentes.

Abadie (1997) y Del Río y Ruiz-Castillo (2001), y más recientemente, Hidalgo-Pérez (2010) y Pijoan y Sánchez (2010) han analizado la evaluación de la desigualdad salarial utilizando la ECPF. Abadie (1997) documenta una caída del rendimiento de la educación durante la década de los 80, en especial, en la parte inferior de la distribución salarial para los trabajadores más jóvenes con educación secundaria, y en la parte superior para los trabajadores de edad avanzada. Del Río y Ruiz-Castillo (2001) muestran que la desigualdad de ingresos cayó de forma constante desde mediados de los años 70, y que el rendimiento de la educación experimentó una tendencia decreciente en los años ochenta y noventa. En esta misma línea de resultados, Hidalgo-Pérez (2010) encuentran que el premio salarial a la educación cayó un 1,52% durante los años 80 y un 0,92% durante los años 90. Argumentan que una parte sustancial de estas reducciones se debieron al aumento relativo en la oferta de trabajadores con nivel educativo superior, manteniéndose la demanda relativa de cualificaciones estable a lo largo estas dos décadas. Pijoan y Sánchez (2010) combinan los datos de la ECPF con los del PHOGUE llegando a la conclusión de que el premio salarial a la educación universitaria se ha mantenido estable hasta mediados de los 90, para luego disminuir de 1,57 a 1,47 hasta finales de esta década, constituyendo uno de las causas principales de la reducción de la desigualdad de ingresos en España. El rendimiento de la experiencia laboral, por su parte, permaneció casi constante a partir de mediados de los 90. Argumentan que el efecto composición es importante para explicar estos fenómenos, en especial, los cambios en la distribución del empleo de trabajadores con título universitario por edad y sexos. Además, parte de la caída del premio a la educación universitaria también se debió a la reducción de la tasa de paro, al generar un aumento sustancial de los ingresos en la cola inferior de la distribución de salarios.

Otro grupo de estudios han utilizado las variaciones salariales reportadas en la Encuesta de Estructura Salarial (EES) entre los años en los que se realizó dicha encuesta: 1995, 2002 y 2006. Izquierdo y Lacuesta (2007) muestran que los cambios en el rendimiento de la

educación y la experiencia en la empresa explican parte de la disminución de la desigualdad salarial en España, por contra las variaciones en las características de los trabajadores actuaron en dirección contraria, aumentando la desigualdad. Carrasco, Jimeno y Ortega (2008) analizan la contribución de la inmigración a los cambios observados en la distribución salarial española, encontrando que los efectos de la inmigración en los cambios salariales han sido pequeños, llegando a la conclusión de que la inmigración no afectó negativamente a la evolución de los salarios. Por el contrario, Simón (2009), aprovechando la posibilidad del emparejamiento de datos de empresas y trabajadores que permite la EES, llega a la conclusión de que la mayor parte de los cambios salariales observados se puede explicar por los cambios en las características de ambos. Por último, Felgueroso y Jiménez-Martín (2009) analizan el papel de la sobre-educación en el premio salarial a la educación y encuentran que éste ha caído, al menos desde mediados de los 90, no sólo porque haya aumentado la proporción de empleados con educación superior que no estén bien ajustados ocupacionalmente, sino que también ha caído el premio salarial entre los que están bien ajustados.

Arellano, Bentolila y Bover (2001) utilizaron por primera vez una muestra de registros de la Seguridad social para analizar las tendencias de las diferencias salariales en España. Su estudio se centra en el comportamiento de los rendimientos a la cualificación (grupos de cotización y experiencia) a lo largo de los años 80. Encontraron que en las empresas medianas y grandes estos rendimientos aumentaron, mientras que en las pequeñas empresas permaneció prácticamente inalterado.

En resumen, aunque no hay un consenso claro sobre la evolución del premio salarial a la cualificación en los años 80, la mayoría de los estudios, independientemente de la fuente de datos utilizada, apuntan a una caída del mismo desde mediados de los 90.

2.2. Estimación del premio salarial a la cualificación con los historiales de vidas laborales

El objetivo principal de esta sección es documentar las tendencias de la PSC en España con datos de la Muestra Continua de Vidas Laborales del año 2008 (en adelante, MCVL2008). Esta base de datos proporciona los historiales laborales para una muestra del 4% de las personas que tuvieron algún tipo de "relación" con la Seguridad Social en el año 2008. Además, estos datos han sido cruzados con los procedentes del Censo,

proporcionando información complementaria y clave para el estudio de las diferencias salariales, tal el nivel educativo[8].

En la actualidad, la MCVL2008 es la única fuente disponible en España para realizar un estudio longitudinal de la evolución de la PSC con datos anuales y para un período de dos o más décadas. Sin embargo, su uso también presenta limitaciones notables que tienen que ser cuidadosamente consideradas para delimitar el tipo de personas y el período que puede ser objeto de análisis. Estas limitaciones son de tres tipos: el desgaste de la muestra, la información incompleta o inexistente y la censura de los salarios.

2.2.1 El desgaste

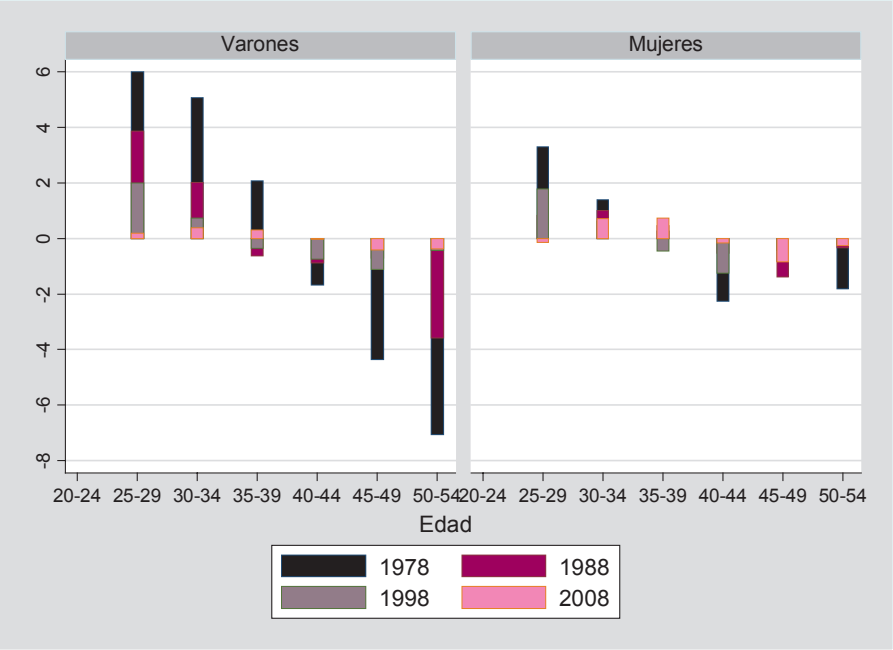
El primer problema importante es el desgaste de la muestra. Cuando se crea un panel de datos individuales a partir de una extracción de personas dadas de alta en un momento puntual, varias personas que estarían incluidas en la muestra si la extracción se hubiera producido en un momento previo, habrán salido de la misma por dejar de tener relación con la Seguridad Social (por ejemplo, por fallecimiento o por pasar a la inactividad sin percibir prestaciones sociales). A medida que avanzamos en el tiempo, la probabilidad de que esto ocurra aumenta, empeorando la representatividad de la muestra.

Aunque tenemos información retrospectiva para los pensionistas actuales, no tenemos información para aquéllos que han contribuido en el pasado y ya han fallecido. Teniendo en cuenta el hecho de que la esperanza de vida varía con el sexo, la educación y la región, retroceder en exceso en el tiempo puede causar problemas importantes de selección en la muestra. Otra causa potencial de desgaste es la participación laboral a una edad temprana combinada con el abandono de la actividad laboral en edad avanzada, lo cual era usual entre las mujeres pertenecientes a las generaciones de más edad. En consecuencia, la información de las mujeres en edades más tempranas está condicionada a la participación continua, lo que está a su vez condicionada por las características individuales como la educación. En este sentido, las mujeres con salarios bajos tienen más probabilidades de abandonar el mercado laboral a edades más avanzadas, lo que puede infravalorar la estimación retrospectiva de la PSC para este colectivo.

8. Véase García-Pérez (2008) para una descripción detallada de la MCVL.

Para evaluar la representatividad de la MCVL en momentos alejados de la extracción en el año 2008, la Figura 3 presenta la evolución de la proporción de asalariados para cada sexo y grupo de edad usando la información de la MCVL 2008 y la EPA. Inesperadamente, la distribución del empleo masculino tiene un sesgo mayor con respecto a la EPA que la distribución femenina, especialmente entre los más jóvenes y los de más edad. Esta discrepancia se reduce a medida que avanzamos en el tiempo, siendo prácticamente inexistente en los últimos años y, en todo caso, es muy pequeña para los hombres de edad de 30-49 desde 1988.

Figura 3: Las diferencias en los pesos de los grupos de edad entre la MCVL y las encuestas de población activa por sexo (obreros, con edades entre 25-54 años)



Nota: *% grupo de edad/asalariados de 25-54 años en la MCVL - % grupo de edad/asalariados de 25-54 años en la EPA. Fuentes: MCVL 2008 y la EPA (2 º trimestre de 1978, 1988, 1998 y 2008)*

2.2.2 Información incompleta

El segundo problema al que nos enfrentamos para calcular el PSC con los datos de la MCVL es que la información sobre la educación obtenida de censos y padrones municipales fue actualizada por última vez en 2001. Por este motivo, los niveles educativos no serían los adquiridos realmente para las cohortes más jóvenes. Para estos colectivos, la revisión de la información del censo de población debería estar relacionada con la movilidad residencial, correlacionada, a su vez, con el nivel educativo y con características no observables. Este problema restringe las cohortes de edad que pueden ser incluidas en el panel.

Por otra parte, también se dispone otra variable relacionada con la cualificación: los grupos de cotización. Los dos primeros grupos se refieren a los titulados universitarios. Sin embargo, esta definición alternativa tampoco está exenta de problemas: en el primer grupo también se incluye al personal directivo, que no necesariamente tienen estudios universitarios. Además, también podemos encontrar titulados universitarios en grupos de cotización inferiores debido al fenómeno de la sobre-educación.

Debido a estos problemas, nuestra evaluación principal de la PSC se restringirá a las personas de 30 o más años. Adicionalmente, el problema de imprecisión sobre el nivel educativo, consiste en que desconocemos qué jóvenes con nivel de bachiller o similar han llegado a alcanzar un nivel educativo superior con posterioridad al 2001. Por ello, centraremos nuestro análisis en la comparación entre personas con nivel educativo bajo (similar o menor que la ESO) y nivel educativo alto (universitarios), descartando incluir aquellas personas para los que la MCVL indique que han alcanzado un nivel intermedio (bachiller o similar). También analizamos las diferencias salariales entre grupos de cotización altos (1 y 2) y grupos de cotización bajos (9 y 10). Finalmente, aquellos titulados universitarios que trabajen en los dos primeros grupos de cotización se considerarán “bien ajustados” o “ajustados”, mientras que los demás se considerarán “mal ajustados” o “desajustados”.

Otro problema potencial se refiere a los cambios producidos a lo largo de los episodios laborales, tales como los de grupo de cotización o jornada laboral, para los que tampoco se dispone de información cuando son numerosos. El primer caso representa un porcentaje reducido de los registros (un 3%). Por el contrario los cambios de jornadas podrían tener

una incidencia mayor, en especial en el caso de las mujeres. Ésta es una de las principales razones para centrar nuestro análisis econométrico en los varones y para utilizar salarios mensuales en lugar de salarios por hora.

2.2.3 Salarios censurados

Por último, el tercer problema es la censura de los salarios en la MCVL. Éstos se calculan a partir de las bases de cotización acotadas por mínimos y máximos. La base mínima es igual al salario mínimo interprofesional; corresponde, por lo tanto, a una censura de la distribución de salarios latentes, pero no de la de salarios reales. Por el contrario, las bases máximas sí que ocultan la parte alta de la distribución salarial, pudiendo afectar a un porcentaje considerable de registros, en función del colectivo que se desee analizar. La censura es especialmente importante para los hombres en ocupaciones cualificadas (grupos de cotización 1 y 2) y también para las personas con educación universitaria. Para los trabajadores mayores de 45 años en los grupos de cotización más elevados, la censura puede incluso afectar a la mediana, lo que plantea graves dificultades para los métodos de estimación cuantílica.

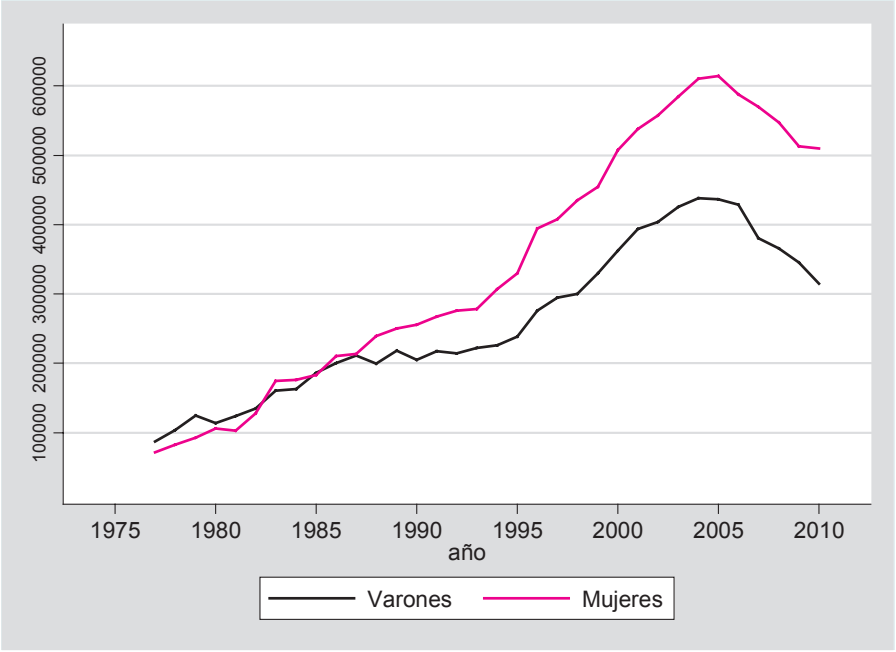
Al igual que en otros trabajos que utilizan datos similares (véase Hanoch y Honig, 1985, Bover et al., 2001 o Bonhomme y Hóspido, 2009), hemos corregido la censura por medio de métodos econométricos. En concreto, como en Boldrin et al. (2004) utilizamos un método Tobit que se detalla en el Anexo A.

3.3 Evolución del PSC para el 1982-2008

Teniendo en cuenta estas limitaciones, en la Figura 4 se presentan las diferencias salariales en porcentaje entre las medias y las medianas, una vez corregida la censura, para los distintos tipos de cualificación (por nivel educativo y grupo de cotización) y distinguiendo por sexos, con y sin ponderación (utilizando los pesos obtenidos de la EPA) para los asalariados de 25 a 54 años de edad.

La primera observación relevante es que la ponderación no afecta al premio salarial. Por consiguiente, el problema de desgaste de la muestra comentado con anterioridad puede ser menos relevante de lo que inicialmente se esperaba. En cualquier caso, las desviaciones más grandes se observan para las mujeres antes de mediados de los 90. La segunda observación importante es que los patrones del premio salarial son similares tanto si se utiliza la media como la mediana.

Figura 4: Premio salarial a la cualificación por año y sexo: diferencias entre los salarios medios y medianos de trabajadores de alto vs bajo nivel educativo, y las ocupaciones de alta baja cualificación (asalariados de 25-54 años, 1982-2008)



Nota: *trabajadores de alto nivel educativo: titulados universitarios; trabajadores de bajo nivel educativo: enseñanza secundaria obligatoria o menos; ocupaciones de alta cualificación: grupos de cotización 1 y 2; ocupaciones de baja cualificación: grupos de cotización 9 y 10. PSC medido como diferencias % en las medias y las medianas de salarios mensuales. Fuente: MCVL de 2008*

Volviendo a la evaluación del premio salarial utilizando los niveles educativos, se observa un importante incremento de éste en los años 80 seguido por una disminución continua desde principios de los años 90 (superior a 25 pp) para los hombres. Para las mujeres también se observa un aumento en los años 80 manteniéndose estable desde entonces. Además, el premio obtenido por grupos de cotización es sustancialmente mayor que el obtenido por niveles educativos. Para los hombres, la media y la mediana son casi iguales y aumentan hasta 1997, para caer a partir de entonces. Para las mujeres, la evolución del premio por grupos de cotización es muy similar a la descrita por niveles educativos: se produce un aumento en los años 80, seguido de una estabilización en las dos siguientes décadas.

En este punto del análisis resulta útil comparar el premio salarial obtenido a partir de la MCVL con la que podemos obtener a partir de fuentes alternativas como la Encuesta de Estructura Salarial (EES). En la Tabla 1 se presenta el premio salarial por nivel educativo utilizando los salarios promedio mensuales y por hora trabajada para la primera y última ola de la EES (1995 y 2006). De esta comparación se pueden extraer las siguientes conclusiones: en primer lugar, el premio salarial en términos mensuales obtenido a partir de la EES es bastante mayor que el de la MCVL para los hombres que para las mujeres. Una posible explicación de estas diferencias en el PSC es que la EES incluye complementos salariales variables que afectan en mayor medida al salario total de los varones.[9] En segundo lugar, también observamos que la evolución del premio es bastante similar en las dos fuentes cuando se utilizan los salarios mensuales: para los varones, una caída, mientras que para las mujeres se mantiene relativamente estable. Por el contrario, con la EES se observa una caída del PSC calculado con los salarios por hora trabajada, lo cual puede deberse a cambios en la distribución entre empleo a tiempo completo y parcial en las mujeres, difíciles de identificar con la MCVL.

Tabla 1: Estimación de la PSC por grupos de educación usando la MCL y la EES (asalariados entre 25-54 años, 1995 & 2006)

		1995	2006
Salarios mensuales (MCVL)			
	Varones	88.4	69.1
	Mujeres	77.3	75.2
Salarios mensuales (EES)			
	Varones	107.7	94.9
	Mujeres	83.3	86.7
Salarios hora (EES)			
	Varones	112.9	94.0
	Mujeres	80.2	64.3

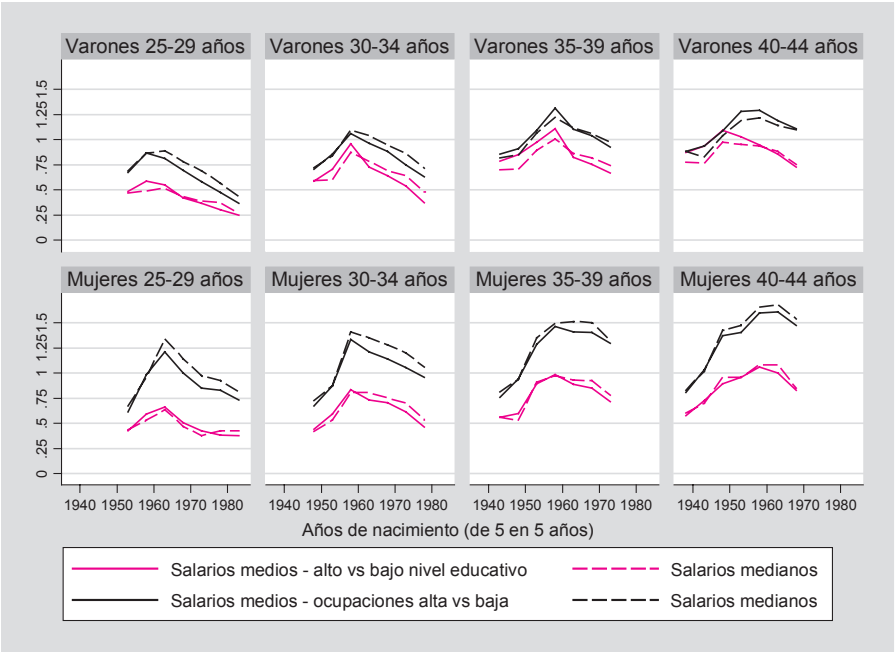
Fuente: Encuesta de estructura salarial (EES, 1995 y 2006) y MCVL (2008)

9. Sobre este tema, véase De la Rica et al., Dolado & Vegas (2010)

Evolución del PSC por cohortes

La Figura 5 muestra la evolución del premio por edad, cohorte y género. Una vez más se observa un patrón similar, ya sea comparando grupos de educación o cualificación. También podemos llegar a dos conclusiones: en primer lugar, el premio salarial en las edades de entrada al mercado de trabajo se ha reducido para las cohortes nacidas en los primeros años de la década de los 60 (con entrada al mercado de trabajo después de 1985). En segundo lugar, si bien el premio aumenta con la edad para todas las cohortes, aquellas que han experimentado una caída del premio en entrada, también mantienen esta caída en edades más avanzadas.

Figura 5: PSC por edad, años de nacimiento y sexo: diferencias en los salarios medios y medianos entre trabajadores con alta y baja educación y entre ocupaciones de alta y de baja cualificación (asalariados de 25-44 años, 1982-2008)



Nota: *trabajadores de alto nivel educativo: titulados universitarios; trabajadores de bajo nivel educativo: enseñanza secundaria obligatoria o menos; ocupaciones de alta cualificación: grupos de cotización 1 y 2; ocupaciones de baja cualificación: grupos de cotización 9 y 10. PSC medido como diferencias % en las medias y las medianas de salarios mensuales. Fuente: MCVL de 2008.*

Por otra parte, la evolución distinta de las diferencias del premio por sexo se debería a un retraso en la caída del premio para las mujeres. Para las mujeres se observa un aumento sustancial del premio para las nacidas entre 1963 y 1967, mientras que para las nacidas después de 1967, se observa una pequeña disminución del premio en todas las edades. Por el contrario, en el caso de los varones, la caída del premio se inicia para las cohortes nacidas entre 1958-1962.

3. Desajuste ocupacional, experiencia y antigüedad

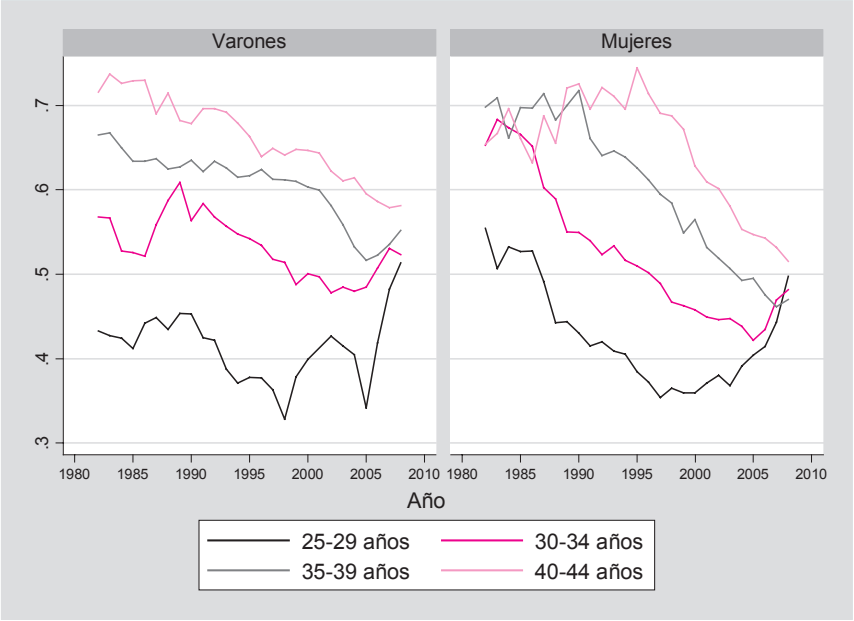
En esta sección se documenta la evolución de los dos mecanismos que creemos ayudan a explicar las tendencias recientes del premio salarial en España: la disminución de la proporción de titulados universitarios empleados en ocupaciones ajustadas a su nivel educativo y los cambios en la experiencia y la antigüedad originados por el aumento de la temporalidad de los empleos de los titulados universitarios.

3.1. El desajuste ocupacional

Una característica importante del mercado de trabajo español es el considerable desajuste ocupacional de su titulados universitarios, definido como aquellos titulados superiores o diplomados que están trabajando en ocupaciones que no requieren este nivel de cualificación. Este fenómeno se produce con mayor o menor intensidad en todos países de la OCDE, pero ninguno alcanza o ha alcanzado tasas de desajuste tan elevadas como España.[10] Recientemente, Felgueroso y Jiménez-Martín (2009) mostraron que la proporción de graduados desajustados ha crecido de forma continua en España, al menos desde mediados de los años 90. La Figura 6 presenta nueva evidencia sobre este desajuste obtenida a partir de la MCVL. Representa la proporción de titulados que trabajan en los grupos 1 y 2 de la Seguridad Social, es decir, en grupos reservados a universitarios y directivos. Como se puede observar fácilmente, esta fracción ha ido disminuyendo de forma continua desde principios de los 90 para todos los grupos de edad y género. El cambio de tendencia que parece producirse en años recientes se podría explicar, en primer lugar, por la caída en el número absoluto de titulados jóvenes, y en segundo lugar, como se muestra en Felgueroso y Jiménez-Martín (2009) por la crisis actual, dado que el aumento de la tasa de paro están afectando en mayor medida a las personas con desajuste ocupacional.

10. Sobre el desajuste ocupacional y la sobre-educación en España véanse Dolado et al. (2000a y 2000b), Felgueroso y Jiménez-Martín (2009) y García Montalvo y Peiró (2009)

Figura 6: Porcentaje de trabajadores ajustados (no sobre-educados) por edad y sexo (titulados universitarios, 1982-1988)



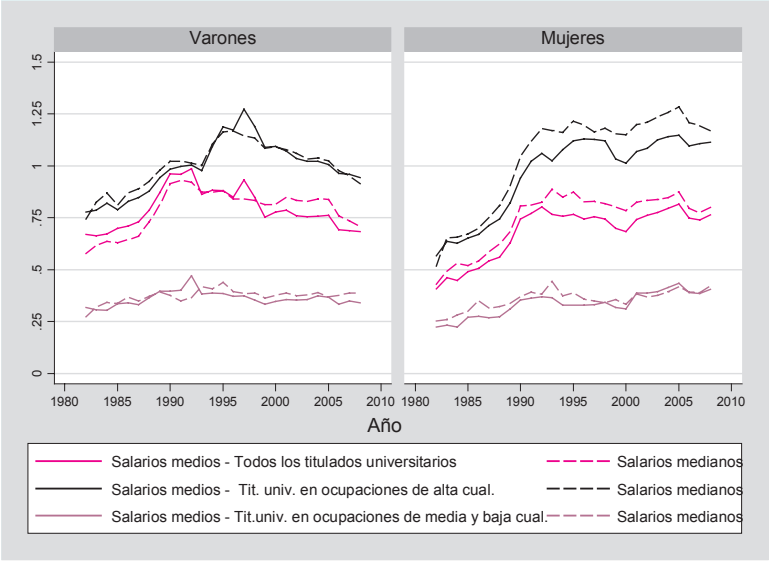
Nota: *trabajadores ajustados: titulados universitarios en ocupaciones de alta cualificación. Fuente: MCVL de 2008.*

¿Cómo afecta el desajuste ocupacional al PSC? La Figura 7 muestra que el premio salarial para los titulados desajustados se ha mantenido estable en el caso de los varones y ha aumentado ligeramente para las mujeres a lo largo de los últimos 25 años. Por otra parte, el premio salarial de los titulados ajustados aumentó considerablemente hasta 1997 y descendió desde entonces. Para las mujeres también se observa un aumento en los años ochenta seguido de un crecimiento leve. Así, la evolución negativa del premio salarial se podría explicar por la combinación de dos tendencias: el aumento de la proporción de titulados desajustados desde principios de los años 90 (efecto composición), y, adicionalmente, a partir de 1997, la disminución del premio para aquéllos que están bien ajustados.

Una exploración más detallada de los datos también revela un importante efecto composición por edades. La Figura 8 muestra que la disminución en el premio salarial se ha observado en ambos grupos:

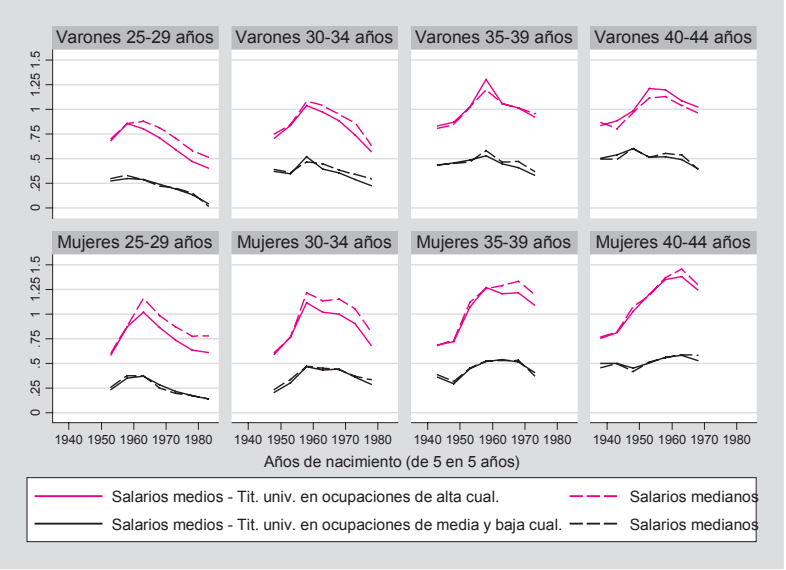
ajustados y no ajustados. En consecuencia, la estabilización del premio de los trabajadores desajustados para los hombres en su conjunto también tiene que explicarse por cambios en la composición de la población desajustada por edades.

Figura 7: PSC por género: trabajadores altamente educados en ocupaciones de alta, media y poca cualificación vs trabajadores poco educados (trabajadores de 25-54 años, 1982-2008)



Nota: Ocupaciones de alta cualificación: Grupos de cotización 1 y 2; ocupaciones de media y baja cualificación: grupos de cotización de 3 a 10. PSC medido como diferencia % en el salario medio. Fuente: MCVL de 2008.

Figura 8: PSC por edad y sexo: trabajadores altamente educados en ocupaciones de alta, media y poca cualificación vs trabajadores poco educados



Nota: *Ocupaciones de alta cualificación: Grupos de cotización 1 y 2; ocupaciones de media y baja cualificación: grupos de cotización 3 a 10. PSC medida como diferencias % en el salario medio. Fuente: MCVL de 2008.*

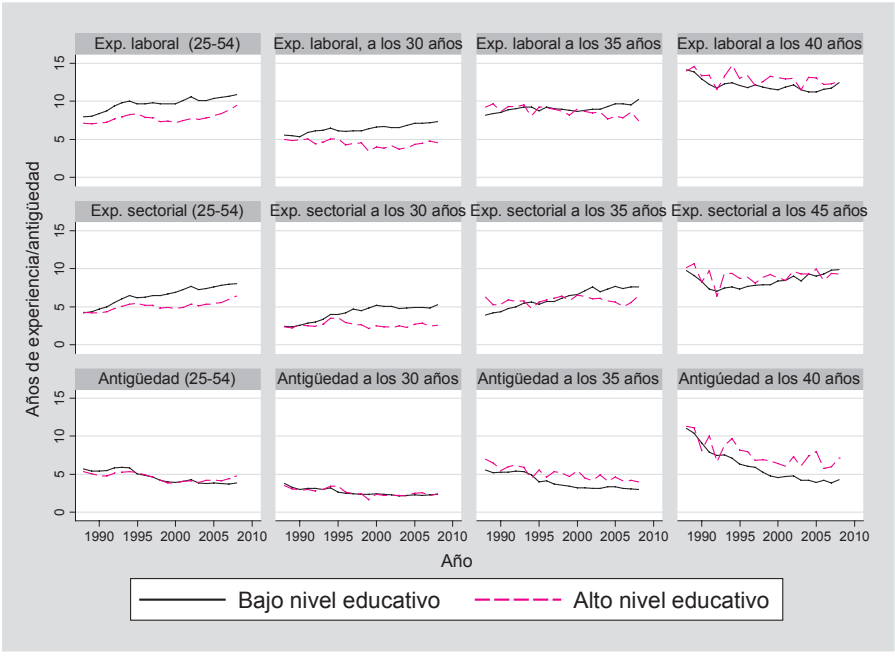
3.2 Experiencia laboral, sectorial y antigüedad en la empresa

Es bien sabido que el mercado de trabajo español se caracteriza por una elevada (y persistente) tasa de temporalidad que lleva, a su vez, a una rotación laboral involuntaria considerable[11]. Si bien siguen persistiendo diferencias en las tasas de temporalidad por niveles educativos y edades, tal como se mostró en la introducción, la tasa de temporalidad de los titulados universitarios hasta una edad intermedia ha explotado desde mediados de los años 90. Ya no se trata pues de un fenómeno que afecte sólo a su entrada en el mercado de trabajo, sino también a periodos intermedios de su carrera laboral. De este modo, las diferencias en tasa de temporalidad con otros niveles educativos se han ido reduciendo,

11. Sobre el tema de la temporalidad, sus causas y consecuencias socio-económicas, véanse los artículos de García-Pérez, Guël, De la Rica, Bentolila y Jansen, recopilados en el ebook de Fedea sobre la "Propuesta para la Reactivación Laboral", editado por Dolado y Felgueroso (2010).

pudiendo estar también en el origen de la caída de premio a la cualificación durante los últimos quince años, siempre que se haya reducido, a su vez, la acumulación de los distintos tipos de experiencia (la experiencia del mercado de trabajo, la experiencia en el sector y la antigüedad en la empresa)

Figura 9: Experiencia laboral, experiencia en el sector y antigüedad en la empresa por nivel de instrucción. Varones (1988-2008, con edades entre 25-54 años y 30, 35 y 40 años de edad)



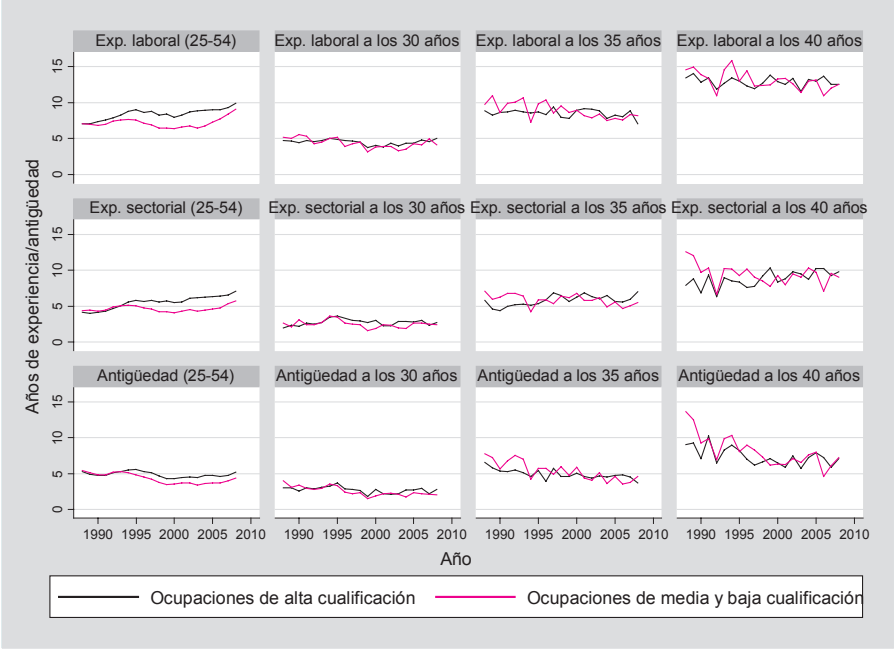
Nota: *trabajadores de alto nivel educativo: educación universitaria; trabajadores de bajo nivel educativo: estudios obligatorios como máximo. PSC medida como diferencias % en el salario medio. Fuente: MCVL de 2008*

La Figura 10 presenta las principales tendencias en la acumulación de experiencia laboral en el mercado de trabajo y en el sector de actividad, así como en la antigüedad en la empresa para los varones, por nivel educativo, para el grupo de 25 a 54 años y al alcanzar los 30, 35 y 40 años de edad. Nótese en primer lugar que, de forma agregada, las experiencias laboral y sectorial (en las dos primeras filas del gráfico) son mayores para los trabajadores de bajo nivel educativo frente a los de alto nivel

educativo, con una diferencia que disminuye progresivamente con la edad, hasta disiparse a los 40 años. Por otra parte, las diferencias antes de los 40 años han ido aumentando, en especial a lo largo de esta última década, debido a un aumento de las experiencias laborales y sectoriales de los menos educados y un estancamiento para los más educados.

Al menos, de esta forma descriptiva, no se observan diferencias por niveles educativos en la antigüedad en la empresa (fila inferior de la Figura 9) hasta los 30 años, aunque sí a partir de entonces, siendo mayor para los titulados universitarios. Por otra parte, para ambos niveles educativos, la antigüedad media se ha caracterizado por una tendencia decreciente desde mediados de los 90, es decir, por una mayor rotación.

Figura 10: Experiencia laboral, en el sector, y antigüedad en la empresa para los titulados universitarios por nivel de cualificación de la ocupación. Varones (1988-2008, con edades entre 25-54 años y con 30, 35 y 40 años de edad)



Nota: *Ocupaciones de alta cualificación: Grupos de cotización 1 y 2; ocupaciones de media y baja cualificación: grupos de cotización 3 a 10. PSC medida como diferencias % en el salario medio. Fuente: MCVL de 2008*

Finalmente, en la Figura 10, se realiza una comparación similar para los trabajadores con titulación superior en función de que estén ajustados o desajustados. Se observa una mayor experiencia laboral y sectorial de forma agregada para los titulados ajustados. Sin embargo, estas diferencias no son significativas al alcanzar los 30, 35 y 40 años, por lo que las diferencias agregadas también se podrían explicar por un efecto composición por edades. Tanto para los ajustados como para los desajustados, se constata una caída de la experiencia laboral y de la antigüedad en la empresa a partir de los 35 años, y un aumento de la experiencia sectorial de los ajustados también a partir de esta edad.

4. Estrategia econométrica: los rendimientos de la experiencia y de la antigüedad

La inclusión de la experiencia laboral y de la antigüedad en la empresa en una ecuación de salarios requiere hacer frente a una combinación de problemas econométricos de variables omitidas (habilidad), de endogeneidad y de selección muestral. Supongamos que nuestro objetivo es estimar la siguiente ecuación de salarios:

$$Lnw_{it} = \beta_1 X_{it} + \beta_2 T_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde X_{it} es la experiencia laboral y T_{it} es la antigüedad de trabajador i en el momento t.

La estimación directa de esta ecuación produce un sesgo en el coeficiente de la antigüedad bien conocido en la literatura[12]. Tres razones han sido esgrimidas para explicar este sesgo: en primer lugar, la experiencia es mayor en los empleos de más calidad y mayor salario; en segundo lugar, el aumento de la cualificación conlleva una mayor capacidad para mantener el trabajo, y, en tercer lugar, los trabajadores con mayor rendimiento de la experiencia son más propensos a participar en el mercado de trabajo[13]. Si estas aseveraciones son ciertas, entonces nos hemos de enfrentar a problemas de selección (con múltiples fuentes) que generan serias dificultades en la estimación de β_1 y β_2.

12. Véase, por ejemplo, Altonji y Shakotko (1987), Topel (1991) y Altonji y Williams (2005)

13. Esta causa última es especialmente relevante en los modelos de efectos aleatorios, ya que implican que los errores están correlacionados con dichos efectos (Dustmann y Meghir, 2006).

Topel (1991) demostró que es posible identificar estos dos coeficientes con la primera diferencia de (1). Concretamente, tomando la ecuación de crecimiento de los salarios:

$$\Delta Lnw_{it} = \beta_1 + \beta_2 + \Delta\varepsilon_{it} \qquad (2)$$

es evidente que para los trabajadores que continúan trabajando en la misma empresa $\Delta X_{it} = \Delta T_{it} = 1$, no siendo por lo tanto posible identificar ambos coeficientes para este colectivo, teniendo que contentarnos con una cota superior para β_1 para los recién incorporados. Teniendo en cuenta esta estimación de β_1, se puede identificar β_2 en (2). Sin embargo, esta estrategia puede sesgar al alza la estimación de β_2, cuando los trabajadores con mayor experiencia son propensos a una mayor movilidad voluntaria. En este caso, una parte sustancial de los salarios de entrada observados correspondería a un tipo de trabajadores que más se beneficiaría de los cambios de empleo. Por lo contrario, también es probable que la antigüedad en la empresa sea mayor para aquellos emparejamientos de más calidad entre trabajadores y empresas, y en este caso la estimación produciría un sesgo para los que no quieren salen beneficiados del cambio de empleo. Para evitar estos problemas, Dustmann y Meghir (2006, en adelante D&M) proponen limitar la estimación de la ecuación de salarios a los trabajadores desplazados (previamente despedidos de su anterior empleo por cierre de la empresa). Aun así, hay dos problemas adicionales que deben tenerse en cuenta. En primer lugar, la relación potencial entre la habilidad no observada y la experiencia observada, que puede sesgar a la baja el coeficiente estimado de la antigüedad en la empresa. Adicionalmente, también cabe esperar un sesgo de selección asociado con al hecho de que solamente observemos una fracción de trabajadores desplazados y que acepten una oferta.

Para limitar estos sesgos en la medida de lo posible, al igual que D&M, consideramos tres muestras: en primer lugar, la muestra de todos los emparejamientos entre trabajadores y empresas; en segundo lugar, la muestra de emparejamientos que se hayan creado durante el período objeto de estudio, y, por último, aquella correspondiente a emparejamientos creados después de que el trabajador haya experimentado un desplazamiento. En este trabajo, definimos trabajadores desplazados como aquellos que hayan perdido su trabajo como consecuencia de un ERE, por un fuerte ajuste de plantilla en su empresa (por encima del 10% de la fuerza laboral), o por el cierre de la empresa.

4.1 El modelo econométrico

Siguiendo a D&M, consideraremos dos grupos de trabajadores identificados por su nivel de educativo, alto ($a_i = 1$) y bajo ($a_i = 0$). Para cada uno de estos grupos, el salario puede ser descrito de la siguiente manera:

$$lnw_{iet} = ln\omega_t^a + g(T_{it}^G \mid a_i) + s(T_{it}^S \mid a_i) + e(T_{iet}^e \mid a_i) + \eta_{it} T_{it}^G + \varepsilon_{it} T_{it}^S + v_{iet} T_{iet}^e + m_{iet}, \quad (3)$$

donde $ln\omega_t^a$ es el rendimiento de la educación. $g(T_{it}^G \mid a_i) + \eta_{it} T_{it}^G$, $s(T_{it}^S \mid a_i) + \varepsilon_{it} T_{it}^S$ y $e(T_{iet}^e \mid a_i) + v_{it} T_{iet}^e$ son los rendimientos de la experiencia potencial, la experiencia en el sector y la antigüedad, respectivamente. Cada una de estas expresiones se compone de dos partes. La primera captura el efecto medio de experiencias sobre los salarios. La segunda, representada por $\eta_{it}, \varepsilon_{it}$ y v_{iet}, captura los rendimientos no observados de las experiencias individuales. Por último m_{iet} recoge la calidad del emparejamiento entre la empresa y el trabajador.

Los componentes de la experiencia en la ecuación (3) requieren el desarrollo de un modelo de rendimientos aleatorios para cada una de los tres tipos de experiencia: laboral o general, en el sector y la antigüedad la empresa.[14] En su estimación, D&M proponen utilizar la edad como instrumento para la experiencia potencial, y para la experiencia en el sector y la antigüedad, proponen el uso de funciones de control basados en los residuos de formas reducidas para la experiencia y la participación.

Supuestos del modelo y especificación empírica

Como en D&M, nuestro enfoque para la estimación de los rendimientos medios de la experiencia para los trabajadores se basa en los siguientes supuestos: en primer lugar, los trabajadores desplazados no pueden predecir el cierre de la empresa. En segundo lugar, tanto las empresas como los trabajadores tienen información perfecta sobre su relación desde el inicio. En tercer lugar, después de controlar por las características observables, las empresas no pueden diferenciar entre los trabajadores desplazados. Por último, la condición de rango está satisfecha. Téngase en cuenta que las condiciones tercera y cuarta nos permiten identificar la rendimiento medio de la antigüedad.

14. Este tipo de modelo ha sido ampliamente utilizado en la estimación de los retornos a la educación y/o experiencia (veánse Willis y Rosen, 1979; Heckman y Sedlacek, 1985; Heckman y Robb, 1985; Bjorklund y Moffit, 1987; Imbens y Angrist, 1994).

La implementación del modelo se inicia con la estimación de las formas reducidas de participación y experiencia en el inicio de la relación laboral. Estas formas reducidas buscan controlar los potenciales sesgos de selección que se han comentado anteriormente. Concretamente, estimamos:

$$T_{it}^{G} = \alpha_0^{aG} + \alpha_1^{aG} age_{it} + \alpha_2^{aG} c_{it} + \alpha_3^{aG} age_{it} c_{it} + ed_{it}^{'} \alpha_4^{aG} + (ed_{it}^{'} c_{it})^{'} \alpha_5^{aG} + x_{it}^{'} \xi^{aG} + v_{it}^{G}, \quad (4)$$

donde las variables *age, c* y *ed* son la edad de los trabajadores, su experiencia potencial y diversos indicadores de edad, respectivamente. En *x* se incluye el nivel de educación, un conjunto de indicadores de las condiciones económicas generales y regionales, y variables ficticias de años. Este tipo de especificación se utiliza igualmente para la participación laboral.

La segunda etapa consiste en utilizar los residuos v_{it}^{G} y v_{it}^{P} obtenidos de la estimación de las ecuaciones reducidas de la primera etapa, para controlar por la participación y experiencia en la ecuación de salarios:

$$\begin{aligned} lnw_{iet}^{a} &= \ln \omega_t^a + g(T_{it}^{G} \mid a_i) + s(T_{it}^{S} \mid a_i) + x_{it}^{'} \gamma^a + \\ &+ \delta_1^G \hat{v}_{it}^{G} + \delta_2^G c \hat{v}_{iit}^{G} + \delta_1^P \hat{v}_{it}^{P} + \delta_2^p \hat{v}_{it}^{P} + \\ &+ \gamma_1^G T_{it}^{G} \hat{v}_{it}^{G} + \gamma_2^G c_{it} T_{it}^{G} \hat{v}_{it}^{G} + \gamma_1^P T_{it}^{G} \hat{v}_{it}^{P} + \gamma_2^P c_{it} T_{it}^{G} \hat{v}_{it}^{P} + \\ &+ \kappa_1^G T_{it}^{S} \hat{v}_{it}^{G} + \kappa_2^G c_{it} T_{it}^{S} \hat{v}_{it}^{G} + \kappa_1^P T_{it}^{S} \hat{v}_{it}^{P} + \kappa_2^P c_{it} T_{it}^{S} \hat{v}_{it}^{P} + e_{it}^{*}. \end{aligned} \quad (5)$$

Además, también se incluyen la interacción de estos residuos con las experiencias laborales y sectoriales y el cuadrado de todas estas variables (residuos e interacciones de los residuos con experiencias).

Finalmente, en una tercera etapa, se estiman los rendimientos a la antigüedad a partir de la expresión siguiente:

$$\begin{aligned} \hat{lnw}_{iet} &= lnw_{iet} - \ln \hat{\omega}_t^a - g(\hat{T}_{it}^{G} \mid a_i) - s(\hat{T}_{it}^{S} \mid a_i) = \\ &= e(T_{it}^{e} \mid a_i) + \lambda^G(c_{it}) v_{it}^{G} + \lambda^P(c_{it}) v_{it}^{P} + \lambda^T(c_{it}) v_{it}^{T} + \\ &+ \left[\rho^G(c_{it}) v_{it}^{G} + \rho^P(c_{it}) v_{it}^{P} + \rho^T(c_{it}) v_{it}^{T} \right] T_{it}^{G} + \\ &+ \left[\theta^G(c_{it}) v_{it}^{G} + \theta^P(c_{it}) v_{it}^{P} + \theta^T(c_{it}) v_{it}^{T} \right] T_{it}^{S} + \\ &+ \left[\xi^G(c_{it}) v_{it}^{G} + \xi^P(c_{it}) v_{it}^{P} + \xi^T(c_{it}) v_{it}^{T} \right] T_{iet}^{e} + e_{it}. \end{aligned} \quad (6)$$

Donde $\bullet(c_{it})$ representa una función de la experiencia potencial. En esta regresión, se han incluido los residuos de las formas reducidas de la experiencia laboral y de la antigüedad. Al igual que en la regresión anterior, también hemos incluido la interacción de estos residuos con las experiencia laboral, en el sector y la antigüedad, así como el cuadrado de todas estas variables (residuos e interacciones de los residuos con las experiencias).

Otros factores explicativos

Para completar nuestro análisis econométrico de los premios salariales a la educación, experiencia y antigüedad en España a lo largo de la dos últimas décadas, hemos de incorporar variables que recojan los cambios profundos que se han producido en la oferta y demanda de trabajo, así como en las instituciones laborales. En particular, y teniendo en cuenta la evidencia descriptiva presentada en la sección 2, una variable que consideramos clave es el tamaño relativo de las cohortes, tanto en su entrada en el mercado de trabajo como en su evolución a lo largo del tiempo. Además, por parte de la oferta, también ha cambiado sustancialmente la distribución de la población por niveles educativos y la participación laboral femenina (como una fracción de la fuerza laboral). Por parte de la demanda de trabajo, introducimos variables tales como la inversión en capital productivo y en, particular, en capital relacionado con las nuevas tecnologías de la información y comunicación (TIC). Todas estas variables cambian tanto a nivel regional como en el tiempo, y tienen un efecto teórico potencial sobre premio salarial a la cualificación.

4.2. Los datos

La fuente de datos principal utilizada para estimar el modelo econométrico es la que se ha ido utilizando en las secciones anteriores: la Muestra Continua de Vidas Laborales de 2008 (MCVL-2008). Esta base de datos nos permite identificar los elementos clave del modelo anterior: la entrada, la transición a un nuevo trabajo o un nuevo sector y sus causas. Queremos tener en cuenta las principales limitaciones que se han descrito en la sección 2 para la creación de un panel utilizando los historiales laborales proporcionados por la MCVL, por ello restringimos la muestra al período 1988-2008 y a varones asalariados de edades comprendidas entre los 30 y 44 años y niveles educativos bajos (ESO o

menos) o altos (titulación universitaria)[15].

Para estimar las ecuaciones de salarios tenemos que definir la experiencia general o laboral, la experiencia en el sector y la antigüedad en la empresa. Estas variables se construyen utilizando únicamente el tiempo efectivo. Así, la experiencia laboral es el tiempo acumulado como empleado en actividades registradas en la Seguridad Social, la experiencia sectorial se define de la misma manera, aunque limitando la actividad laboral al sector al que pertenezca la empresa en la que ha trabajado en un año determinado, y, finalmente, la antigüedad en la empresa se define como la duración de los contratos actuales dentro de la misma empresa.

Para las variables de control en las ecuaciones de salarios, utilizamos también algunas variables generales que consideramos pueden afectar a los salarios individuales. En este caso usamos una variable que define la región, el nivel de educación y la edad para imputar estas variables control. Así, se divide la muestra en celdas o cohortes (de dos en dos años) para cada una de las 17 comunidades autónomas españolas y niveles de educación, a los que se asignan los valores de las diferentes variables de control. Estos controles son los ratios capital productivo/PIB y capital TIC/capital productivo, la tasa de desempleo, el tamaño de la cohorte (calculado según el método propuesto por Welch, 1979[16]) y la proporción de mujeres en el empleo total de cada cohorte. Las dos primeras variables se toman de la encuesta BD-Mores y de las series de capital proporcionadas por la Fundación BBVA a nivel regional[17], y el

15. Hemos excluido a los trabajadores con contratos de aprendizaje y los contratados a través de agencias de empleo temporal, así como los emparejamientos cuya información necesaria para la estimación del modelo fuese incompleta. La MCVL para 2008 incluye 1.213.706 registros de personas que tenían algún tipo de relación con la Seguridad Social este año, y que generaron un total de 16.151.836 afiliaciones diferentes para toda la vida laboral de dichos afiliados. Filtrado de acuerdo con los criterios anteriores, se reduce la muestra válida a 754.615 asalariados generando un total de 14.403.110 registros de afiliaciones.

16. El tamaño de la cohorte se calcula como en Welch (1979), normalizado por el tamaño de la población. La proporción de los miembros del grupo en cada grupo de edad se suaviza mediante el cálculo de una media móvil con pesos invertidos V: $c(x) = \sum_{i=-2}^{2} \alpha_i n_{x+i}$ donde n_x es la fracción para aquéllos dentro del grupo que están en sus años de experiencia laboral x. Los pesos α son: α = 3 (3, 2, 1, 2, 3). Por la edad comprendida entre 16-17, la distribución de α se trunca y los pesos restantes se suman para que sumen uno.

17. Ministerio de Economía y Hacienda

resto se construyen a partir de la encuesta de la EPA.[18]

5. Resultados

Todas las estimaciones presentadas en esta sección se basan en la muestra de emparejamientos entre empresas y trabajadores asalariados de 30 a 44 años entre 1988 y 2008. Recordemos que nuestro método de estimación basado en D&M consta de tres etapas: en la primera, se estiman en forma reducida la participación laboral, la experiencia laboral y la antigüedad; en la segunda se regresan ecuaciones de salarios del tipo Mincer para estimar los rendimientos de la experiencia laboral y de sector, y, por último, en la tercera, se obtiene el rendimiento de la antigüedad en la empresa. En cada cuadro se presentan los resultados distinguiendo por nivel educativo y para los trabajadores con educación universitaria se desglosan además entre ajustados y desajustado. Téngase en cuenta que cada conjunto de estimaciones se lleva a cabo para todos los emparejamientos, para aquellos que han creado a partir de la fecha de inicio de la muestra y para aquellos en los que se contrata a trabajadores desplazados. Los resultados con otras definiciones de la cualificación (por ejemplo, la ocupación) están disponibles a petición.

5.1. Primera etapa: formas reducidas para la experiencia, la participación laboral y la antigüedad

La versión de formas reducidas que estimamos partiendo de la expresión (4) es similar a la de D&M:

$$T_{it}^{G} = \alpha_0 + \alpha_1 age_{it} + \alpha_2 c_{it} + \alpha_3 age_{it} c_{it} + ed_{it}^{aG} \alpha_4^{aG} + (ed_{it}\, xc_{it})\ \alpha_5^{aG} + x_{it} \xi^{aG} + v_{it}^{G}$$

Cada ecuación incluye variables ficticias para los grupos de edad (de cinco en cinco años), la edad interactuada con experiencia potencial (c), variables ficticias para cada nivel de ocupación y temporales. En los cuadros A1 a A3 se presentan los resultados para el conjunto del período, 1988-2008.

Una rápida inspección de los resultados revela que la experiencia laboral media aumenta para el conjunto de los trabajadores entre 1991-1994 y disminuye desde 1997. Por niveles de cualificación la evidencia es menos clara, ya que el efecto positivo de la crisis de 1992-1995 sólo se observa para los trabajadores con menor nivel educativo educados.

18. Para cada año se utiliza la información del segundo trimestre.

Pasado este período de tiempo, la experiencia laboral de este colectivo cayó unos 4,2 años entre 1998 y 2008. El patrón seguido por la experiencia laboral media de los titulados universitarios es diferente en función de que estén o no ajustados. Entre los años 1988 y 2008, la experiencia media cayó en media 1,2 y 2,5 años, respectivamente. Para los primeros, esta caída se inicia en el año 2000, mientras que para los segundos, ya se inicia en el año 1996. Además, cabe destacar que la experiencia laboral de los desajustados es mayor cuanto menor es el nivel de cualificación del trabajo (el grupo de cotización).

En cuanto a la participación (Cuadro A.2) obtenemos que ésta caído de forma progresiva para los trabajadores de bajo nivel educativo y para los titulados universitarios desajustados. Por el contrario, la continuidad de la actividad laboral de los trabajadores ajustados no parece haberse alterado en las dos décadas objeto de estudio, excepto quizás en el último año, probablemente por motivo de la crisis económica.

La antigüedad en la empresa también ha experimentado una caída considerable a lo largo de todo el período para los asalariados de bajo nivel educativo (hasta 3,75 años) y para los titulados universitarios desajustados (2.8 años). Para los ajustados la caída se inicia en el año 1998, siendo 1,3 años menor pasada una década.

5.2 Rendimientos de la experiencia y de la educación

Con los residuos de las formas reducidas de la primera etapa se estiman las ecuaciones de salarios (5) para todos los emparejamientos trabajador-empresa, y, siguiendo a Topel (1991) y a D&M (2006), para los nuevos emparejamientos (creados durante el período 1988-2008, $T_{it}^{f}=0$) y también para aquellos creados después de un desplazamiento ($T_{it}^{f}=0$).Al igual que en la etapa anterior, todas las estimaciones se replican por nivel educativo, y, para los titulados universitarios, por el ajuste con la cualificación. La ecuación de salarios que regresamos son las siguientes:

$$lnw_{iet}^{a}=\beta_0+expe_{it}^{G}\eta+expe_{it}^{S}\theta+x_{it}\gamma^{a}+\delta_1^{G}v_{it}^{G}+\delta_2^{G}cv_{iit}^{G}+\delta_1^{P}v_{it}^{P}+\delta_2^{p}v_{it}^{P}+$$
$$+\gamma_1^{G}T_t^{G}v_t^{G}+\gamma_2^{G}c_tT_t^{G}v_t^{G}+\gamma_1^{P}T_t^{G}v_t^{P}+\gamma_2^{P}c_tT_t^{G}v_t^{P}+\kappa_1^{G}T_t^{S}v_t^{G}+\kappa_2^{G}c_tT_t^{S}v_t^{G}+\kappa_1^{P}T_t^{S}v_t^{P}+\kappa_2^{P}c_tT_t^{S}v_t^{P}+e_t^{*},$$

donde *expe*^{G} y *expe*^{S} son vectores que incluyen cuatro variables ficticias para los cuatro primeros años de experiencia laboral y sectorial, respectivamente, más una tendencia lineal-cuadrática para las experiencias superiores a 5 años. También se incluye una variable

ficticia que toma el valor 1 para los titulados universitarios y mide el premio salarial a la educación una vez que controlamos por el resto de variables. Entre los controles de ámbito regional se incluyen las variables descritas en la anterior sección: el tamaño relativo de la cohorte a la que pertenece el individuo i en el momento t, proporción de población con educación baja y universitaria, la contribución femenina a la fuera laboral de 30 a45 años), la tasa de temporalidad, la estructura del empleo por sectores, la tasa de desempleo, el ratio capital productivo/PIB, y la contribución del capital TIC en el total del capital. Finalmente, también se incluyen variables ficticias temporales, para las ocupaciones (grupos de cotización), los contratos a tiempo parcial, las regiones y los grupos de edad (30 a 44 años, en intervalos de cinco años).

5.2.1. El efecto de la experiencia laboral, de sector y de la antigüedad en la empresa.

En los cuadros A4-A6 se presentan los resultados principales para los rendimientos de las experiencias y la antigüedad en la empresa, durante dos subperíodos, 1988-1996 y 1997-2008, y para los asalariados de 30-44 años[19]. En cada uno de los cuadros se presentan tres paneles: para todos los emparejamientos, los emparejamientos nuevos, y aquellos creados con trabajadores desplazados.

El Cuadro A4 revela que los rendimientos de la experiencia laboral han aumentado entre los dos períodos en los que se ha partido la muestra. Sin embargo, estos aumentos no han sido homogéneos por nivel educativo y grado de ajuste ocupacional. El rendimiento de la experiencia laboral aún sigue siendo mayor para los titulados universitarios, sin embargo las diferencias con los asalariados de bajo nivel educativo se han reducido drásticamente. En efecto, es este colectivo que se ha beneficiado del aumento de la experiencia laboral. Por el contrario, los titulados universitarios han visto disminuir de forma sustancial dicho rendimiento de forma agregada. Si distinguimos además en función del ajuste ocupacional, observamos que esta caída se concentró en los ajustados. Para los desajustados, no se constatan cambios significativos: en ambos subperíodos, no se observa un rendimiento de la experiencia laboral estadísticamente significativo para este colectivo.

19. Los resultados para todo el período y otros grupos de edad están disponibles a solicitud a los autores

Adicionalmente, no parece que los titulados universitarios obtengan un rendimiento de sus experiencia laboral en los empleos que ocupan con después de un desplazamiento, mientras para los de bajo nivel educativo si que existe este rendimiento, es creciente con la antigüedad y ha aumentado entre los dos sub-períodos.

En cuanto a la experiencia sectorial, el Cuadro A5 muestra que no era significativa para los titulados universitarios, ajustados o no ajustados, en el primer período, pero sí en el segundo, al menos para el primer colectivo. Por el contrario, para los asalariados de bajo nivel educativo, se observa un rendimiento positivo en el primer período y negativo en el segundo, aunque con valores muy bajos para las dos primeras muestras y no significativos en cualquier caso para los desplazados.

Finalmente, en el Cuadro A6 se presentan los resultados quizás más interesantes de este ejercicio. También para el rendimiento de la antigüedad en la empresa se han producido cambios distintos por nivel educativo y ajuste entre ambos sub-períodos. Para los asalariados de bajo nivel educativo, se constata un aumento creciente del rendimiento por años de antigüedad para los de bajo nivel educativo, y una disminución también creciente para los titulados universitarios con dos o más años de antigüedad. Los cambios han sido de tal magnitud que los rendimientos de la antigüedad han pasado a ser mayores para los trabajadores de bajo nivel educativo a partir del segundo año o tercer año, dependiendo de la muestra. Esta caída es mucho más patente para los desajustados cuando se utiliza toda la muestra de emparejamientos. Para este grupo, el rendimiento era mucho más sustancial que para los ajustados y la caída ha sido más notable. No obstante, para la muestra de desplazados ocurre lo contrario: un aumento del rendimiento a la antigüedad para los desajustados.

5.2.2 Los efectos de la oferta y la demanda sobre los salarios y en la antigüedad en la empresa.

Los principales resultados acerca de los efectos de la demanda y de la oferta de trabajo sobre los salarios se reportan en los cuadros A7 a A9, con y sin funciones de control, y en el Cuadro A10 en el que se presentan los resultados de los efectos del tamaño de las cohortes cuando se incorpora el correspondiente a la edad de entrada[20].

20. Sólo podemos construir esta variable desde el año 1997, de ahí que este ejercicio se realice únicamente para el período 1997-2008.

Controles de la demanda

El ratio capital/producto captura el grado de complementariedad del capital con la cualificación. La evidencia existente ha demostrado la presencia de la complementariedad del capital con los trabajadores cualificados (Berman et al., 1994; Machin y Van Reenen 1998; Chun, 2003). O'Mahony y Peng (2008) analizan la demanda de mano de obra cualificada en varios países de la OCDE para encontrar resultados mixtos sobre los efectos del ratio capital/producto en los salarios por género. Para los trabajadores más cualificados el capital parece ser complementario para las mujeres y sustitutivo para los varones. Para los trabajadores con bajo nivel educativo, encuentran lo contrario: los coeficientes pasan a ser positivos para los hombres y negativos para las mujeres. En nuestras especificaciones la relación capital/producto tiene un efecto negativo para los trabajadores desajustados en el primer período y para la muestra que incluye todos los emparejamientos. En el segundo período no observamos ningún efecto significativo, siendo el caso de los trabajadores desplazados desajustados una excepción.

La literatura también sugiere que las TICs incrementan la contribución los salarios de los trabajadores cualificados en la masa salarial total a expensas de los trabajadores no cualificados (por ejemplo, O'Mahony y Peng, 2008). Felgueroso y Jiménez-Martín (2009) muestran que, en el caso español, la falta de trabajadores con educación de nivel medio afectó negativamente a la adaptación profesional de los trabajadores de alto nivel profesional. En el presente trabajo el efecto del ratio TIC/capital varía notablemente entre el primer y el segundo período. En el primer periodo este ratio afecta positivamente al salario de aquéllos con bajo nivel educativo, mientras que en el segundo periodo, en el que ya se ha producido un avance notable de la incorporación de las TICs en la economía española, el efecto sobre los salarios de los asalariados con menor nivel educativo es claramente negativo. Al mismo tiempo, no observamos (tal vez por el pequeño tamaño de muestra) un efecto significativo sobre los salarios de los trabajadores de alto nivel educativo. Por lo tanto, la difusión de las TIC en los últimos años podría estar asociado a una reducción en la demanda de trabajadores poco cualificados, que no están bien capacitados para trabajar con las tecnologías TIC, teniendo un efecto negativo sobre sus salarios (Felgueroso y Jiménez-Martín, 2009).

Controles de la oferta

El control de oferta sobre el que deseamos centrar nuestra atención en este trabajo es el tamaño relativo de la cohorte a la que pertenece cada

individuo de la muestra. Según el periodo, se consideran dos definiciones alternativas para esta variable. En la primera definición dejamos que el tamaño de la cohorte varíe con el tiempo. En el segundo mantenemos, además, el tamaño de la cohorte fijo en su valor cuando los individuos tenían 24 a 25 años. Téngase en cuenta que el efecto del tamaño de la cohorte cambia sustancialmente entre las especificaciones con y sin los residuos de las funciones de control, debido a que, en el primer caso, ya se controlan por los efectos de la edad en la estimación de la primera etapa. También encontramos diferencias sustanciales entre los dos períodos considerados. Por ejemplo, en la especificación sin residuos se obtiene un efecto negativo del salario para todos los trabajadores en el primer período (más intenso para los trabajadores con bajo nivel educativo), mientras que se obtiene un efecto positivo para ambos grupos (especialmente para los trabajadores de alta educación desajustados) en el segundo período.

Al incluir los residuos de las funciones de control, encontramos un importante efecto positivo del tamaño de la cohorte para los trabajadores con bajo nivel educativo y para los de alta educación aunque desajustados. Por último, para los ajustados, con la excepción de los trabajadores desplazados, no encontramos ningún patrón claro en este sentido.

Este último resultado se podría deber al hecho de que el tamaño relativo de la cohorte en cada momento actual no sea el más relevante. Por ello, la regresión se ha completado con el tamaño de la cohorte a la edad de entrada (24-25). Los resultados de este ejercicio se presentan en el Cuadro A10, sólo para el segundo período (para el primero no se dispone de datos suficientes) y confirman que, sin los residuos de las funciones de control, el tamaño de la cohorte a la entrada en el mercado de trabajo actúa de forma negativa sobre el premio salarial a la cualificación a lo largo de la carrera laboral para los trabajadores de alta educación ajustados y para todas las especificaciones.Después de la introducción de los residuos de las funciones de control, los coeficientes son negativos pero no importantes. Por otra parte, el efecto para los individuos sobre-educados, en su mayoría positivos, no son significativos en ninguna especificación.

La proporción de empleo femenino por nivel educativo muestra resultados diferentes dependiendo del período. En el primer período afecta positivamente a los desplazados con alta educación (incluyendo los residuos de la función de control). Por otra parte, en el segundo período

sólo encontramos un efecto negativo para los desplazados con desajuste ocupacional (sin incluir los residuos).

El porcentaje de la población con bajo nivel de estudios (que aparece en la ecuación de bajo nivel de estudios solamente) aumenta el salario para aquellos trabajadores con bajo nivel de estudios y para los nuevos emparejamientos. Para explicar este resultado nos podríamos basar en Acemoglu (2003): instituciones laborales, como la negociación colectiva, pueden motivar una sobre-inversión en tecnologías de baja cualificación. En el caso español, la negociación colectiva está dominada por los insiders con escaso nivel educativo y que pueden imponer sus preferencias por tecnologías que demanden más trabajadores de baja cualificación.

En cuanto al aumento del nivel educativo de la población, nos encontramos con resultados opuestos entre los dos períodos. En el primer período que aún se caracterizaba por una proporción relativamente baja de trabajadores con titulación universitaria, el efecto sobre los salarios es positivo para los desplazados y para los ajustados. En cambio en el segundo período, el aumento sustancial de la oferta relativa de trabajadores con titulo universitario parece afectar negativamente a su salario medio por dos vías: aumentando la proporción de desajustados y reduciendo el salario de los ajustados.

En cuanto al efecto de la tasa de desempleo regional también encontramos resultados opuestos para cada sub-período, lo cual puede reflejar cambios en los procesos de negociación colectiva después de 1997. En el primer período encontramos un efecto negativo sobre los salarios de los trabajadores de bajo nivel educativo para los que la negociación colectiva es vinculante. Este efecto negativo se podría explicar por un modelo de negociación colectiva preocupado por el alto desempleo. En el segundo sub-período, se observa una relación positiva entre las tasas de paro y los salarios de los trabajadores de bajo nivel educativo, probablemente porque la persistencia de una tasa de temporalidad tan alta, cubre en mayor medida a los insiders, al recaer el peso de los ajustes a los shocks sobre los trabajadores temporales (outsiders).

Finalmente, en el cuadro A11 se presentan algunas estimaciones del coeficiente de la variable ficticia de cualificación en las regresiones para todos los trabajadores. En el primer periodo (1988-1996), y después de controlar por las experiencias y otros factores, el premio salarial estimado es cercano a 0,2 en las regresiones sin funciones de control y a 0,3 en las

regresiones con las funciones control. La estimación del premio salarial es muy estable a través de la muestra (todos los emparejamientos, los de nueva creación, y los originados con trabajadores desplazados). Más importante aún, documentamos una importante reducción en el coeficiente estimado para el segundo período: cae desde 0,30 a 0,185, es decir una caída de prácticamente el 40%.

Los resultados obtenidos de regresiones año por año indican, además, que el rendimiento promedio de los titulados universitarios era del 0,35 en 1982, creciendo hasta mediados de los 90 y descendiendo más tarde, finalizando el período prácticamente al mismo nivel que en los años 80. El rendimiento de la educación para los universitarios bien ajustados ocupacionalmente era 0,55 en 1982, creció casi continuamente hasta el año 1999 (0,80 para 30-44), empezando a caer desde entonces (0,66 para el mismo grupo de edad). El rendimiento educativo de los titulados no ajustados empiezan en niveles muy bajos (alrededor del 0,10 en 1982), creció durante algunos años hasta 1990 (0,22), manteniéndose estable durante unos pocos años y cayendo continuamente hasta años muy recientes (0,08 en 2005 para el mismo grupo de edad). En el documento de trabajo que acompaña este artículo se pueden encontrar resultados más detallados de estas estimaciones, así como para otros intervalos de edad y otras definiciones de cualificación, basadas en los grupos de cotización a la Seguridad Social, sin que se alteren sobremanera las conclusiones que se acaban de resumir[21].

6. Descomposición del premio salarial a la cualificación

Finalmente, en el Cuadro A12 se presenta una descomposición del tipo Oaxaca-Blinder del cambio en premio salarial entre titulados universitarios y trabajadores de bajo nivel educativo para los varones de entre 30-44 años entre los dos períodos que hemos considerado en el análisis. Mostramos las diferencias en los rendimientos de las características de los trabajadores de bajo nivel educativo y las diferencias en las características en términos de los promedios de los rendimientos de los trabajadores universitarios. La primera columna muestra el total, y la siguiente la contribución de las variables que hacen referencia a la experiencia y la antigüedad en la empresa y a las ocupaciones. Los principales resultados obtenidos a partir de este ejercicio son los siguientes:

21. Felgueroso, Hidalgo y Jiménez, FEDEA DT 2010-19.

(1) En general, la caída del rendimiento de la educación se debió a una caída en los rendimientos, ya que los cambios en las características de los puestos de trabajo habrían favorecido a los titulados.
(2) Las columnas cuarta y quinta muestran que la caída del premio salarial se debe en gran parte a un descenso en los rendimientos de la experiencia y la antigüedad en la empresa de los titulados universitarios en relación con los de bajo nivel educativo, mientras que los cambios en la media de estas variables no parecen haber sido un factor relevante.
(3) Curiosamente, el efecto composición del desajuste ocupacional o sobre-educación no parece ser el resultado de la contribución de las ocupaciones a la evolución del rendimiento de la educación, puesto que las diferencias en esta variable se han mantenido prácticamente sin cambios en los dos períodos. Sin embargo, la evolución de los rendimientos de las ocupaciones ha sido favorable a los más educados. Estos rendimientos siguen siendo negativos, lo que indica un rendimiento relativo mayor para los de baja educación cuando están en ocupaciones más altas (por ejemplo, si se encuentran en el grupo de cotización 1 siendo directivos, por el contrario, los universitarios incluidos en este grupo pueden ser directivos o, simplemente, ocupar un puesto de trabajo ajustado a su nivel educativo). Por otra parte, este resultado también puede reflejar el hecho de que los que poseen más educación tienen un salario inferior a los menos educados en ocupaciones para las que están sobre-educados.

Puesto que el análisis anterior se basa en los medias de períodos bastante largos, no reflejan los cambios entre el inicio y el final de cada período. Por ello, en el cuadro A13 se muestra los resultados de la estimación en otros períodos de tiempo: el período 1990-1992, el período en que el premio salarial comienza a caer, y 2006 -2008, el último período de nuestra muestra. En este caso, se comparan tres grupos de trabajadores: titulados universitarios ajustados y desajustados y personas con bajo nivel educativo, tomando estos como grupo de referencia.

Este ejercicio muestra que las caídas en los rendimientos entre el comienzo y el final del período de análisis (1990-2008) son mucho mayores que cuando se utilizan las medias de los dos sub-períodos. También es importante señalar que parte de los cambios en los rendimientos han sido compensados por cambios en las características. La caída en los rendimientos de la experiencia y de la antigüedad en la empresa es clave para explicar la caída de los rendimientos totales para ambos grupos de

trabajadores con estudios universitarios. Téngase en cuenta, por último, que el rendimiento de las ocupaciones se ha incrementado durante el período, nuevamente para ambos grupos de universitarios, lo que indica que el premio a la educación dentro de una actividad profesional habría evolucionado positivamente durante el período.

7. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido documentar la evolución del premio salarial a la cualificación (PSC) en España en las dos últimas décadas utilizando los historiales laborales procedentes de la Seguridad Social. Nos centramos en tres componentes de la cualificación: la educación, la experiencia laboral y la antigüedad en la empresa. El trabajo viene a corroborar un hecho ya encontrado en trabajos previos: contrariamente a lo ocurrido en la mayoría de los países de la OCDE, el PSC ha caído a lo largo de un período marcado en todos los países por avances técnicos sesgados a favor de ésta, es decir, proclive al aumento de las diferencias salariales entre los trabajadores cualificados y no cualificados.

En particular hemos mostrado cómo la caída del premio salarial a la cualificación medido como la diferencia salarial media entre los titulados universitarios y los trabajadores de menor nivel educativo (similar o inferior a la ESO) se puede descomponer en tres factores:

(1) El desajuste ocupacional de los titulados universitarios que no ha cesado de crecer a lo largo de las dos últimas décadas.
(2) La disminución de la experiencia laboral y de la antigüedad en la empresa, relacionada con el importante aumento de la rotación laboral involuntaria inducida, a su vez, por un mayor uso de los contratos temporales desde mediados de los años 90. La reducción de la experiencia laboral y de la antigüedad en la empresa ha sido mayor para los trabajadores menos educados y para los titulados mal ajustados. Aunque la caída de ambos ingredientes del capital humano haya sido menor entre los titulados universitarios bien ajustados, su efecto sobre el PSC también ha sido notable, dado que su rendimiento era muy superior para este colectivo.
(3) La disminución de los rendimientos salariales de la experiencia laboral y de la antigüedad para los trabajadores titulados bien ajustados hasta converger prácticamente con los obtenidos por los trabajadores con menor nivel educativo o de nivel educativo similar pero desajustados.

Estos tres factores no sólo se observan en la entrada al mercado de trabajo, sino que permanecen a lo largo de las carreras laborales de las cohortes afectadas, manteniendo salarios menores y condiciones de alta inestabilidad laboral al menos hasta edades intermedias (de 30 a 44 años).

En definitiva, los hechos documentados en este trabajo no son otros que los que caracterizan la situación laboral de las últimas cohortes de entrantes en el mercado de trabajo español, a las que se ha acuñado la denominación de "mileuristas". Este neologismo se ha venido utilizando para referirse a aquellas personas que pertenecen a las generaciones nacidas en España después de 1965 y que siguen percibiendo salarios muy inferiores a los que esperaban percibir al superar los 30 años. Además de su situación económica, el concepto se refiere específicamente a unas cohortes que tienden a tener un exceso de preparación para el desempeño de sus trabajos estando, a menudo, mejor formados que sus propios jefes y transitando continuamente entre empleos de corta duración y el desempleo.

¿Qué explicaciones podemos dar a este fenómeno?

Las dos últimas décadas se han caracterizado por un aumento espectacular de la oferta de titulados universitarios entre las cohortes más jóvenes (que no ha sido acompañado por un aumento acorde de la oferta de puesto de trabajo cualificados), partiendo de un stock de capital humano bastante pobre. En escasos años, la proporción de titulados universitarios en la población de 25 a 64 años ha pasado a ser similar a la media de la UE15, parecida a la danesa o sueca, superior a la alemana. Sin embargo, el crecimiento del nivel educativo de la población española no ha sido equilibrado: aún destaca por su elevadísima tasa de abandono escolar antes de alcanzar un nivel educativo intermedio, equivalente al Bachiller o la Formación Profesional de Grado Medio. Por ello, España tiene una oferta de trabajo dual, formada esencialmente por dos colectivos: trabajadores con un nivel educativo muy bajo o con un nivel educativo muy alto. Esta dualidad no sólo se produce entre los cohortes más veteranos, sino que se mantiene en las últimas cohortes de entrantes. Es en este contexto que creemos se tiene que valorar el desajuste entre la demanda y la oferta de cualificaciones en España. Una parte sustancial de estos trabajadores con titulación universitaria han ido ocupando puestos de trabajo que requieren de una cualificación intermedia (principalmente puestos administrativos) ante la falta de oferta con este nivel educativo.

Esta degradación también ha supuesto una disminución del rendimiento salarial de las titulaciones universitarias en comparación con el obtenido por generaciones anteriores. Para muchos, no ha supuesto un paso necesario hasta alcanzar un puesto de trabajo en correspondencia con su nivel educativo, sino que se ha convertido en permanente. Aun así, en un contexto en el que los trabajadores con educación universitaria desplazan a los de nivel educativo intermedio de los puestos de trabajo que requieren de esta última cualificación, sigue siendo rentable obtener una titulación universitaria (principalmente porque garantiza una probabilidad de conseguir empleo más alta). Sino fuera así, la tasa de matriculación universitaria (la proporción de titulados universitarios) habría caído para las últimas cohortes, respondiendo a la disminución de su rendimiento salarial.

Evidentemente, este desajuste supone un coste social que ha asumido la sociedad española a lo largo de los últimos 20 años. Otros sobrecostes proceden de los problemas de asignación de los trabajadores más talentosos a lo mejores puestos de trabajo. Un aumento tan considerable de titulados universitarios también ha debido cambiar la distribución de habilidades de las personas que acceden con la educación universitaria, rebajando su media y ampliando su varianza. Abordar esta cuestión está técnicamente fuera del alcance de este trabajo, sin embargo, no cabe duda que el aumento en la heterogeneidad de estas habilidades ha tenido que afectar a la productividad de los titulados universitarios, y, por lo tanto, a sus salarios. Una mayor oferta de titulados acompañada de una mayor heterogeneidad en la productividad de los mismos, presenta asimetrías de información que puede ser en parte responsable del aumento de la creación y destrucción de los emparejamientos entre trabajadores y empresas necesarios para conseguir ajustes óptimos. Este proceso de ensayo y error en los emparejamientos también pudo afectar a los salarios de los más educados.

No obstante, no parece que la disminución del tamaño de las últimas cohortes de entrantes, impulsada por la caída demográfica, haya revertido la situación. Por otra parte, las altas tasas de temporalidad que caracterizan el mercado de trabajo español no se han concentrado en los titulados universitarios sino que afectan a todos los colectivos, independientemente de su sexo, edad o nivel educativo, y en su base está una regulación laboral que incentiva la temporalidad y la excesiva rotación involuntaria.

Los efectos de esta legislación, y la necesidad de abordar una reforma laboral que erradique definitivamente la dualidad legal entre trabajadores fijos y temporales, ya han sido ampliamente ilustrados en otros trabajos.[22] Lo que hemos documentado aquí es la relación entre esta dualidad y la caída del premio a la cualificación. La caída en la experiencia laboral y de la antigüedad en la empresa ha afectado a todos los colectivos; sin embargo, quienes han sufrido la mayor penalización son aquéllos con mayor nivel educativo, dado que también son los que obtenían un mayor rendimiento de las mismas. En especial, el rendimiento del capital humano específico adquirido en las empresas es mayor para los trabajadores más educados, y también conlleva aumentos salariales complementarios derivados de promociones e inversión a capital humano genérico complementario que deja de realizarse por "riesgos de pirateo". También en esta línea podemos concluir que, la menor duración de los empleos incentivada por la legislación laboral, sobre todo en los de entrada al mercado de trabajo, dificulta que las relaciones laborales duren lo suficiente para que los trabajadores puedan revelar sus habilidades, llevando un despilfarro de las mismas, y, por lo tanto, impide que, en el largo plazo se produzcan los emparejamientos óptimos entre trabajadores y empresas. En definitiva, éstos son otros efectos negativos impuestos por una legislación insensible a las mejoras de productividad y, por lo tanto, a salarios acordes con la misma.

Adicionalmente, hemos mostrado que una dualidad laboral, tan considerable y permanente, asociada con un proceso de negociación colectiva salarial tan rígido y en manos de unos trabajadores insiders de escaso nivel educativo, también está en el origen del aumento de los salarios relativos de los trabajadores de menor nivel educativo, a la vez que dificulta el cambio de modelo productivo mediante una mayor difusión de las nuevas tecnologías que permita un mejor ajuste de los trabajadores con mayor nivel educativo.

Referencias

Abadíe, A. (1997): "Changes in Spanish Labor Income Structure During the 1980's: A Quantile Regression Approach," *Investigaciones Económicas*, vol. XXI(2), 253-272.

Acemoglu, D. (2003): "Cross-Country Inequality Trends," *Economic Journal*, vol. 113(485), 121-149.

22. Véase, por ejemplo, evidencias recientes en el ebook sobre la Propuesta para la Reactivación Laboral en España (Dolado y Felgueroso (editores), Fedea 2010)

Altonji, J. G. y Shakotko, R. A. (1987): "Do Wages Rise with Seniority?", *Review of Economic Studies*, 54, 437-459.

Altonji, J. G. y Williams, N. (2005): "Do Wages Rise with Seniority? A reassessment", *Industrial and Labor Relations Review*, 58(3), 370-397.

Arellano, M., Bentolila, S. y O. Bover: (2001): "The Distribution of Earnings in Spain During the 1980s: The Effects of Skill, Unemployment and Union Power", C.E.P.R. Discussion Papers, nº 2770.

Berger, M. C. (1985): "The Effect of Cohort Size on Earnings Growth: A Reexamination of the Evidence." *Journal of Political Economy*, 93, 561–573.

Berman, E., Bound J. y Z. Griliches (1994): " Changes in the demand for skilled labour within US manufacturing Industries: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers", *Quarterly Journal of Economics* 109, 365-367.

Bjorklund, A. y Moffitt, R. (1987): "The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-Selection", *Review of Economics and Statistics*, 69, 42-49.

Boldrin,M., S. Jiménez-Martín y F. Perachi (2004), "Micro-modelling of Social Security and Retirement in Spain", en J.Gruber y Wise, D. *Social Security Programs and Retirement around the World: micro estimation*, Chicago University Press for the Nber, Boston.

Bonhomme, S. y L. Hóspido (2009): "Using Social Security Data to Estimate Earnings Inequality", mimeo

Brunello, G. (2007): "The effects of cohort size on european earnings", Marco Fanno, Working Paper n.36, Università degli studi di Padova

Card, D. y T. Lemieux (2001): "Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis", *Quarterly Journal of Economics,* 116:705–746.

Carrasco, R., J.F. Jimeno y C. Ortega (2008): "The impact of immigration on the wage structure: Spain 1995-2002", DT Economic Series (Universidad Carlos III, Departamento de Economía), No 16

Chun, H., (2003): "Information technology and the demand for educated workers: Disentangling the impacts of adoption versus use", *The Review of Economics and Statistics* 85, 1-8.

Del Río, C. y J. Ruiz-Castillo (2001), "Accounting for the decline in Spanish household expenditures inequality during the 1980s", *Spanish Economic Review*, vol. 3 (3), 151-175

De la Rica, S., J.J. Dolado y R. Vegas (2010): "Perfomance pay and the

gender wage gap in Spain", trabajo presentado en la Fedea Annual Policy Conference 2010, Talent, Effort and Social Mobility.

Dolado, J.J, F. Felgueroso (2010): "Propuesta para la reactivación Laboral en España", libro electrónico de Fedea. www.crisis09.es/propuesta/ebook

Dolado, J.J, F. Felgueroso y J.F. Jimeno (2000a): "Youth labour markets in Spain : Education, training and crowding-out", *European Economic Review*, 2000, 44 (4/6), 943-956.

Dolado, J.J, F. Felgueroso & J.F. Jimeno (2000b): [20] "La inserción laboral de los titulados universitarios en España: desempleo y cambio ocupacional", *Papeles de Economía Española*, 2000, 86, 78-97.

Dustmann, C. y C. Meghir (2006): "Wages, Experience and Seniority", *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 1 77-108.

Febrer, A., y J. Mora (2005): "Wage distribution in Spain 1994-1999: An application of a flexible estimator of conditional distributions", Working Paper IVIE.

Felgueroso, F. y S. Jiménez-Martín (2009): "The "New Growth Model". How and with Whom?", DT FEDEA 39-2009.

Felgueroso, F., M. Hidalgo y S. Jiménez-Martín (2010): "Explaining the fall of the skill wage premium in Spain", Fedea DT 2010-19

Freeman, R. B. (1979): "The Effect of Demographic Factors on Age-Earnings Profiles." *Journal of Human Resources* 14:289–318.

Freeman, R.B. y Katz, L. (1995): *Differences and Changes in Wage Structures*. Chap. Introduction and Summary. University of Chicago Press, Chicago.

García Montalvo, J. & J.M. Peiró (2009): "Análisis de la sobrecualificación y la flexibilidad laboral", Observatorio de Inserción Laboral de los Jóvenes 2008, IVIE-Bancaja.

García-Pérez (2008), La Muestra Continua de Vidas Laborales: Una guia de uso para el análisis de transiciones, *Revista de Economía Aplicada*, 2008

Hanoch & Honig (1985): "True" Age Profiles of Earnings: Adjusting for Censoring and for Period and Cohort Effects, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3, 383-394

Heckman, J. J. y R. Robb (1985): "Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions", en J. J. Heckman y B. Singer (eds.) *Longitudinal Analysis Series* No. 10 (Cambridge University Press) 156-245.

Heckman, J. J. y G. Sedlacek (1985): "Heterogeneity, Aggregation and Market Wage Functions: An Empirical Model of Self-Selection in the Labor Market", *Journal of Political Economy*, 93 (6), 1077-1125.

Hidalgo-Pérez, M. (2010): "A Demand-Supply Analysis of the Spanish Education Wage Premium in the 1980s and 1990s", *Revista de Economía Aplicada*, en prensa

Imbens, G. W. y Angrist, J. D. (1994): "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 62 (2), 467-475.

Izquierdo, M., y A. Lacuesta (2007): "Wage Inequality in Spain: Recent Developments," ECB working Paper 781, Banco de España

Katz, L., G. Loveman, y D. Blanchflower (1995): "Differences and Changes in Wage Structures" chap. *A Comparison of Changes in the Structure of Wages in Four OECD Countries*. University of Chicago Press, Chicago, Freeman, Richard and Lawrence F. Katz (ed.).

Machin, S. y J. Van Reenen (1998): "Technology and changes in skill structure: evidence from seven OECD countries", *Quarterly Journal of Economics* 113, 1215-1244.

Murphy, K., y F. Welch (1992): "The Structure of Wages", *Quarterly Journal of Economics*, 1,285–325.

Naylor, R A. y J. Smith (2009): "Ability Bias, Skewness and the College Wage Premium," The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS) 907, University of Warwick, Department of Economics.

Nickell, S. y B. Bell (1995): "The Collapse in Demand for the Unskilled and Unemployment across the OECD", Oxford Review of Economic Policy, vol 11(1), 40-62

O'Mahony, M. y F. Peng (2008): "Skill Bias, Age and Organisational Change", EU Klems Working paper nº 36

Pijoan, J. y V. Sánchez (2010): "Spain is Different: Falling Trends of Inequality", *Review of Economic Dynamics*, vol. 13(1), 154-178

Simón, H. (2009). "La desigualdad salarial en España: Una perspectiva internacional y temporal," *Investigaciones Económicas*, vol. 33(3), 439-471.

Topel, R. H. (1991): "Specific Capital, Mobility and Wages: Wages Rise with Job Seniority", *Journal of Political Economy*, n 99, 145-176.

Welch, F. (1979): Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies' Financial Bust, *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, S65-S97.

Willis, R. y Rosen, S. (1979), "Education and Self-Selection", *Journal of Political Economy*, 87 (5), S7-S36.

Anexo A

Desde las bases de cotización a los salarios

La información sobre los salarios se infiere de los datos de contribución mensuales de los trabajadores. En este caso, el problema habitual al que se enfrenta cualquier análisis que utilice la MCVL es que los salarios están censurados por la existencia de bases de cotización máximas. También hay bases mínimas de cotización, que, sin embargo, nos preocupan menos dada la existencia de salarios mínimos legales que justifican esta censura. Aunque el porcentaje de participantes que muestran censura en sus contribuciones no es demasiado alto (14%), afectará sin duda a las estimaciones por la existencia de un sesgo en los resultados de la misma. Por ello, en este trabajo, las bases son corregidas para evitar dicho sesgo. La idea es transferir la estructura de distribución de los salarios que están cerca de la censura, pero no censurada, a los que lo sí están censurados. Para ello, la metodología se basa en modelos TOBIT.

El (log del salario) de un trabajador afiliado a un grupo de cotización se puede expresar como:

$$
\begin{aligned}
w_{ig} &= l_g \qquad si \quad x_{ig}\beta_g + \varepsilon_{ig} \le l_g \\
w_{ig} &= u_g \qquad si \quad x_{ig}\beta_g + \varepsilon_{ig} \ge u_g \\
w_{ig} &= x_{ig}\beta_g + \varepsilon_{ig} \le l_g \qquad en\ otro\ caso
\end{aligned}
\tag{10}
$$

Donde l_g y u_g son los valores mínimos y máximos de la base contributiva para el grupo de cotización g; x_{ig} es un grupo de características asociadas con el trabajador (nivel de educación, edad, edad al cuadrado y tamaño de la empresa), β_g el rendimiento de cada una de las características anteriores y ε_{ig} el término de error.

Por lo tanto, la idea es estimar el modelo (10) con un modelo doble censurado Tobit, con una función de máxima verosimilitud en la que se asume normalidad en el término de error. Una vez que el modelo ha sido estimado, simulamos el salario-base de cotización para aquellos trabajadores cuya base inicial estaba censurada.

Siendo s_g el error estándar de la serie original de los salarios w_g, y definiendo $\hat{u}_g$ como el error estándar estimado y ajustado de forma que:

$$\hat{u}_g = \frac{u_g - \hat{w}_g}{s_g}$$

de manera que $\hat{u}_g : N(0,1)$, re-estimamos los salarios para aquellos que son censurados con la expresión:

$$\hat{w}_{ig} = \hat{w}_g + s_g \frac{\varphi(\hat{u}_g)}{1 - \Phi(\hat{u}_g)} + s_g \varphi^{-1}\left(u\right)$$

donde $\theta_i : U(0,1)$ y ϕ son funciones de densidad normal con media cero y varianza 1 y ϕ^{-1} es su inversa. Es decir, dado un valor de probabilidad a, $\phi^{-1}(a)$ nos da un valor en $\mathbb{R}$. El segundo término de la derecha $\hat{w}_g$ corrige la estimación del sesgo derivado de la censura. El tercer término de la derecha introduce la aleatoriedad para el trabajador i y que es una función de la distribución de los errores estimados con la información disponible para los no censurados.

De esta manera corregimos los salarios de aquellos empleados cuya base mínima o máxima es igual a los límites establecidos por la ley. Este método garantiza el mantenimiento de la estructura gracias a la información estocástica para la gran mayoría de los trabajadores.

Los salarios que se usan en este documento son los salarios promedio mensuales corregidos con este método.

ANEXO B. CUADROS

Cuadro A1: Forma reducida estimada para experiencia laboral por nivel de cualificación (Varones, 30-44 años, 1988-2008)

	Todos los trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todas las ocupaciones	Ajustados	No ajustados	
Edad	0.428***	0.350***	0.464***	0.286***	-0.147***
C	-0.684***	-0.268***	-0.071	-0.405***	-1.854***
c x edad	0.020***	0.014***	0.008**	0.018***	0.050***
35<edad<=40	4.080***	0.326	-0.569	0.934*	8.320***
40<edad<=45	10.990***	1.290**	-0.735	2.407**	20.087***
c x (35<edad<=40)	-0.229***	-0.032	0.046	-0.083**	-0.394***
c x (40<edad<=45)	-0.475***	-0.082**	0.058	-0.161**	-0.817***
Grupo cotización 2	0.779***	0.187***	0.144***	-	0.654***
Grupo cotización 3	2.343***	0.839***	-	0.445***	1.975***
Grupo cotización 4	2.267***	0.369***	-	-	2.178***
Grupo cotización 5	2.023***	0.033	-	-0.336***	2.135***
Grupo cotización 6	0.182***	-1.596***	-	-1.945***	-0.176**
Grupo cotización 7	0.365***	-1.413***	-	-1.768***	0.236***
Grupo cotización 8	0.264***	-2.815***	-	-3.075***	-0.137**
Grupo cotización 9-10	-1.586***	-3.950***	-	-4.213***	-1.949***
Año 1989	-0.042	-0.226	-0.064	-0.336	-0.036
Año 1990	0.007	-0.169	-0.043	-0.172	0.038
Año 1991	0.111**	-0.127	-0.012	-0.162	0.175***
Año 1992	0.249***	-0.104	-0.008	-0.122	0.354***
Año 1993	0.327***	-0.174	-0.111	-0.172	0.530***
Año 1994	0.199***	-0.123	0.065	-0.262	0.374***
Año 1995	0.254***	-0.113	0.060	-0.246	0.453***
Año 1996	0.065	-0.260	-0.085	-0.416*	0.294***
Año 1997	-0.061	-0.303*	-0.028	-0.569**	0.173***
Año 1998	-0.288***	-0.460***	-0.200	-0.732***	-0.102*
Año 1999	-0.497***	-0.664***	-0.286	-1.066***	-0.321***
Año 2000	-0.834***	-0.965***	-0.517**	-1.436***	-0.580***
Año 2001	-1.210***	-1.176***	-0.613***	-1.764***	-0.945***
Año 2002	-1.999***	-1.325***	-0.593***	-2.095***	-1.808***
Año 2003	-2.292***	-1.350***	-0.712***	-2.014***	-2.148***
Año 2004	-2.619***	-1.483***	-0.863***	-2.125***	-2.476***
Año 2005	-3.198***	-1.629***	-0.820***	-2.426***	-3.127***
Año 2006	-3.618***	-1.729***	-0.897***	-2.534***	-3.581***
Año 2007	-3.953***	-1.829***	-0.987***	-2.635***	-3.952***
Año 2008	-4.199***	-1.865***	-1.168***	-2.549***	-4.216***
Constante	-6.445***	-6.387***	-10.557***	-3177	16.500***
N	934987	68817	33870	34947	586518
R^2 ajustado	0.341	0.434	0.456	0.414	0.309

Nota: *Trabajadores de bajo nivel educativo: aquellos que hayan alcanzado un nivel inferior o similar a la ESO; ajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 1 y 2; desajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 3 a 10); c es la experiencia potencial que se calcula como edad-años de escolaridad - 6. * p <0,1; ** p <.05; *** p <.01.*

Cuadro A2: Forma reducida estimada para participación laboral por nivel de cualificación
(Varones, 30-44 años, 1988-2008)

	Todos los trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todas las ocupaciones	Ajustados	No ajustados	
Edad	0.018***	0.002	-0.003	0.008**	0.022***
C	-0.007***	0.009*	0.004	0.015*	-0.014***
c x edad	-0.000*	-0.000	0.000	-0.000	0.000
35<edad<=40	0.010*	0.016	0.039*	-0.013	0.022*
40<edad<=45	-0.001	0.011	0.077*	-0.078	0.048**
c x (35<edad<=40)	-0.001**	-0.001	-0.002	0.001	-0.001*
c x (40<edad<=45)	-0.000	-0.001	-0.004	0.004	-0.002**
Grupo cotización 2	0.018***	0.002	0.001	-	0.015**
Grupo cotización 3	0.023***	0.004	-	0.003	0.015***
Grupo cotización 4	0.028***	0.000	-	-	0.028***
Grupo cotización 5	0.018***	-0.019***	-	-0.019***	0.026***
Grupo cotización 6	-0.025***	-0.082***	-	-0.081***	-0.030***
Grupo cotización 7	-0.024***	-0.084***	-	-0.083***	-0.021***
Grupo cotización 8	-0.069***	-0.150***	-	-0.148***	-0.073***
Grupo cotización 9-10	-0.159***	-0.226***		-0.223***	-0.163***
Año 1989	-0.001	-0.011	-0.009	-0.011	0.001
Año 1990	-0.002	-0.019*	-0.023*	-0.009	0.000
Año 1991	-0.012***	-0.018*	-0.010	-0.023	-0.013***
Año 1992	-0.032***	-0.026***	-0.015	-0.034**	-0.036***
Año 1993	-0.040***	-0.034***	-0.014	-0.053***	-0.043***
Año 1994	-0.058***	-0.030***	-0.010	-0.047***	-0.069***
Año 1995	-0.051***	-0.031***	-0.008	-0.052***	-0.060***
Año 1996	-0.068***	-0.046***	-0.022*	-0.069***	-0.079***
Año 1997	-0.062***	-0.031***	-0.002	-0.058***	-0.073***
Año 1998	-0.062***	-0.031***	-0.008	-0.051***	-0.070***
Año 1999	-0.057***	-0.036***	-0.009	-0.062***	-0.063***
Año 2000	-0.062***	-0.042***	-0.015	-0.068***	-0.063***
Año 2001	-0.062***	-0.035***	-0.005	-0.065***	-0.063***
Año 2002	-0.090***	-0.043***	-0.006	-0.079***	-0.098***
Año 2003	-0.072***	-0.037***	-0.010	-0.063***	-0.074***
Año 2004	-0.079***	-0.046***	-0.012	-0.079***	-0.082***
Año 2005	-0.097***	-0.045***	-0.008	-0.079***	-0.101***
Año 2006	-0.072***	-0.027***	0.003	-0.056***	-0.071***
Año 2007	-0.084***	-0.029***	-0.002	-0.056***	-0.085***
Año 2008	-0.142***	-0.058***	-0.023**	-0.091***	-0.150***
Constante	0.510***	0.839***	0.956***	0.686***	0.471***
N	934987	68817	33870	34947	586518
R^2 ajustado	0.116	0.089	0.007	0.104	0.083

Nota: *Trabajadores de bajo nivel educativo: aquellos que hayan alcanzado un nivel inferior o similar a la ESO; ajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 1 y 2; desajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 3 a 10); c es la experiencia potencial que se calcula como edad-años de escolaridad - 6. * p <0,1; ** p <.05; *** p <.01.*

Cuadro A3: Forma reducida estimada para antigüedad en la empresa por nivel de cualificación (Varones, 30-44 años, 1988-2008)

	Todos los trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todas las ocupaciones	Ajustados	No ajustados	
Edad	0.374***	0.223***	0.197***	0.255***	0.119***
C	-0.246***	-0.210**	-0.114	-0.332**	-0.790***
c x edad	0.006***	0.009***	0.007*	0.011**	0.019***
35<edad<=40	2.372***	0.337	-0.082	0.900*	3.963***
40<edad<=45	6.553***	0.917	0.188	1.875*	9.572***
c x (35<edad<=40)	-0.132***	-0.027	0.008	-0.073*	-0.187***
c x (40<edad<=45)	-0.281***	-0.062	-0.015	-0.124*	-0.388***
Grupo cotización 2	0.587***	0.064	-0.028	-	0.598***
Grupo cotización 3	1.710***	0.601***	-	-0.226**	1.246***
Grupo cotización 4	2.029***	0.798***	-	-	2.002***
Grupo cotización 5	1.952***	0.558***	-	-0.227***	2.165***
Grupo cotización 6	0.127***	-0.611***	-	-1.401***	-0.104
Grupo cotización 7	1.116***	-0.244***	-	-0.999***	1.097***
Grupo cotización 8	-0.549***	-1.848***	-	-2.550***	-0.790***
Grupo cotización 9-10	-0.984***	-2.356***		-3.049***	-1.158***
Año 1989	-0.273***	-0.446**	-0.307	-0.556*	-0.245***
Año 1990	-0.439***	-0.653***	-0.625**	-0.573**	-0.386***
Año 1991	-0.529***	-0.629***	-0.547**	-0.645**	-0.471***
Año 1992	-0.420***	-0.354*	-0.234	-0.403	-0.391***
Año 1993	-0.384***	-0.368**	-0.205	-0.471*	-0.304***
Año 1994	-0.819***	-0.481***	-0.219	-0.693***	-0.834***
Año 1995	-0.836***	-0.501***	-0.148	-0.821***	-0.838***
Año 1996	-0.966***	-0.505***	-0.119	-0.871***	-1.002***
Año 1997	-1.120***	-0.697***	-0.331	-1.042***	-1.138***
Año 1998	-1.421***	-0.909***	-0.533**	-1.267***	-1.471***
Año 1999	-1.857***	-1.426***	-0.998***	-1.848***	-1.825***
Año 2000	-2.011***	-1.416***	-0.900***	-1.934***	-2.011***
Año 2001	-2.269***	-1.633***	-1.097***	-2.173***	-2.279***
Año 2002	-2.834***	-1.785***	-1.130***	-2.448***	-2.894***
Año 2003	-2.904***	-1.805***	-1.186***	-2.433***	-2.961***
Año 2004	-2.995***	-1.690***	-1.010***	-2.373***	-3.066***
Año 2005	-3.263***	-1.827***	-1.047***	-2.596***	-3.359***
Año 2006	-3.498***	-2.005***	-1.207***	-2.785***	-3.588***
Año 2007	-3.719***	-2.207***	-1.434***	-2.967***	-3.777***
Año 2008	-3.683***	-2.062***	-1.277***	-2.826***	-3.751***
Constante	-6.297***	-3.205**	-3.183*	-2495	4.532***
N	934987	68817	33870	34947	586518
R^2 ajustado	0.160	0.184	0.158	0.207	0.130

Nota: *Trabajadores de bajo nivel educativo: aquellos que hayan alcanzado un nivel inferior o similar a la ESO; ajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 1 y 2; desajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 3 a 10); c es la experiencia potencial que se calcula como edad-años de escolaridad - 6.* * p <0,1; ** p <.05; *** p <.01.

Cuadro A4: Rendimientos de la experiencia laboral - (2da etapa, con funciones de control) (Varones, 30-44 años)

	1988-1996					1997-2008				
	Todos los trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo	Todos trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todos	Ajustados	No ajustados			Todos	Ajustados	No ajustados	
Todos los emparejamientos										
1 año	-0.012***	0.041*	0.089***	0.002	-0.008**	0.018***	0.035***	0.019	0.038***	0.024***
2 años	-0.013***	0.066**	0.132***	0.018	-0.003	0.043***	0.045***	0.074***	0.036***	0.056***
3 años	-0.006	0.140***	0.253***	0.038	0.009*	0.056***	0.068***	0.106***	0.056***	0.073***
4 años	-0.000	0.165***	0.271***	0.058	0.020***	0.069***	0.095***	0.127***	0.091***	0.089***
X (dummy =1, si 5+ años)	-0.006***	0.031***	0.053***	0.013	-0.000	0.013***	0.026***	0.042***	0.019***	0.017***
X^2 x 1000	1.113***	-1.140**	-2.210**	-0.195	0.954***	-0.293***	-0.884***	-1.625***	-0.416	-0.287***
Nuevos emparejamientos										
1 año	-0.012***	0.041*	0.089***	0.003	-0.008**	0.018***	0.035***	0.020	0.038***	0.024***
2 años	-0.014***	0.061**	0.126***	0.013	-0.003	0.043***	0.046***	0.075***	0.037***	0.057***
3 años	-0.007	0.137***	0.251***	0.034	0.009*	0.056***	0.069***	0.106***	0.057***	0.073***
4 años	-0.001	0.159***	0.268***	0.048	0.020***	0.069***	0.096***	0.127***	0.093***	0.089***
X (dummy =1, si 5+ años)	-0.006***	0.031***	0.053***	0.012	-0.000	0.013***	0.026***	0.042***	0.019***	0.017***
X^2 x 1000	1.133***	-1.084*	-2.142**	-0.151	0.970***	-0.296***	-0.903***	-1.622***	-0.442	-0.287***
Emparejamientos con trabajadores desplazados										
1 año	-0.010	-0.046	-0.127	0.005	0.001	0.020***	0.064**	-0.008	0.077***	0.021***
2 años	-0.017*	0.016	0.151	0.032	-0.000	0.034***	0.055*	0.010	0.057*	0.040***
3 años	-0.022*	0.070	0.223	0.079	0.001	0.048***	0.087***	0.004	0.100**	0.055***
4 años	-0.011	0.156	0.376**	0.119	0.017	0.054***	0.091**	0.034	0.090**	0.064***
X (dummy =1, si 5+ años)	-0.007**	0.028	0.086*	0.029	0.001	0.009***	0.021**	-0.012	0.027***	0.011***
X^2 x 1000	1.025***	-0.934	-3295	-1279	0.747***	-0.018	-0.304	1301	-0.629	-0.042

Nota: *Trabajadores de bajo nivel educativo: aquellos que hayan alcanzado un nivel inferior o similar a la ESO; ajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 1 y 2; desajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 3 a 10); c es la experiencia potencial que se calcula como edad-años de escolaridad - 6. * p <0,1; ** p <.0,05; *** p < 0,01.*

Cuadro A5: Rendimientos de la experiencia sectorial (2da etapa, con funciones control) (Varones, 30-44 años)

	1988-1996					1997-2008				
	Todos los trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo	Todos trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todos	Ajustados	No ajustados			Todos	Ajustados	No ajustados	
Todos los emparejamientos										
1 año	0.010***	-0.029	-0.052	0.004	0.011***	-0.005*	-0.008	-0.005	-0.010	-0.004
2 años	0.017***	0.005	0.015	-0.021	0.017***	-0.014***	0.034***	0.042**	0.031*	-0.017***
3 años	0.015***	0.009	-0.008	0.038	0.016***	-0.016***	0.010	0.050**	-0.009	-0.018***
4 años	0.011***	0.011	-0.069	0.108**	0.012***	-0.006*	0.046***	0.072***	0.024	-0.009**
X (dummy =1, si 5+ años)	0.003***	-0.001	-0.013	0.013	0.003***	0.003***	0.009***	0.012***	0.004	0.003***
X^2 x 1000	0.163*	0.149	1.048	-0.961	0.172**	0.058*	-0.163	-0.457*	0.288	0.066*
Nuevos emparejamientos										
1 año	0.014***	-0.023	-0.042	0.003	0.015***	-0.005*	-0.007	-0.005	-0.009	-0.004
2 años	0.019***	0.006	0.016	-0.020	0.019***	-0.014***	0.033***	0.041*	0.030*	-0.017***
3 años	0.018***	0.015	-0.007	0.052	0.018***	-0.016***	0.010	0.049**	-0.009	-0.018***
4 años	0.013***	0.017	-0.067	0.120**	0.013***	-0.006*	0.049***	0.076***	0.027	-0.009**
X (dummy =1, si 5+ años)	0.003***	-0.001	-0.013	0.013	0.003***	0.003***	0.008***	0.011***	0.004	0.003***
X^2 x 1000	0.155*	0.157	1.039	-0.934	0.165**	0.060*	-0.146	-0.438*	0.294	0.068*
Emparejamientos con trabajadores desplazados										
1 año	0.006	-0.017	-0.133	0.128	0.007	0.001	-0.004	-0.051	0.031	-0.000
2 años	0.007	-0.035	-0.075	-0.002	0.007	-0.001	-0.019	-0.045	-0.010	-0.001
3 años	0.006	-0.041	-0.122	0.093	0.006	-0.011	-0.017	-0.026	-0.001	-0.012
4 años	0.015**	0.024	0.028	0.043	0.014**	-0.002	0.020	0.079	-0.019	-0.003
X (dummy =1, si 5+ años)	0.002	0.000	-0.045**	0.007	0.002	0.003**	0.013**	0.024***	0.007	0.002**
X^2 x 1000	-0.025	-1200	2.950	-2426	0.032	0.083	-0.307	-1014	0.164	0.100

Nota: *Trabajadores de bajo nivel educativo: aquellos que hayan alcanzado un nivel inferior o similar a la ESO; ajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 1 y 2; desajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 3 a 10); c es la experiencia potencial que se calcula como edad-años de escolaridad - 6. * p <0,1; ** p <.0,05; *** p < 0,01.*

Cuadro A6: Rendimientos de la antigüedad - (3ra etapa, con funciones control) (Varones, 30-44 años)

	1988-1996					1997-2008				
	Todos los trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo	Todos trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todos	Ajustados	No ajustados			Todos	Ajustados	No ajustados	
Todos los emparejamientos										
1 año	0.000	0.020***	0.008	0.025***	-0.001	0.006***	0.011***	0.020***	0.011***	0.005***
2 años	0.012***	0.042***	0.031***	0.035***	0.010***	0.023***	0.018***	0.029***	0.023***	0.023***
3 años	0.029***	0.042***	-0.003	0.083***	0.025***	0.042***	0.008*	0.020***	0.017***	0.044***
4 años	0.045***	0.062***	0.024**	0.078***	0.041***	0.057***	0.021***	0.022***	0.049***	0.059***
X (dummy =1, si 5+ años)	0.013***	0.025***	0.021***	0.023***	0.012***	0.011***	0.003**	0.004**	0.012***	0.011***
X^2 x 1000	0.019	-0.980***	-1.180***	-1.040***	0.035	-0.131***	-0.336***	-0.104	-0.787***	0.034
Nuevos emparejamientos										
1 año	-0.000	0.020***	0.017**	0.015*	-0.003**	0.007***	0.014***	0.026***	0.012***	0.005***
2 años	0.008***	0.035***	0.038***	0.015	0.004**	0.024***	0.023***	0.037***	0.025***	0.023***
3 años	0.020***	0.032***	0.012	0.050***	0.015***	0.042***	0.015***	0.030***	0.020***	0.041***
4 años	0.032***	0.050***	0.038**	0.039**	0.025***	0.053***	0.028***	0.033***	0.049***	0.052***
X (dummy =1, si 5+ años)	0.007***	0.020***	0.020***	0.012**	0.005***	0.011***	0.005***	0.006**	0.012***	0.010***
X^2 x 1000	0.509***	-0.530*	-0.852**	-0.087	0.571***	-0.179***	-0.466***	-0.170	-0.894***	0.073
Emparejamientos con trabajadores desplazados										
1 año	0.007***	0.022	0.021	0.017	0.006**	0.010***	0.022***	-0.003	0.034***	0.008***
2 años	0.020***	0.059***	0.127***	-0.006	0.017***	0.023***	0.027***	-0.005	0.043***	0.021***
3 años	0.036***	0.047*	0.051	0.036	0.032***	0.038***	0.021**	-0.042**	0.055***	0.036***
4 años	0.057***	0.072**	0.117**	0.010	0.052***	0.055***	0.040***	-0.036	0.082***	0.052***
X (dummy =1, si 5+ años)	0.012***	0.036***	0.033**	0.009	0.010***	0.012***	0.009**	-0.016**	0.024***	0.010***
X^2 x 1000	0.586***	-2.236**	-1478	0.908	0.676***	-0.176**	-1.327***	-0.289	-1.824***	0.162*

Nota: *Trabajadores de bajo nivel educativo: aquellos que hayan alcanzado un nivel inferior o similar a la ESO; ajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 1 y 2; desajustados: trabajadores con titulaciones universitarias en ocupaciones incluidas en los grupos de cotización 3 a 10); c es la experiencia potencial que se calcula como edad-años de escolaridad - 6. * p <0,1; ** p <.0,05; *** p < 0,01.*

Cuadro A7: Estimación de las ecuaciones salariales (2da etapa)- Variables regionales (Varones, 30-44 años) - **Todos los emparejamientos**

	Sin funciones de control					Con funciones de control				
1988-1996	Todos lostrabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo	Todos trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todos	Ajustados	No ajustados			Todos	Ajustados	No ajustados	
Tamaño cohorte	-0.761***	-0.184	-2.231	1.864	-0.450***	1.176***	1.030	-2.336	5.179*	0.263**
% trabajadores baja educación	-	-	-	-	0.236	-	-	-	-	0.211
% trabajadores alta educación	-0.024	0.057	0.764	-0.593	-	-0.047	-0.151	1214	-1029	-
% empleo femenino	0.062	-0.354	0.045	-0.889	0.069**	0.116	-0.014	0.636	-0.668	0.074**
K TIC/K productivo	2.570***	6.134*	1.570	9.550*	1.976***	2.552***	6.514	2.434	8.649	**2.777*** **
K productivo/PIB	-0.228*	-2.073*	-1300	-2.518*	-0.190	-0.190	-2.479**	-0.757	-3.751**	-0.118
% construcción	0.061	1.002	1.546	0.230	0.116	0.111	0.282	0.512	-0.327	0.053
% industria.	0.049	-0.017	-0.067	-0.370	0.127*	0.202**	-0.433	-0.373	-0.829	0.140*
% servicios	-0.131**	0.351	0.094	0.271	-0.012	0.088	0.004	-0.093	-0.151	0.030
Tasa desempleo masculino	-0.205***	0.536	1.137*	0.028	-0.273***	-0.261***	0.679	1.007	0.289	-0.291***
Constante	11.216***	10.461***	9.940***	10.988***	10.806***	11.062***	10.822***	9.535***	11.707***	10.691***
N	124195	4.258	2171	2.087	119937	101199	3.544	1793	1.751	97655
1997-2008										
Tamaño cohorte	1.852***	-1.500**	0.311	-2.437***	0.640***	1.339***	1.780*	0.950	1857	1.323***
% trabajadores baja educación	-	-	-	-	1.153***	-	-	-	-	0.984***
% trabajadores alta educación	-0.749***	-0.706***	-1.350***	-0.343	-	-0.636***	-0.591**	-0.940**	-0.262	-
% empleo femenino	-0.007	0.006	0.428	-0.072	0.180***	0.007	0.163	0.364	0.283	0.220***
K TIC/K productivo	-2.566***	1.474	3.903	1.229	-3.202***	-2.276***	1.719	5.125*	0.425	-2.934***
K productivo/PIB	-0.097*	-0.282	-0.353	-0.254	0.111*	-0.096	-0.110	-0.190	-0.036	0.099
% construcción	0.230***	0.075	-0.002	0.099	0.221***	0.150**	0.049	0.054	-0.018	0.204***
% industria.	0.123**	-0.245	0.191	-0.504	0.073	0.040	-0.061	0.414	-0.353	0.085
% servicios	0.097*	-0.306	-0.047	-0.419	0.098*	0.052	-0.162	0.045	-0.308	0.039
Tasa desempleo masculino	1.007***	0.282	-0.406	0.506**	1.096***	0.937***	0.315	-0.225	0.505*	1.002***
Constante	11.406***	11.714***	11.771***	10.961***	10.425***	11.436***	11.374***	11.252***	11.058***	10.468***
N	243784	16959	6023	10936	226825	197602	13854	4951	8903	183748

Cuadro A8: Estimación de las ecuaciones salariales (2da etapa) Variables regionales (Varones, 30-44 años) – **Nuevos emparejamientos**

	Sin funciones de control					Con funciones de control				
1988-1996	Todos los trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo	Todos trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todos	Ajustados	No ajustados			Todos	Ajustados	No ajustados	
Tamaño cohorte	-0.791***	-0.253	-2.303	1.801	-0.461***	1.209***	0.683	-2.677	4.805*	0.269**
% trabajadores baja educación	-	-	-	-	0.268*	-	-	-	-	0.248
% trabajadores alta educación	-0.042	0.084	0.895	-0.671	-	-0.066	-0.087	1.391	-1.078	-
% empleo femenino	0.055	-0.358	0.075	-0.939	0.066**	0.107	-0.012	0.678	-0.724	0.071*
K TIC/K productivo	2.663***	6.332*	1.398	10.189**	2.076***	2.636***	6.777*	2.278	9.583*	2.885***
K productivo/PIB	-0.247*	-2.104*	-1.303	-2.584*	-0.209	-0.204	-2.528**	-0.770	-3.847**	-0.132
% construcción	0.045	1.014	1.522	0.283	0.099	0.088	0.296	0.447	-0.224	0.029
% industria.	0.049	0.097	0.034	-0.267	0.121*	0.201**	-0.276	-0.249	-0.664	0.132
% servicios	-0.134**	0.401	0.136	0.306	-0.017	0.089	0.095	-0.040	-0.051	0.025
Tasa desempleo masculino	-0.213***	0.587	1.152*	0.109	-0.281***	-0.267***	0.739	1008	0.424	-0.300***
Constante	11.239***	10.374***	9.792***	10.997***	10.813***	11.081***	10.671***	9.350***	11.615***	10.695***
N	123113	4236	2163	2073	118877	100117	3522	1785	1737	96595
1997-2008										
Tamaño cohorte	1.840***	-1.515**	0.264	-2.442***	0.639***	1.298***	1.661*	0.735	1.798	1.327***
% trabajadores baja educación	-	-	-	-	1.157***	-	-	-	-	0.990***
% trabajadores alta educación	-0.744***	-0.714***	-1.392***	-0.335	-	-0.631***	-0.594**	-0.983**	-0.251	-
% empleo femenino	-0.011	0.006	0.396	-0.058	0.185***	0.003	0.168	0.335	0.303	0.226***
K TIC/K productivo	-2.529***	1.617	4349	1.207	-3.170***	-2.238***	1.887	5.779*	0.382	-2.899***
K productivo/PIB	-0.101*	-0.260	-0.354	-0.219	0.106*	-0.101	-0.070	-0.192	0.031	0.094
% construcción	0.228***	0.099	0.006	0.135	0.215***	0.145**	0.085	0.067	0.034	0.195***
% industria.	0.120**	-0.213	0.180	-0.449	0.067	0.035	-0.017	0.406	-0.285	0.079
% servicios	0.094*	-0.274	-0.057	-0.364	0.093*	0.048	-0.123	0.032	-0.241	0.032
Tasa desempleo masculino	1.006***	0.279	-0.419	0.515**	1.094***	0.936***	0.310	-0.230	0.509*	1.000***
Constante	11.406***	11.692***	11.840***	10.899***	10.502***	11.397***	11.336***	11.288***	10.528***	10.470***
N	242435	16896	6007	10889	225539	196253	13791	4935	8856	182462

Cuadro A9: Estimación de las ecuaciones salariales (2da etapa)- Variables regionales (Varones, 30-44 años) – **Emparejamientos con trabajadores desplazados**

	Sin funciones de control					Con funciones de control				
1988-1996	Todos los trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo	Todos trabajadores	Titulados universitarios			Trabajadores de bajo nivel educativo
		Todos	Ajustados	No ajustados			Todos	Ajustados	No ajustados	
Tamaño cohorte	-0.429	-3.221	-18.182***	5.004	-0.323***	1.279*	-3.846	-26.355***	7.766	0.385*
% trabajadores baja educación	-	-	-	-	0.125	-	-	-	-	0.373
% trabajadores alta educación	0.046	2.245	5.114*	2.586	-	-0.094	0.771	5.227	1.573	-
% empleo femenino	0.307*	2.328*	2.911	2.575	0.154**	0.325*	1.347	2.163	1.558	0.155*
K TIC/K productivo	-0.488	-5798	-5.771	-8.200	-0.501	-0.443	-6.304	-5.218	-16.884	**0.700**
K productivo/PIB	0.186	-4.391	3.354	-10.352***	0.357	0.212	-4263	6.445	-14.181***	0.444
% construcción	-0.092	0.458	0.664	-1.108	-0.051	-0.158	0.141	1.563	-2.515	-0.204
% industria.	0.018	-0.217	-0.669	-0.592	0.078	0.083	0.216	0.835	-0.909	0.028
% servicios	-0.188	-0.186	-1.232	-1.029	-0.083	-0.045	-0.313	-0.624	-1.668	-0.084
Tasa desempleo masculino	-0.256*	2.865**	4.249**	1.770	-0.390***	-0.284*	3.164**	3.805*	2.274	-0.394***
Constante	11.204***	8.656***	6.508**	9.380***	10.887***	11.240***	10.053***	5.807	11.569***	10.783***
N	28123	739	348	391	27384	22181	600	278	322	21581
1997-2008										
Tamaño cohorte	1.122***	1.638	6.352**	-0.742	0.364***	1.757**	4.232*	6.794	2.244	0.841***
% trabajadores baja educación	-	-	-	-	0.997***	-	-	-	-	0.715***
% trabajadores alta educación	-0.693***	-0.771	-2.977***	0.086	-	-0.524***	-0.041	-2.866**	1.077	-
% empleo femenino	-0.196	-0.804	0.497	-1.326*	0.038	0.122	-0.550	-0.163	-0.414	0.120
K TIC/K productivo	-2.194***	-2.371	10.739	-4.132	-2.575***	-1.805**	-8.351*	3.160	-7.644	**-2.136*** **
K productivo/PIB	-0.139	-0.302	-1.838*	0.173	0.005	-0.203	0.663	-0.110	0.678	-0.080
% construcción	-0.117	0.020	-1.629	0.791	-0.113	-0.213	0.190	-2.371*	1.553	-0.221
% industria.	0.003	-0.789	-1.415	-0.532	0.055	-0.000	-0.192	-1.064	0.434	0.055
% servicios	-0.082	-0.438	-1.481	0.087	-0.064	-0.047	-0.320	-2.005	0.722	-0.046
Tasa desempleo masculino	0.754***	0.767	0.923	0.579	0.819***	0.734***	0.350	0.839	0.325	0.770***
Constante	11.683***	12.050***	12.955***	10.579***	10.810***	11.426***	11.540***	14.127***	9.145***	10.662***
N	49970	2803	919	1884	47167	37761	2131	705	1426	35630

Cuadro A10: Estimación de las ecuaciones salariales (2da etapa) Variables regionales (Varones de educación alta 30-44 años, 1997-2008) – Efecto del tamaño de las cohortes

	Sin funciones control			Con funciones control		
	Todos	Ajustados	No ajustados	Todos	Ajustados	No ajustados
Todos los emparejamientos						
Tamaño cohorte en t	-0.751	0.884	-1.867*	1.574	0.831	1.445
Tamaño cohorte a la edad de 24-25 años	-2.370**	-2.539	-1.559	-0.650	-2.308	0.788
Nuevos emparejamientos						
Tamaño cohorte en t	-0.692	0.827	-1.752*	1.552	0.606	1.536
Tamaño cohorte a la edad de 24-25 años	-2.494**	-2.520	-1.772	-0.852	-2.344	0.501
Emparejamientos con trabajadores desplazados						
Tamaño cohorte en t	2.928	10.187***	-0.542	4.049	6.890	1.855
Tamaño cohorte a la edad de 24-25 años	-5.057*	-9.655**	-2.475	-0.744	-3.931	2.005

Cuadro A11: Coeficiente de las educación Hombres 30-44. Todos trabajadores

		Sin funciones control	Con funciones control
Todos los emparejamientos			
	1988-1996	0.202***	0.306***
	1997-2008	0.115***	0.185***
Nuevos emparejamientos			
	1988-1996	0.204***	0.308***
	1997-2008	0.115***	0.184***
Emparejamientos con trabajadores desplazados			
	1988-1996	0.196***	0.304***
	1997-2008	0.130***	0.184***

Cuadro A12: Descomposición del premio salarial a la cualificación (Titulados universitarios-Educación obligatoria) (Hombres edad 30-44 años)

	Total		Experiencia y antigüedad		Ocupación	
	1988-1996	1997-2008	1988-1996	1997-2008	1988-1996	1997-2008
Total	49.2	44.2	8.0	-2.8	-3.0	10.6
Rendimiento	30.7	24.1	8.8	-3.5	-32.7	-21.0
Características	18.5	20.1	-0.8	0.8	29.8	31.6

Cuadro A13. Descomposición del premio salarial a la cualificación por período y por tipo de ajuste entre educación y ocupación. (Titulados universitarios-Educación obligatoria) (Hombres edad 30-44 años)

	Total		Experiencia y antigüedad		Ocupación	
	1990-1992	2006-2008	1990-1992	2006-2008	1990-1992	2006-2008
Titulados universitarios vs asalariados de bajo nivel educativo						
Total	50.3	46.0	12.4	0.5	1.6	16.1
Rendimiento	66.6	30.1	13.3	-5.2	-27.6	-14.5
Características	-16.2	15.9	-0.9	5.7	29.3	30.6
Titulados universitarios ajustados vs asalariados de bajo nivel educativo						
Total	66.6	70.8	15.2	13.7	18.2	41.8
Rendimiento	35.5	23.4	15.9	6.3	-28.8	-18.4
Características	31.1	47.4	-0.7	7.4	47.0	60.2
Titulados universitarios desajustados vs asalariados de bajo nivel educativo						
Total	32.3	25.9	17.0	-2.8	4.2	23.7
Rendimiento	44.3	32.8	16.1	-10.0	-5.3	15.7
Características	-12.0	-6.9	0.9	7.2	9.5	8.0

Remuneración por Rendimiento y Diferencial Salarial de Género en España[1]

Sara de la Rica
Universidad del País Vasco, Fedea e IZA
Juan J. Dolado
Universidad Carlos III & CEPR e IZA
Raquel Vegas
Fedea

1. Introducción

Una de las piedras angulares del modelo estándar de competencia en funcionamiento del mercado de trabajo es la conocida condición de equilibrio que iguala salarios a la productividad marginal del trabajador (PMT de aquí en adelante). Como resultado de la misma, la distribución

1. Preparado para la conferencia sobre la Monografía Anual de FEDEA 2010, Talent, Effort and Social Mobility, U. Pompeu Fabra, 19-20 mayo, 2010. Agradecemos las numerosas sugerencias de nuestra comentarista Ghazala Azmat y los comentarios de Daniel Parent. Los dos primeros autores agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Educación (ECO2009-10818; SEJ2007-63098), MCINN (Consolider Ingenio-2010) y Consejería de Educación de la Comunidad de Madrid (Proyecto Excelecon).
Autor de contacto: Sara de la Rica (sara.delarica@ehu.es)

salarial observada representa el equilibrio entre oferta y demanda de trabajo. Esta implicación directa del modelo competitivo ha resultado útil para el análisis empírico de los efectos de diversos fenómenos relevantes, tales como los cambios en la demanda y oferta relativa de cualificaciones, sobre la desigualdad salarial entre y dentro de determinados grupos de trabajadores durante las últimas décadas en economías con mercados laborales flexibles como EEUU y Reino Unido (ver, entre otros, Katz y Murphy, 1992). Sin embargo, también es ampliamente reconocido que el modelo competitivo puede proporcionar una interpretación engañosa de cómo se determinan realmente los salarios en los mercados laborales actuales cuando hay información asimétrica o existen "fricciones de búsqueda" en la asignación de los trabajadores a los puestos de trabajo. Además, un característica común a muchas de las instituciones existentes en el mercado laboral (como los sindicatos y los salarios mínimos) es su tendencia a comprimir la distribución salarial, reduciendo así las diferencias en la remuneración entre los trabajadores más y menos productivos[2].

Si bien es razonable reconocer que el paradigma competitivo puede carecer de realismo en la descripción de cómo se fijan los salarios, existen algunas formas específicas de compensación salarial que se aproximan más fielmente a la condición de "salario igual a la PMT". En particular, si parte del salario se abona en función del rendimiento del trabajador - como es el caso de los bonos, comisiones o en los sistemas de remuneración a destajo- parece plausible suponer que este componente salarial se ajuste más a la productividad que el resto de los elementos que componen el salario (por ejemplo, el salario base), los cuales dependen menos del rendimiento del trabajador. Siguiendo este razonamiento intuitivo, Lemieux et al (2009) han analizado el impacto de la remuneración por rendimiento (RR de aquí en adelante) sobre la desigualdad salarial en EEUU. Su hipótesis básica es que, debido a la reducción generalizada del coste de obtener y procesar información, la mayor incidencia de la RR ha contribuido a incrementar la desigualdad salarial, fundamentalmente en la parte superior de la distribución de salarios. Así, estos autores encuentran que la RR es responsable del 25% de la desigualdad salarial para los hombres entre finales de la década de los setenta y principios

2. Existe abundante literatura empírica – véase, p.ej, Beaudry y DiNardo (1991), Card (1996), DiNardo y otros, (1996), Farber y Gibbons (1996), y Lemieux (1998) - donde se proporciona evidencia sobre diferentes situaciones en las que los salarios no se igualan a la PMT.

de los años ochenta, lo que proporciona un respaldo favorable para su teoría[3].

En este trabajo contribuimos a esta línea de investigación mediante el uso de una base de datos recientemente disponible donde aparecen desglosados los diferentes componentes del salario total percibido por los trabajadores asalariados en España. Reexaminamos la hipótesis de Lemieux et al (2009), si bien desde una perspectiva diferente que, a nuestro entender, resulta novedosa en la literatura relacionada con este tema[4]. En concreto, tratamos de analizar si la RR difiere en términos de género y en qué medida las diferencias en este componente contribuyen a explicar la brecha salarial agregada entre hombres y mujeres (gap de género en adelante) en España.

Se podría pensar en dos hipótesis alternativas sobre las diferencias de género en RR. Por un lado, bajo la hipótesis de que este componente salarial se determina de una forma más competitiva, la brecha salarial asociada a RR entre hombres y mujeres con iguales destrezas y cualificaciones debería ser menor que la que existe en los demás componentes del salario. En otras palabras, bajo el supuesto de que la RR responde a criterios mas meritocráticos, trabajadores con igual rendimiento deberían recibir el mismo RR independientemente de su género. Es más, si las mujeres percibieran algún tipo de discriminación (por preferencias y/o estadística) respecto a los hombres en trabajos en los que no se remunera por rendimiento, entonces sería lógico pensar que tenderían a buscar intensamente trabajos en los que se ofrece RR con el objetivo de reducir las diferencias que les afectan negativamente. Sin embargo, en contra de la anterior hipótesis, también podría argumentarse que, en la medida que el esfuerzo en el trabajo pueda verse negativamente afectado por las responsabilidades familiares y la carga de las tareas del hogar, la RR se convierte en un mecanismo evidente a través del cual la mayor implicación de las mujeres en dichas tareas perjudica su rendimiento en el mercado de trabajo y, por lo tanto, reduce su RR en

3. La literatura existente se ha centrado principalmente en analizar los efectos sobre la productividad de los incentivos derivados de la RR; véase, entre otros, Booth (1999), Ewing (1996), Dohmen y Falk (2009) y Lazear (2000).

4. Existe sin embargo una creciente literatura sobre las diferencias de género en la remuneración de los consejeros (CEOs) y altos ejecutivos que comparte elementos comunes con la literatura relativa a RR (véase por ejemplo, Bertrand and Hallock, 2001, y Bertrand et al., 2009)

relación a los hombres[5]. Por ejemplo, Amuedo-Dorantes y de la Rica (2006) encuentran que los complementos salariales variables en España- los cuales pueden fácilmente suponer hasta el 40 % del salario de los hombres - se pueden encontrar hasta el 80% del gap de género debido, al menos en parte, a la menor disponibilidad de las mujeres para llevar a cabo largas jornadas laborales.

Por otro lado, incluso ignorando el papel de las instituciones que distorsionan el mercado de trabajo, la hipótesis de libre acceso a empleos que comportan RR, y/o la ausencia de fricciones de búsqueda en un entorno competitivo podría no resultar adecuada para el caso de las mujeres. En primer lugar, como ha sido subrayado en la literatura de segregación ocupacional, las mujeres podrían segregarse en empleos donde la remuneración no está ligada al rendimiento (por ejemplo, en el sector público) al anticipar que estos puestos de trabajo son más compatibles con sus mayores responsabilidades en el hogar. De esa manera, en línea con la denominada hipótesis de *Mommy Track* (veáse Mincer y Polacheck, 1977), optarían de manera voluntaria por aquellos empleos que comportan mayor estabilidad y, posiblemente, una remuneración más reducida a cambio de una menor penalización en caso de interrupciones en la carrera laboral. En segundo lugar, las empresas pueden ser más reacias a aceptar mujeres en puestos con posibilidades de promoción rápida, que implican alto RR, si esperan una mayor propensión femenina a interrumpir este tipo trabajos, incluso si la habilidad de hombres y mujeres se encuentra igualmente distribuida (véase Lazear y Rosen, 1990). En tercer lugar, la discriminación estadística en la asignación de puestos de trabajo con RR puede prevalecer si los empresarios invierten en formación específica de los trabajadores y, en consecuencia, intentan minimizar su probabilidad de abandono tras ser formados. Además, si las mujeres anticipan la existencia de discriminación estadística, ello puede desalentarlas a intentar acceder a estos puestos, dando lugar a un equilibrio de expectativas auto cumplidas (véase Coate y Loury, 1993, y de la Rica et al, 2009). Adicionalmente, la presencia de elementos monopsonísticos en aquellas ocupaciones donde se cobra RR, debido a la menor movilidad de las mujeres o a la carencia de ofertas laborales alternativas, debe también contemplarse incluso si, contrariamente a la explicación tradicional basada en la acumulación de capital humano, ello no implica menor productividad (véase Booth y otros, 2003, y Manning, 2003).

5. Véase Becker (1985) y un modelo estilizado en esa línea en el Apéndice 2 (A).

A la vista de estas consideraciones, nuestro objetivo en este trabajo es profundizar en el papel específico jugado por la RR como determinante de la brecha salarial total en España entre hombres y mujeres. Los datos que utilizamos proceden de la Encuesta de Estructura Salarial 2006, recientemente publicada por el INE, que contiene datos individuales sobre trabajadores y empresas, así como información detallada de los diferentes componentes del salario total - salario base, remuneración por horas extraordinarias y otros complementos salariales. Cuando se compara nuestra base de datos con la utilizada por Lemieux et al. (2009) – el *Panel Study of Income Dynamics (PSID)*-cabe señalar que nuestros datos sufren de claras limitaciones ya que su naturaleza de sección cruzada nos impide controlar por efectos fijos de trabajadores. Sin embargo, a cambio, tienen la ventaja de ofrecer información precisa acerca de la cantidad de RR recibida por los trabajadores, a diferencia de los que ocurre en el PSID que solo proporciona información cualitativa sobre si los trabajadores reciben o no RR al menos una vez durante su relación laboral con la empresa (sin aportar la cuantía de RR). Ello implica que nuestros datos contienen menos "ruido" que los suyos, al tiempo que nos permiten concentrarnos específicamente en el componente salarial de RR en vez de en los empleos que pagan RR, como hacen estos autores.

En la primera parte del trabajo se analiza el impacto de la RR sobre el gap de género en el salario total por hora, tanto en la media como a lo largo de la distribución salarial, ya que la RR tiene por definición efectos diferentes en los distintos percentiles de la distribución salarial. En efecto, si la RR está más concentrada en los percentiles más altos, donde los bonos y las comisiones representan una mayor proporción de la remuneración total, será allí donde tengan mayor impacto en el diferencial de género, pudiendo ayudar a explicar, al menos parcialmente, el "techo de cristal" existente en dicha parte de la distribución salarial. La segunda parte del trabajo se centra exclusivamente en la RR y explora si existe sesgo de selección entre los trabajadores que reciben este componente salarial , y en qué medida el patrón observado para el gap bruto de género cambia una vez que se controla por características observables y el sesgo de selección. Adicionalmente, calculamos la brecha salarial ajustada en RR, controlando por efectos fijos de empresa y de ocupación, con el fin de identificar qué papel juegan las distintas teorías planteadas en la explicación de la elevada cuantía de los gaps salariales de género incluso cuando se ajustan por características.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2 se describe la base de datos y se ofrecen estadísticos descriptivos referentes a la muestra

total, la distribución y el valor de la RR, las diferencias en características de los trabajadores que reciben y no reciben RR, y la contribución del diferencial de género en RR a la brecha salarial total. En la sección 3 contrastamos nuestro supuesto clave, esto es, si la RR se determina de forma más competitiva que el resto de componentes salariales. La sección 4 se ocupa del diferencial de género entre aquellos trabajadores que perciben RR. Tras abordar el problema de selección muestral no aleatoria de estos trabajadores, se analiza cual de las posibles explicaciones de los diferenciales de género se ajusta mejor a la evidencia. En la sección 5 se descompone el diferencial salarial por género á la Oaxaca-Blinder, identificando que carácterísticas son remunerados de manera diferente en el mercado de trabajo. Finalmente, la sección 6 recoge las conclusiones del trabajo.

2. Datos y estadísticos descriptivos

La fuente de información utilizada es la tercera ola de la Encuesta de Estructural Salarial Española (Encuesta de Estructura Salarial o EES 06[6]). La EES es el resultado de un proyecto europeo cuyo principal objetivo era diseñar fuentes de información armonizadas referentes a los salarios en diferentes países europeos. La encuesta se basa en un muestreo aleatorio bietápico de trabajadores asalariados en la industria manufacturera, la construcción y los servicios. En primer lugar, las empresas son seleccionadas por muestreo aleatorio a partir de los Registros Generales de la Seguridad Social, que están estratificados por región y tamaño de empresa. En la segunda etapa, se extraen nuevas muestras aleatorias de trabajadores de cada una de las empresas elegidas. Nótese que los tamaños muestrales en la EES son mayores que en cualquier otra encuesta española (véanse a continuación más detalles sobre la misma). Además de los salarios, la EES contiene información individual acerca de características demográficas de los trabajadores (como la edad y el nivel de estudios alcanzado por el trabajador), así como características del puesto de trabajo (incluyendo sector, ocupación, tipo de contrato, tipo de convenio colectivo, actividad exportadora de la empresa, tamaño de empresa y región).

La principal ventaja del uso de la EES 06 para un análisis empírico detallado de los salarios y, en particular de la RR, es que incorpora un módulo en la que los empleadores proporcionan información detallada

6. Las dos olas anteriores corresponden a los años 1995 y 2002.

acerca de los componentes fijos y variables del salario anual total pagado a sus trabajadores. Este módulo nos permite identificar la RR, ya que la información relativa a bonos y comisiones relacionadas con productividad se ofrece de forma individualizada para cada trabajador. Sin embargo, una limitación importante es que la encuesta carece de suficiente información personal de los trabajadores – p. ej., de su situación familiar- puesto que sus datos han sido directamente proporcionados por los empleadores en lugar de por los propios trabajadores. Además la estructura de la EES no nos permite cruzar la información derivada de la encuesta con alguna otra realizada a nivel de trabajador, de manera que resulta imposible construir una base de datos emparejando empleador-empleado. En consecuencia, se carece de información sobre el estado civil del trabajador, las características de su pareja y el número y edad de los hijos.

Centrándonos en la información salarial contenida en la encuesta, la EES 06, además de proporcionar información acerca de los salarios mensuales totales brutos y las horas trabajadas, dispone de información precisa acerca de los componentes ordinarios (salario base y otros complementos relacionados con turnos de trabajo, antigüedad, riesgo laboral, etc.) y de los componentes no ordinarios del salario bruto anual. En concreto, en relación con esta última categoría, la EES 06 distingue dos tipos de remuneraciones diferentes:

- Pagos Anuales Fijos No Ordinarios. Estos pagos "se corresponden básicamente con las pagas extraordinarias de Navidad y de verano[7], los pagos estándar establecidos por horas extraordinarias y la participación en los beneficios normales de la empresa". Está específicamente establecido que estos importes deben ser conocidos de antemano por el trabajador, importes que son fijados típicamente a nivel del convenio colectivo y en los que su cuantía no depende ni del rendimiento de la empresa ni del rendimiento del trabajador.

- Pagos Anuales Variables No Ordinarios. A diferencia de los anteriores, estos son "pagos relacionados con el rendimiento del trabajador o de la empresa cuya cantidad no se establece a priori, ya que depende de los incentivos, rendimiento y beneficios extraordinarios". Estos pagos engloban tanto a los bonos, compensaciones y pagos por trabajo a destajo.

7. Esto implica que la parte fija del salario bruto anual total se divide en 12 pagos ordinarios y 2 extraordinarios. Esta tradición se remonta a la época de las relaciones industriales franquistas durante la etapa de la dictadura.

Dada esta desagregación del salario total, el componente de RR en lo sucesivo se identificará como Pagos Anuales Variables No Ordinarios, mientras que el componente no RR se identificará como la suma del salario ordinario y los Pagos Anuales Fijos No Ordinarios.

2.1. Descripción de la base de datos

Nuestra muestra está formada por aquellos trabajadores a tiempo completo con edades comprendidas entre los 18 y 65 años para los que el mes de la entrevista (octubre) es un mes ordinario en relación con su situación laboral. La Tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos para la muestra total, distinguiendo por género. Contiene un total de 129.930 hombres (66,6%) y 65.223 mujeres (33,4%) que trabajan en casi unas 26.000 empresas.

Al examinar las características demográficas de los trabajadores, se observan los siguientes hechos estilizados: (i) el nivel educativo de las mujeres es significativamente más alto que el de los hombres –p. ej., el porcentaje de mujeres trabajadoras con estudios universitarios (32%) casi dobla al de los hombres (18%) mientras que la proporción de mujeres que, como máximo, cuentan con estudios de primaria es 10 puntos porcentuales (pp.) más pequeña (18% frente a 28%) que para los hombres, (ii) las mujeres son, en promedio, alrededor de dos años más jóvenes que los hombres (por interpolación de los puntos medios de los diferentes intervalos de edad disponibles), (iii) la antigüedad de las mujeres en el empleo es alrededor de 1,5 años menor que la de los hombres, y (iv) el diferencial bruto de género en el salario es alrededor de 21 puntos logarítmicos favorable a los hombres.

En lo que se refiere a las características de las empresas, en promedio las mujeres trabajan en empresas más grandes (>200 empleados) que los hombres (en una fracción 9 pp. mayor) y tienen una menor cobertura de convenios colectivos a nivel de empresa (3 pp. menos).

En lo referente al salario total por hora se observa que el gap de género favorece a los hombres en 21 puntos logarítmicos cuando se usan diferencias en la media del logaritmo de salarios, y en 23,1% si se utiliza el cociente de los salarios en niveles[8]. Curiosamente, la incidencia

8. Denotando el salario anual bruto como SAB, los salarios totales por hora se definen como w=SAB/(JAP+HAE), donde JAP son las horas totales anuales trabajadas según convenio colectivo (jornada anual pactada) y HAE denota las horas extra trabajadas en el mes de la entrevista (octubre), una vez han sido anualizadas usando el patrón estacional de horas extras en la economía española a partir de 2006.

Tabla 1 – Características de la muestra (Trabajadores a tiempo completo entre 18-65 años)

Variables	Mujeres (65.233)	Hombres (129.930)
	Media	Media
Características Individuales		
Educación		
Primaria o menos	0,176	0,275
Secundaria	0,508	0,545
Universidad	0,316	0,180
Edad		
< 30	0,257	0,200
31-40	0,354	0,323
41-50	0,245	0,265
>50	0,143	0,212
Antigüedad (años)	7,410	8,867
Contrato Indefinido	0,727	0,768
Salarios		
Salario Total hora (logs)	2,185	2,391
Retribución por Rendimiento (RR)		
% trabajos que reciben RR positivo	0,227	0,227
RR total hora (sólo trabajadores con RR positivo)	1,127	1,958
Características de la Empresa		
Tamaño		
<50 trabajadores	0,339	0,403
51-200 trabajadores	0,265	0,288
>200 trabajadores	0,396	0,309
Convenio colectivo empresa	0,163	0,194
Empresa Exportadora	0,163	0,194

Fuente: EES (2006)

de RR (22,7%) es casi idéntica por sexo lo que, a primera vista, resulta coherente con nuestra conjetura anterior sobre el atractivo de este tipo de remuneración para las mujeres al estar, en principio, menos sujeto a prácticas discriminatorias. Esta afirmación, no obstante, deberá reconsiderarse más adelante, una vez reportemos evidencia adicional sobre la posición de las mujeres a lo largo de la distribución de RR.

2.2. Caracterización de la remuneración por rendimiento

La Tabla 2a compara las características muestrales distinguiendo por género, de los receptores y no receptores de RR, así como de las empresas en las que trabajan. El resultado más destacable es que los perceptores de RR presentan mayor nivel educativo que los no perceptores (el 40% de las mujeres y el 27% de los hombres que reciben RR son universitarios frente al 29% y el 15% entre los que no lo reciben). Asimismo, los perceptores de RR son mayores (tienen una proporción alrededor de 10 pp. mayor en el grupo de edad de 31-50), tienen mayor antigüedad en la empresa (en torno a 2,5 y 5 años más en el caso de las mujeres y hombres, respectivamente), disfrutan en mayor proporción de contratos de carácter indefinido y trabajan en empresas más grandes (típicamente menos sujetas a convenios colectivos centralizados de carácter provincial/ sectorial).

La Tabla 2b, a su vez, muestra la incidencia de RR por sectores y ocupaciones. Con respecto a los primeros, la Intermediación Financiera (60%) y el sector Educativo (9%), son aquellos donde la RR resulta ser más y menos relevante, respectivamente. En lo relativo a las ocupaciones, los resultados obtenidos confirman que la incidencia de la RR es mayor en las categorías ocupacionales con mayores salarios: 50% en el caso de los Directivos y 30% en el caso de los Profesionales y Técnicos.

Finalmente, la Tabla 2c muestra la proporción de mujeres perceptoras de RR en los diferentes intervalos de la distribución de este componente salarial, las cuales podemos comparar con la proporción de mujeres que reciben RR en la muestra, alrededor del 33,4%.La caída brusca en el porcentaje de mujeres que reciben RR a medida que nos movemos hacia la parte superior de la distribución -desde el 41% en la parte más baja hasta el 16% en la parte más alta- es aparentemente inconsistente con nuestra conjetura previa sobre la mayor propensión femenina hacia la RR, especialmente teniendo en cuenta que ellas tienen un nivel educativo superior al de los hombres. Por el contrario, la evidencia mostrada parece

Tabla 2a: Características de trabajadores y empresas por tipo de empleo y género

	Trabajadores remunerados por rendimiento (RR)		Trabajadores no remunerados por rendimiento (NRR)	
	Mujeres (14.789 obs.)	Hombres (29.460 obs.)	Mujeres (50.444 obs.)	Hombres (100.470 obs.)
Variables	Media	Media	Media	Media
Educación				
Primario o menos	0,107	0,178	0,196	0,304
Secundaria	0,494	0,545	0,512	0,545
Universitarios	0,399	0,277	0,292	0,151
Edad				
Menores de 30 años	0,204	0,149	0,273	0,215
31-40	0,381	0,313	0,346	0,325
41-50	0,265	0,294	0,239	0,257
>50	0,150	0,244	0,141	0,203
Antigüedad (años)	9,281	12,037	6,861	7,938
Contrato Indefinido	0,814	0,862	0,741	0,741
Características de la Empresa				
Tamaño				
<50 trabajadores	0,201	0,235	0,380	0,452
51-200 trabajadores	0,239	0,297	0,272	0,285
>200 trabajadores	0,560	0,467	0,348	0,262
Negociación Colectiva(ref: Convenio Sectorial)				
Convenio de Empresa	0,193	0,288	0,154	0,167
Tipo de mercado (ref: empresa no exportadora)				
Empresa exportadora	0,231	0,261	0,135	0,153

Tabla 2b: Incidencia de la RR por sectores y ocupación

	Media	Dev. Est.	No. Obs.
Sectores			
Minería & Ind.Extractivas	0,188	0,391	2.919
Manufacturas	0,205	0,404	74.332
Energía	0,324	0,468	4.627
Construcción	0,127	0,333	17.096
Comercio al por menor	0,241	0,427	17.131
Hostelería and Restauración	0,123	0,328	8.315
Transporte	0,324	0,468	12.710
Intermediación Financiera	0,598	0,490	10.475
Inmobiliarias y Serv.Residenciales.	0,194	0,395	16.342
Educación	0,092	0,289	7.998
Salud	0,287	0,452	14.178
Otros Servicios	0,146	0,353	9.040
Ocupaciones			
Directores	0,497	0,500	6.190
Profesionales	0,288	0,453	20.295
Técnicos	0,326	0,469	30.184
Administrativos	0,257	0,437	24.761
Servicios	0,196	0,397	17.528
Agricultura, Ganadería y Pesca	0,146	0,353	542
Artesanos	0,169	0,375	37.918
Operadores de Maquinaria	0,180	0,384	34.822
Trabajadores no cualificados	0,127	0,333	22.923

ser más coherente con otras teorías basadas en la idea de segregación ocupacional y/o menor movilidad, que predicen la presencia de "techos de cristal" conducentes a que las mujeres altamente cualificadas tengan menor probabilidad de obtener puestos de elevada remuneración que los hombres.

Tabla 2c: Proporción de mujeres a lo largo de la distribución de RR

	% Mujeres en el percentil
[P0-P10]	40,6%
[P11-P25]	40,3%
[P26-P50]	39,5%
[P51-P75]	32,0%
[P76-P90]	24,8%
[P91-P95]	18,6%
[P95-P100]	15,9%

2.3. La contribución de la Remuneración por Rendimiento al diferencial total de género

A continuación, pasamos a analizar la importancia cuantitativa de la RR, el tamaño del diferencial de género en este componente del salario y, finalmente, su contribución al gap de género en el salario total. Como se explica en el Apéndice 1, se simplifica mucho el cálculo de las respectivas contribuciones de los diferenciales de género en los componentes de RR y no RR al gap total, utilizando una medida del gap expresada en porcentaje (ratio entre el salario medio de los hombres y el salario medio de las mujeres, menos la unidad) en lugar de en puntos logarítmicos (diferencias en las medias del logaritmo de salarios), como es habitual en la literatura al respecto. Las primeras cuatro columnas en la Tabla 3a muestran el salario total por hora de aquéllos que reciben RR (expresado en €) distinguiendo por género, así como el porcentaje que representa la RR sobre el salario total. Además, con fines comparativos, en las últimas dos columnas se muestran los salarios por hora de aquéllos que no perciben RR. La Tabla 3b proporciona evidencia similar pero en esta

ocasión referida exclusivamente a los dos componentes del salario total por hora de los perceptores de RR, es decir, los componentes variables y no variables. Finalmente, la Figura 1 presenta los tres diferenciales de género en términos porcentuales (salario total por hora, w, RR/ componente salarial variable, v, y otros componentes fijos del salario, f) tanto en la media como a lo largo de la distribución salarial para el conjunto de trabajadores que conforman nuestra muestra.

Como puede observarse, los perceptores de RR ganan en media más que los no perceptores (salarios alrededor de 64% y 50 % más elevados para hombres y mujeres receptores, respectivamente), lo que resulta coherente con la evidencia ofrecida en la Tabla 2a acerca de que los primeros presentan mejores cualificaciones y mayor experiencia que los segundos. Utilizando información individual acerca de la RR, podemos calcular el diferencial de género sin ajustar (es decir, en términos brutos) en dicho componente salarial. Obtenemos una brecha salarial sorprendentemente alta, del 74%, (alrededor de 46 puntos logarítmicos usando la medida convencional basada en la media geométrica) a favor de los hombres. Este gap es mucho mayor que el gap sin ajustar calculado para el salario total por hora en toda la muestra (24% o 20,6 puntos logarítmicos). Cabe hacer notar, sin embargo, que la proporción de la RR sobre el salario total en promedio es bastante reducida: 7% en el caso de las mujeres y 9% en el caso de los hombres.

No obstante, como era de esperar, el porcentaje de trabajadores que reciben RR aumenta a medida que nos movemos hacia los tramos altos de la distribución salarial, alcanzando el 22% (hombres) y 17% (mujeres) en el percentil 90 (P90). En conjunto, la pequeña fracción del salario que representa la RR y la reducida proporción de perceptores de RR en la muestra (22,7%) implican que su contribución ha de ser necesariamente reducida a la hora de explicar la brecha salarial total de género en toda la muestra de los trabajadores: 1,7 pp. de 24,0 pp. (7% en la media), pese a que aumenta levemente su importancia en la parte superior de la distribución salarial, donde alcanza a explicar 3,8 pp. de 33 pp. (11,5%) en el P90.

Tabla 3a: Salarios por hora para perceptores y no perceptores de RR

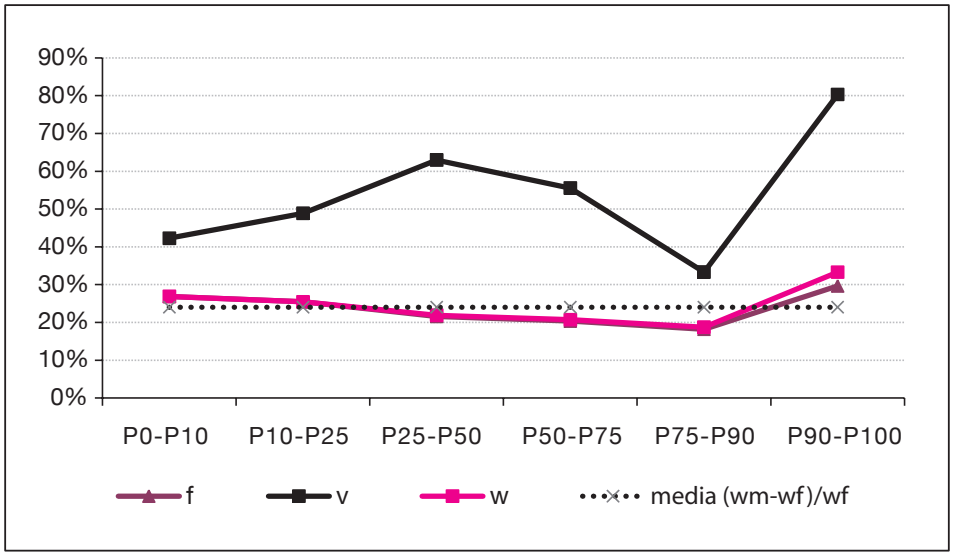
	Trabajadores remunerados por rendimiento (RR)				Trabajadores no remunerados por rendimiento	
	Mujeres		Hombres		Mujeres	Hombres
	Salario Total Hora (€)	Ratio RR/ Salario Total (%)	Salario Total Hora (€)	Ratio RR/ Salario Total (%)	Salario Total Hora (€)	Salario Total Hora (€)
Media	14,503	7,164	19,144	9,012	9,678	11,665
P10	6,060	0,976	7,801	0,921	3,721	4,689
P25	8,577	2,087	10,804	2,445	5,884	7,308
P50	12,479	4,657	16,051	6,012	8,126	9,826
P75	18,800	9,491	23,546	12,731	12,048	14,192
P90	24,842	16,684	33,127	21,744	17,795	20,162

Tabla 3b: Componentes del salario por hora (en euros) (Perceptores de RR)

	Mujeres		Hombres	
	RR	Otros Componentes Salariales	RR	Otros Componentes Salariales
Media	1,127	13,376	1,958	17,186
P10	0,102	5,648	0,132	7,031
P25	0,225	7,850	0,324	9,675
P50	0,539	11,679	0,890	14,758
P75	1,311	17,509	2,198	21,694
P90	2,594	22,828	4,493	29,597

El siguiente paso consiste en examinar si la RR juega un papel más relevante cuando consideramos exclusivamente la muestra de sus perceptores. Utilizando exclusivamente esta muestra, la Figura 2 muestra los gaps brutos (sin ajustar), otra vez en la media y a lo largo de la distribución, para el salario total hora (w), la parte fija del salario (f), junto con la contribución estimada de la RR sobre el diferencial total, siguiendo el procedimiento de cálculo expuesto en el Apéndice 1[9]. La contribución del componente de RR al gap en el salario total es ahora superior que en la muestra que incluía a todos los trabajadores, 5,7 pp. de 32 pp. Es decir, la contribución de la RR se sitúa en alrededor del 18% en la media y en 25% (11,7 pp. de 46,5 pp.) en la parte alta de la distribución salarial.

Figura 1:



En resumen, se pueden derivar dos conclusiones principales de este análisis preliminar: (I) el gap de género en RR es mayor que el gap en el salario total por hora, especialmente en la parte alta de la distribución salarial donde puede explicar en torno a 1/4 del "techo de cristal" observado en la misma, y (II) la RR tiene sentido fundamentalmente para los salarios más altos en línea con la evidencia previa de que los perceptores de este tipo de compensación variable tienen mejores características observables.

9. El gap en el componente RR (v) es el que se muestra en la Figura 1.

En principio, diversas teorías pueden ser consistentes con los resultados anteriormente señalados. En primer lugar, en relación al resultado (I), es posible que los salarios acordados en la negociación colectiva a nivel de provincia e industria y los salarios efectivos sean similares para los trabajadores no universitarios ocupados en empleos menos cualificados, mientras que los salarios negociados sólo supongan un suelo a los salarios efectivos en el caso de los trabajadores universitarios ocupados en empleos de mayor cualificación. En este sentido, existe evidencia (véase Dolado et al., 1997) acerca de que los empresarios mejoran la remuneración de los trabajadores de alta cualificación por encima de lo negociado en el convenio a través de acuerdos de carácter formal e informal, los cuales probablemente impliquen un componente variable de RR. Por tanto, en la medida en que los sindicatos compriman la distribución salarial y que los salarios base respondan más a la categoría ocupacional del trabajador y a la antigüedad que a sus características individuales, como es el género, es probable que el gap bruto en el componente no variable sea menor que el correspondiente gap en componente de RR. Ello se confirma por el hecho de que la desviación estándar en el componente no variable del logaritmo del salario total hora (0,61 y 0,60 para hombres y mujeres, respectivamente) sea menos de la mitad que la desviación del componente del logaritmo de RR (1,41 y 1,34, respectivamente).

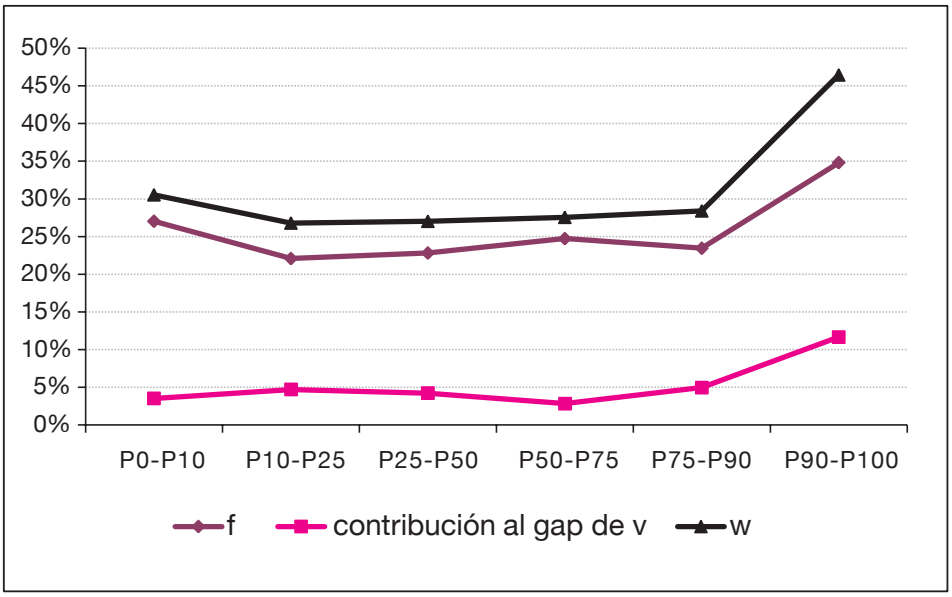
Por lo que respecta al resultado (II), podría racionalizarse atendiendo a tres teorías: (i) las mujeres ejercen menos esfuerzo en los trabajos que pagan RR debido a la carga derivada de las tareas del hogar, (ii) las mujeres se auto-seleccionan en empresas distintas a aquellas en las que RR representa una parte relevante del salario total, o (iii) las mujeres reciben menor RR que los hombres debido a la presencia de rasgos monopsonísticos en aquellas empresas donde se ofrece RR, posiblemente relacionados con la creencia por parte del empresariado de que las mujeres tienen una menor movilidad que los hombres con idéntica cualificación.

En el Apéndice 2 (A y B) se ofrece un sencillo modelo que ilustra las principales implicaciones de género para los receptores de RR, discutidas posteriormente, con el fin de que sirva de base para discutir las principales predicciones extraíbles a partir de las teorías anteriormente citadas.

Para determinar cuál de dichas teorías juega un papel más relevante en la explicación del enorme diferencial salarial de género entre los perceptores de RR, resulta conveniente seguir los siguientes pasos. En primer lugar, resulta necesario contrastar la hipótesis de Lemieux et al

(2009) sobre si el salario total que contiene una parte positiva de RR se aproxima más a la PMT que el que no la incluye. En segundo lugar, se analiza si el diferencial de género en RR varía una vez que se ajusta por diferencias en características individuales y asociadas al puesto de trabajo. En otras palabras, se trata determinar si, bajo los supuestos de mercado competitivo e idénticas características observables de los trabajadores, la brecha en RR continúa siendo "sorprendentemente grande". Las dos secciones siguientes abordan estas cuestiones.

Figura 2:



3. ¿Se determina la Retribución por Rendimiento de forma competitiva?

Continuando con la motivación anterior, esta sección se dedica a analizar si los salarios de los perceptores de RR están "más vinculados al trabajador" mientras que los de los no perceptores de RR se hallan "más vinculados al puesto de trabajo".

Una vez más, la idea básica es que, si la RR depende esencialmente de las capacidades de los individuos, la PMT sería más transferible entre empresas y empleos, respaldando la idea de que los salarios con RR se

fijan de una manera más competitiva que los restantes componentes salariales. Si el componente de RR responde más la productividad del trabajador, entonces debería observarse que las variables de capital humano -básicamente edad, educación y en menor medida, antigüedad[10] deberían obtener mayores rendimientos que en el caso donde no existe RR. Por el contrario, los rendimientos a las características del puesto de trabajo -como tamaño de empresa, sector, y antigüedad en la empresa- deberían obtener un mayor rendimiento en las retribuciones sin RR.

Para analizar esta cuestión, la Tabla 4 muestra el resultado de estimar una regresión salarial minceriana (con el salario por hora en logaritmos como variable dependiente) donde los rendimientos (coeficientes estimados) de las características del puesto de trabajo y de las variables de capital humano se reportan en las primeras dos columnas de forma separada para trabajadores con RR y sin RR, respectivamente.

A su vez, la tercera columna muestra los resultados de una regresión conjunta (pooled) en la que se añaden interacciones de variables de capital humano y las propias de las características del puesto de trabajo con un indicador de percepción de RR, con el objetivo de contrastar si existen diferencias significativas en los rendimientos entre ambos grupos. Por tanto, si denotamos el salario hora del trabajador *i* en la empresa *j* como W_{ij}, las características individuales y las asociadas al puesto de trabajo con X_i y X_j respectivamente, y la variable indicador (1/0) de recepción de RR con Di, el modelo estimado es:

$$\ln W_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D_i + X_i \beta_2 + X_j \beta_3 + D_i X_i \phi_1 + D_i X_j \phi_2 + \varepsilon_{ij}$$

donde se espera que $\phi_1 > 0$ y $\phi_2 < 0$.

En línea con los resultados de Lemieux et al. (2009), encontramos que los rendimientos a las características asociadas al trabajador son más elevados para los perceptores de RR que para los no perceptores. Por

10. Cuanto menor sea (en términos absolutos) el coeficiente de la interacción entre antigüedad y el indicador de RR mayor es el poder de los sindicatos en la negociación colectiva para determinar el componente salarial diferente a la RR, donde la antigüedad es un elemento clave en los incrementos salariales.

ejemplo, los rendimientos a la educación universitaria y secundaria son 41% (0,304 vs. 0,215) y 60% (0,09 vs. 0,06) mayores, respectivamente, para los perceptores de RR que para los no perceptores. Del mismo modo, los rendimientos asociados a la edad, como proxy de la experiencia potencial y, en menor medida, a la antigüedad siguen el mismo patrón. Por contra, los rendimientos asociados al tamaño de la empresa y a otras características del puesto de trabajo son significativamente menores para los perceptores de RR, como también lo son los coeficientes estimados para tipo de sector y ocupación (no reportados en esta tabla por brevedad). Este hecho respalda la teoría de que, para los perceptores de RR, el salario se aproxima más a la productividad del trabajador que en el resto. Sin embargo, el hecho de que los rendimientos estimados de las variables asociadas a características de las empresas sean, en general, estadísticamente significativos apunta a que los trabajadores tienden a ser clasificados en puestos de trabajo por las empresas, aunque en menor medida en la muestra de perceptores de RR.

Tabla 4: Regresiones (log) salario por hora

Variable Dependiente: log salario total por hora

	(1) Trabajadores con RR	(2) Trabajadores sin RR	(3) Todos
Remunerado por rendimiento (RR)			0,208***
			(0,009)
Mujer	-0,223***	-0,212***	-0,219***
	(0,004)	(0,003)	(0,004)
Edad 30-39 (ref:<30)	0,139***	0,098***	0,095***
	(0,006)	(0,003)	(0,004)
Edad 41-49	0,199***	0,116***	0,114***
	(0,007)	(0,004)	(0,004)
Edad 50-59	0,227***	0,161***	0,161***
	(0,008)	(0,004)	(0,005)
Edad >60	0,262***	0,155***	0,158***
	(0,014)	(0,007)	(0,008)
Universitario (ref: Primaria)	0,277***	0,223***	0,215***
	(0,007)	(0,005)	(0,004)
Secundaria	0,077***	0,063***	0,060***
	(0,006)	(0,003)	(0,003)
Antigüedad	0,044***	0,042***	0,043***
	(0,001)	(0,000)	(0,000)
Antigüedad^2.	-0,001***	-0,001***	-0,001***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Contrato Permanente	0,282***	0,313***	0,312***
	(0,006)	(0,003)	(0,003)
Tamaño de empresa: 50-199	0,067***	0,095***	0,094***
Ref: <50)	(0,005)	(0,003)	(0,003)
Tamaño de empresa: >199	0,118***	0,166***	0,164***
	(0,005)	(0,003)	(0,003)
Convenio de empresa	0,011	0,015*	0,013*
	(0,008)	(0,008)	(0,007)
Empresa exportadora	0,027***	0,035***	0,045***
	(0,005)	(0,003)	(0,003)
Interacciones con RR			
Mujer*RR			-0,007
			(0,005)
Edad 30-39*RR(ref:<30)			-0,047***
			(0,007)
Edad 41-49*RR			-0,029***
			(0,008)
Edad 50-59*RR			0,072***
			(0,010)
Edad >60*RR			0,101***
			(0,016)
Universitaria*RR (ref: Primaria)			0,089***
			(0,007)
Secundaria*RR			0,030***
			(0,006)
Antigüedad*RR			0,011***
			(0,004)
Contrato Permanente *RR			-0,025***
			(0,007)
Tamaño de empresa: (ref<50)			-0,027***
50-199*RR			(0,006)
Tamaño de empresa: >199*RR			-0,042***
			(0,006)
Convenio de empresa*RR			-0,006**
			(0,003)
Empresa Export.*RR			-0,014***
			(0,006)
No. Observaciones	44.249	150.914	195.163
R2	0,605	0,511	0,573

Nota: Error estándar entre paréntesis. Se incluyen también variables artificiales sectoriales (11) y de ocupación (8) en las estimaciones.

4. Diferenciales de género ajustados en el componente de RR

Una vez que el diferencial bruto en RR ha sido descrito, procedemos a calcular su homólogo ajustado por diferencias en características observadas del individuo y del puesto de trabajo. Sin embargo, el hecho de que significativamente menos de una cuarta parte de los trabajadores en la muestra total reciban RR y que estos trabajadores presenten características individuales y propias del puesto diferentes a las de los no perceptores, nos obliga a considerar la posibilidad de que exista una posible selección no aleatoria de los trabajadores en la muestra de perceptores de RR. Ello resulta especialmente relevante si el mecanismo de selección en la muestra con RR no es el mismo para hombres y mujeres. En tal caso, ignorar las diferencias en el proceso de selección entre ambos sexos conduciría a estimaciones sesgadas del diferencial ajustado de género en el componente salarial de RR.

4.1. Selección muestral de trabajadores receptores de RR

La Tabla 5 ofrece los resultados de estimar un modelo probit para explicar la participación de la muestra de los perceptores de RR (RR=1, no-RR=0). Este modelo será utilizado posteriormente para calcular el ratio de Mills siguiendo el procedimiento bi-etápico convencional á la Heckman para controlar por selección en la estimación de una regresión del logaritmo del componente de la RR en el salario hora. Al no disponer de información relativa al estado civil o el número y edad de los hijos en nuestra base de datos, utilizamos como variable de identificación en la ecuación de participación una variable indicador sobre si existe negociación salarial a nivel de empresa (Convenio Colectivo de Empresa). La idea que subyace a la elección de esta variable de identificación es que en los empleos donde prevalece este tipo de acuerdos descentralizados es más probable que exista componente de RR en el salario que en otro tipo de empleos en los que los salarios se negocian de una forma más centralizada (Convenios Colectivos Sectoriales/Provinciales o Nacionales) donde los sindicatos tienen un papel más relevante. Yendo más allá, el hecho de que el coeficiente estimado de esta variable no sea estadísticamente significativo cuando lo incluimos en la regresión salarial de RR nos permite no descartar la validez de esta restricción de exclusión.

La primera columna de la Tabla 5 muestra las estimaciones de los coeficientes del probit utilizando las variables explicativas estándar, en las que una variable indicador de ser mujer (1/0) recoge las diferencias

en la probabilidad de recibir salarios con componente de RR entre hombres y mujeres. Puede observarse que las mujeres tienen una menor probabilidad de tener salarios con componente de RR que los hombres con iguales características trabajando en las mismas ocupaciones. El resto de las estimaciones apoya la evidencia mostrada en la Tabla 2: mayor nivel educativo, mayor antigüedad y tener una edad comprendida en el intervalo entre 31 y 50 años incrementa dicha probabilidad.

Por tanto, en principio, esta evidencia choca con la conjetura anteriormente enunciada de que, bajo el paradigma de mercado competitivo, hombres y mujeres con la misma productividad no debieran mostrar diferencias significativas en lo que se refiere a su participación en puestos de trabajo que pagan RR. Si las mujeres prevén aspectos no competitivos en los empleos en los que el salario no incluye RR, deberían tener una mayor presencia en empleos con RR. Con el fin de examinar en qué medida estas diferencias en la participación de las mujeres pueden relacionarse con el hecho de que sufran una mayor desutilidad en el mercado de trabajo debido a su mayor implicación en las tareas del hogar, como planteaba Becker, o bien debido a la existencia de segregación ocupacional y/o su menor movilidad laboral, como se plantea en las hipótesis de "mommy track" y de "monopsonio", la segunda columna de la Tabla 5 muestra las estimaciones obtenidas en una especificación en la que se incorporan términos de interacción entre los diferentes intervalos de edad y el indicador de ser mujer. Bajo la primera hipótesis, las principales diferencias entre hombres y mujeres (en contra de las segundas) deberían aparecer en aquellos grupos de edad más propensos a tener cargas familiares ya que sería la mayor implicación femenina en las tareas del hogar la que redujera su rendimiento en el mercado de trabajo. Al carecer de información acerca del estado civil y la composición del hogar, identificamos a las mujeres con edades entre 31-50 años como aquéllas más propensas a estar implicadas en el cuidado y crianza de niños, atención a personas mayores, etc. Por tanto, controlando por el resto de características observables, debería esperarse una menor probabilidad de participación en RR entre las mujeres en dicho tramo de edad. Ello se reflejaría en un coeficiente negativo en el término de interacción correspondiente entre la variable índice RR y las que se corresponden con los intervalos de edad de 31-39 años y 40-49 años. Por contra, bajo la segunda hipótesis, el efecto debería reflejarse sobre todo en el coeficiente del indicador de ser mujer ya que, independientemente de su edad, todas las trabajadoras preverían interrupciones en su carrera debido a las razones anteriormente enunciadas (ser madres o cuidar de sus mayores).

Tabla 5: Estimación Probit

Variable Dependiente: Recibir RR (1/0)		
	(1)	(2)
Mujer	-0,047***	-0,103***
	(0,008)	(0,016)
Edad 30-39 (ref:<30)	0,052***	0,016**
	(0,010)	(0,008)
Edad 41-49	0,032***	0,002
	(0,011)	(0,013)
Edad 50-59	0,015	-0,010
	(0,013)	(0,015)
Edad >60	-0,076***	-0,099***
	(0,023)	(0,026)
Universitaria (ref: Primary)	0,260***	0,262***
	(0,013)	(0,013)
Secundaria	0,164***	0,161***
	(0,009)	(0,009)
Antigüedad	0,030***	0,031***
	(0,001)	(0,001)
Antigüedad2	-0,001***	-0,001***
	(0,000)	(0,000)
Contrato Permanente	0,037***	0,035***
	(0,010)	(0,010)
Tamaño de empresa: 50-199 Ref: <50)	0,295***	0,301***
	(0,009)	(0,009)
Tamaño de empresa: >199	0,485***	0,478***
	(0,008)	(0,009)
Convenio Colectivo de Empresa	0,096**	0,120***
	(0,009)	(0,009)
Empresa exportadora	0,122***	0,120***
	(0,009)	(0,011)
Edad 30-39*Mujer (ref:<30)		-0,047***
		(0,019)
Edad 41-49* Mujer		-0,031***
		(0,011)
Edad 50-59* Mujer		0,072***
		(0,024)
Edad>60* Mujer		0,062
		(0,052)
No. Observaciones	195.163	195.163
Pseudo R^2	0,111	0,123

Nota: Error estándar entre paréntesis.

El principal resultado obtenido es que todos los coeficientes de estas interacciones resultan ser negativos y altamente significativos: Ello indica que, condicionando en el resto de variables explicativas, las mujeres situadas en los intervalos de edad considerados tienen menor probabilidad de percibir RR que las mujeres más jóvenes y más mayores, respectivamente. Por ejemplo, el coeficiente neto de una mujer con edades comprendidas entre los 30-39 años es -0,134 (=-0,103+0,016-0,047) mientras que, para una mujer menor de 30 o entre los 50-59 años, su correspondiente coeficiente neto sería -0,103 y -0,041 (=-0,103-0,01+0,072), respectivamente. Un contraste chi-cuadrado rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes en los intervalos de edad considerados, con un p-valor de 0,023. En consecuencia, esta evidencia señala que es bastante probable que las hipótesis del "mommy track"/"monopsonio" jueguen un papel conjunto a la hora de explicar las diferencias de género en la percepción de salarios con un componente de RR.

4.2. ¿Segregación ocupacional o monopsonio?

4.2.1 Regresiones con efectos fijos de empresa y/o de ocupación

El siguiente paso es analizar cuál de las dos teorías inherentes a la anterior hipótesis conjunta es más probable que explique el gap de género en el componente salarial de RR: ¿son aspectos relacionados con "la segregación ocupacional" o bien "rasgos monopsonísticos"? Para intentar discriminar entre estas dos explicaciones alternativas llevamos a cabo el siguiente ejercicio. Partiremos de una ecuación salarial minceriana, restringiéndonos a la muestra de perceptores de RR, en la que se incluye un indicador de ser mujer además de controlar por características individuales y asociadas al puesto de trabajo. A continuación, se compara el coeficiente estimado del indicador de ser mujer en una regresión (en la que se incluirá el ratio de Mills obtenido a partir de la ecuación de participación en la segunda columna de la Tabla 5) bajo cuatro especificaciones diferentes: (i) una regresión agrupada (P), (ii) con efectos fijos de ocupación (WO), [11] (iii) con efectos fijos de empresa (WF) y, finalmente, (iv) con efectos fijos de empresa y ocupación (WFO).

El razonamiento subyacente a esta comparación es como sigue. Denotemos el coeficiente del indicador de ser mujer en las cuatro especificaciones anteriores, respectivamente, como β_P, β_{WO}, β_{WF} y β_{WFO}.

11. Utilizamos la clasificación ocupacional más desagregada posible con los datos disponibles, consistente en 18 categorías ocupacionales.

Entonces, bajo la hipótesis de "segregación ocupacional" deberíamos esperar que β_{WFO} fuera significativamente menor que β_P (ya que estamos comparando a hombres y mujeres en la misma ocupación y empresa) mientras que β_{WF} debería ser similar a β_P. Por contra, bajo la hipótesis de "monopsonio", β_{WF} debería ser menor que β_P (ya que ahora la comparación es entre hombres y mujeres trabajando en la misma empresa) mientras que β_{WFO} y β_P deberían ser iguales. Finalmente, si ambas teorías son relevantes, entonces β_{WFO} debería ser menor que β_{WO} y β_{WF}, siendo este último, a su vez, menor que β_P.

La Tabla 6 contiene las estimaciones obtenidas bajo dichas especificaciones alternativas, a las que por conveniencia se añaden los coeficientes obtenidos en una estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO, sin incluir la corrección por sesgo de selección), en la primera columna con fines meramente comparativos. Destacan los siguientes resultados:

En primer lugar, el diferencial ajustado de género en la especificación MCO agrupada es alrededor de 41 puntos logarítmicos frente al diferencial bruto (sin ajustar) de 46 puntos logarítmicos. En segundo lugar, una vez que se controla por el sesgo de selección en dicha especificación, el gap crece ligeramente hasta los 45 puntos logarítmicos. El hecho de que este último gap supere al obtenido en la estimación por MCO de la primera columna se explica por el signo significativamente positivo del coeficiente del lambda de Heckman, reflejo de una selección marcadamente positiva de las mujeres en la muestra de perceptores de RR, pese a tener menor antigüedad que los hombres, lo que da lugar a un diferencial salarial mayor una vez se corrige por el sesgo de selección. En tercer lugar, de nuevo controlando por dicho sesgo, la estimación del gap en la especificación con efectos fijos de empresa (34 puntos logarítmicos) es bastante menor que la correspondiente en la especificación con efectos fijos de ocupación (43 puntos logarítmicos), el cual, por otro lado, es bastante similar al gap estimado en la especificación MCO agrupada (41 puntos logarítmicos). Finalmente, el diferencial salarial en la especificación con efectos fijos conjuntos de empresa y de ocupación (29 puntos logarítmicos) es ligeramente menor que el gap en la especificación con efectos fijos de empresa y de ocupación, cuando se tratan separadamente. Interpretamos estos resultados como evidencia más favorable a la hipótesis "monopsonística" a nivel conjunto de ocupación y empresa que a la hipótesis convencional de "segregación ocupacional" como teoría útil para explicar el gran diferencial de género obtenido en RR.

Tabla 6: Estimaciones de especificaciones alternativas del log. del salario por hora corregidas por sesgo de selección

Variable Dependiente: log del componente salarial de RR					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	MCO	Selección Heckman	Dentro Empresa	Dentro Ocupaciones (18)	Dentro Empresa y Ocupación
Mujer	-0,407***	-0,453***	-0,343***	-0,434***	-0,290***
	(0,014)	(0,018)	(0,011)	(0,019)	(0,011)
Edad 30-39 (ref:<30)	0,257***	0,337***	0,181***	0,281***	0,143***
	(0,019)	(0,024)	(0,018)	(0,024)	(0,017)
Edad 41-49	0,334***	0,381***	0,252***	0,313***	0,192***
	(0,022)	(0,026)	(0,019)	(0,027)	(0,019)
Edad 50-59	0,326***	0,353***	0,238***	0,298***	0,184***
	(0,026)	(0,031)	(0,022)	(0,031)	(0,021)
Edad>60	0,601***	0,532***	0,416***	0,395***	0,311***
	(0,044)	(0,052)	(0,037)	(0,053)	(0,036)
Universitario (ref: Primaria)	0,793***	0,350***	0,362***	0,636***	0,280***
	(0,020)	(0,064)	(0,128)	(0,053)	(0,062)
Secundaria	0,109***	0,380***	0,010**	0,213***	0,043
	(0,018)	(0,035)	(0,064)	(0,029)	(0,035)
Antigüedad	0,023***	0,061***	0,019***	0,060***	0,0173***
	(0,002)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,006)
Antigüedad 2	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,000***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Contrato Permanente	0,450***	0,534***	0,389***	0,443***	0,362***
	(0,020)	(0,024)	(0,021)	(0,024)	(0,021)
Tamaño de empresa: 50-199 Ref: <50)	-0,126***	0,236***		0,317***	
	(0,018)	(0,045)		(0,048)	
Tamaño de empresa: >199	-0,209***	0,366***		0,505***	
	(0,017)	(0,068)		(0,0726)	
Convenio de Empresa	-0,019				
	(0,016)				
Empresa Exportadora	0,114***	0,262***		0,263***	
	(0,016)	(0,024)		(0,023)	
Inv. Ratio Mills		1,628***	1,693***	1,984***	1,513 ***
		(0,170)	(0,198)	(0,141)	0,474)
No. Obs.	44.249	195.163	44.249	44.249	44.249
R sq.	0,186	0,175	0,115	0,089	0,125

No obstante, no puede descartarse que las mujeres, por su mayor participación en las tareas del hogar, ejerzan menor esfuerzo que los hombres en la misma empresa y ocupación, de forma que dicha diferencia también esté detrás del gap de género. En ausencia de una medida precisa de productividad resulta complicado contrastar esta hipótesis. Sin embargo, pese a la ausencia de controles sobre la situación familiar, el hecho de que sean trabajadores a tiempo completo y que controlemos por edad, educación y antigüedad- características todas ellas aproximativas de la productividad- así como que la cantidad de horas extraordinarias sea bastante similar por género, hace complicado pensar que el esfuerzo sea la causa principal del diferencial de género.

Aun así, puede desarrollarse un posible contraste de diferencias en esfuerzo examinando si, entre los perceptores de RR, la proporción que representa la RR en el salario total por hora de las mujeres es menor que la de los hombres, una vez se controle por diferencias en características y selección muestral. La intuición es simplemente que un mayor esfuerzo debería reflejarse en una mayor proporción de RR. Anteriormente hemos comentado que, en promedio, dichas proporciones ascienden a un 9% para los hombres y a un 7,2% para las mujeres. Aunque por brevedad no se reporta, hemos estimado una regresión minceriana similar a la mostrada en la columna (5) de la Tabla 6, donde la variable dependiente es la transformación logit de dicha proporción.[12] El resultado obtenido es que el indicador de ser mujer explica algo menos de la mitad (0,85 pp.) del diferencial bruto de 1,8 p.p. (=9,0-7,2) en dicha proporción. Por consiguiente, consideramos que se trata de una diferencia excesivamente pequeña como para considerarse un factor muy relevante a la hora de explicar el diferencial de género en la RR.

4.2.2 Regresiones cuantílicas

Si bien hemos estimado el gap salarial ajustado en la RR para la media, es interesante conocer si estas diferencias son constantes a lo largo de la distribución de RR. De hecho, las teorías disponibles acerca de la segregación de las mujeres en empleos con perfiles relativamente planos de promoción (equivalente a aquellos donde no se paga RR), como

12. La transformación logit es $\ln(R/1-R) \in (-\infty,+\infty)$, consistente con el soporte del término de error, donde $R \in (0,\ 1)$ es la proporción de RR sobre el salario total por hora.

la propuesta en Lazear y Rosen (1993), predicen que los diferenciales de género surgen porque las mujeres tienen una probabilidad más baja de acceder a puestos de trabajos que conlleven un componente de RR -incluso si estas mujeres están tan cualificadas como los hombres- por razones de discriminación estadística dentro del puesto de trabajo. En este contexto, dado que las mujeres perceptoras de RR tienen en promedio mejores cualificaciones que los hombres, debería esperarse que aquéllas pocas situadas en la parte alta de la distribución de RR reciban mayor cuantía de este componente salarial que sus homólogos del sexo masculino. En otras palabras, controlando por características observables, el gap de género debería ser negativo en los percentiles más altos de la distribución de RR. Por contra, en el contexto de las otras teorías relacionadas con menor movilidad de la mujer, como la hipótesis de "suelos salariales" (sticky floors) propuesta por Booth et al.(2003), se predice que las mujeres estarán peor pagadas que los hombres en todos los percentiles ya que la empresa percibe que tienen menores opciones de recibir ofertas alternativas al encontrase "más atadas" a sus actuales puestos de trabajo de trabajo por motivos de cercanía a sus hogares, horarios, etc., que los hombres.

Para contrastar cuál de las dos hipótesis resulta más respaldada por los datos, utilizamos regresiones cuantílicas (QR), incluyendo corrección por sesgo de selección, bajo una especificación que incluye efectos fijos de empresa y ocupación. Siguiendo el procedimiento de Buchinsky (1998), la corrección del sesgo de selección para los perceptores de RR se basa en un procedimiento en dos etapas. En la primera se utiliza una expansión de la ratio de Mills obtenido en la Tabla 5 para estimar una variable latente que aproxima la función cuantílica desconocida de la distribución bivariante truncada para los términos de error en las ecuaciones de salarios y de participación[13]. Posteriormente, se obtienen la matriz de covarianzas para la estimación QR en dos etapas y las estimaciones que corrigen el sesgo de selección por medio de un procedimiento de bootstrap con 100 repeticiones de la matriz de diseño.

La Tabla 7 reporta las estimaciones QR del coeficiente del indicador de ser mujer para los percentiles considerados relevantes de la distribución de RR. Se observa claramente un patrón de "techo de cristal" con el diferencial de género creciendo desde los 20 puntos logarítmicos en los

13. El término de la ratio de Mills se introduce de forma cuadrática.

percentiles más bajos hasta los 43 puntos logarítmicos en los percentiles más altos de la distribución de salarios. En línea con nuestra discusión previa, interpretamos nuevamente este resultado como más consistente con la presencia de rasgos monopsonísticos en la determinación de la RR que con la teoría de la segregación ocupacional de la mujer.

Tabla 7: Gaps salariales de género ajustados
Regresiones cuantílicas
(con corrección por sesgo de selección)

Variable Dependiente: Log Salario Hora de los que reciben RR

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	P10th	**P25th**	**P50th**	**P75th**	**P90th**
Mujer (WFO)	-0,267**	-0,378***	-0,498***	-0,545***	-0,548***
	(0,022)	(0,020)	(0,014)	(0,016)	(0,019)

Nota: Errores estándar entre paréntesis. Las estimaciones también incluyen el resto de variables de control (edad, educación, antigüedad, tipo de contrato) así como efectos fijos de ocupación y empresa (WFO).

5. Descomposición del diferencial de género en RR

Hasta aquí se han asumido los mismos rendimientos de mercado (coeficientes) para las características de hombres y mujeres en los modelos estimados, con la única excepción del coeficiente de la constante. Como la hipótesis de que la constante es la misma por género es rechazada por los datos (p-valor= 0,023), a continuación mostramos resultados donde se permiten remuneraciones diferentes a las características de los hombres y mujeres pertenecientes a la muestra de perceptores de RR.

La Tabla 8 resume los resultados de una versión ligeramente modificada de la conocida descomposición de Oaxaca-Blinder para el gap salarial de género, propuesta por Gardeazábal y Ugidos (2004) cuando, como en nuestro caso, existan indicadores que pueden tomar más de dos valores (por ejemplo: educación y edad) en las regresiones de salario por hora. Los resultados corresponden a la especificación WFO. En general, dichos resultados indican que la contribución de las diferencias en los rendimientos para explicar el diferencial de género en RR (46 puntos logarítmicos) es mayor (88%) que la contribución de las diferencias en

las características (12%). Entre los primeros, la mayor contribución se encuentra en las diferencias en el término constante (26 puntos logarítmicos) y en los rendimientos de la edad. A pesar de que sólo se reporta la contribución agregada para todos los grupos de edades, cabe destacar que las dos categorías donde las diferencias en los rendimientos son más elevadas corresponden a los grupos de 30-39 y 40-49 años, las cuales conjuntamente representan 5,67 puntos logarítmicos de los 8,46 puntos logarítmicos aportados por la edad para explicar el gap de género. Este resultado apunta a que en las edades en las que típicamente los individuos se centran en la maternidad o en otras tareas del hogar, se produce "una prima familiar" para los hombres y una "penalización familiar" para las mujeres, en línea con los resultados de otros muchos estudios acerca de la brecha salarial de género en España (véase, por ejemplo, De la Rica et al., 2008). Curiosamente, aunque no son grandes, las diferencias en los rendimientos de antigüedad favorecen a las mujeres, de acuerdo con nuestro resultado anterior respecto a que puede resultarles óptimo a las empresas ofrecer contratos a las mujeres con perfiles salariales más crecientes con la antigüedad, a fin de retenerlas, que en el caso de los hombres. Por último, el hecho de que el término constante de las mujeres represente 26 puntos logarítmicos del total de la brecha salarial de género, mientras que en la regresión WFO representa 29 puntos logarítmicos, sólo puede reflejar el hecho de que la carencia de variables de estado civil y composición de los hogares en nuestra base de datos estén sesgando al alza la magnitud de este coeficiente.

En definitiva, el resultado en esta sección no cambia nuestra conclusión previa de que la brecha salarial de género en RR y el correspondiente "techo de cristal" puedan deberse en buena medida a la existencia de rasgos monopsonísticos en empleos donde se percibe RR. En otras palabras, la menor movilidad laboral femenina conlleva explotación monopsonística por parte de de las empresas, incluso cuando las mujeres adquieren mayor nivel educativo que los hombres para señalizar su compromiso con la estabilidad laboral.

Tabla 8: Descomposición Blinder-Oaxaca de (log) Gap Hora en RR

Diferenciales salariales de género no ajustados: 46 log-points		
Variables	Contribución de Dif. en C*aracterísticas* Absolutas [Relativas] $(X_m-X_f)*\beta_m$	Contribución de Dif. en *Rendimientos* Absolutas [Relativas] $(\beta_m-\beta_f)*X_f$
Selección de Muestra	0,62 [1,34%]	-1,56 [-3,39%]
Antigüedad	3,44 [7,47%]	-1,93 [-4,19%]
Educación	-2,82 [-6,13%]	3,83 [8,33%]
Edad	1,35 [2,93%]	8,46 [18,39%]
Tipo de Contrato	1,02 [2,22%]	2,42 [5,26%]
Efectos de Ocup. y Empresa	1,81 [3,93%]	3,36 [7,30%]
Constante		26,0 [56,52%]
Total	5,42 [11,8%]	40,58 [88,2%]

Nota: La descomposición se basa en estimaciones WFO separadas para cada género. Se obtienen resultados cualitativamente similares en una estimación conjunta WFO para hombres y mujeres permitiendo diferentes rendimientos por género.

6. Conclusiones

En este trabajo hemos utilizado una base de datos de sección cruzada de los trabajadores españoles en 2006, para examinar si el gap de género en la remuneración por rendimiento (RR) difiere de la brecha salarial de género en otros componentes del salario. Hemos encontrado evidencia de que la RR responde más al rendimiento de los trabajadores que los otros componentes salariales y que las mujeres en puestos de trabajo con RR tienen características observables que son mejores que las de los hombres

(por ejemplo, nivel de estudios). Sin embargo, nuestro principal resultado es que la brecha salarial de género entre los perceptores de RR es mucho mayor, tanto en términos brutos como ajustado por características observables, que el gap existente en los restantes componentes sin RR. Además, se obtienen claros signos de un efecto de "techo de cristal" (mayores diferenciales y menor participación femenina en las partes alta de la distribución del componente salarial de RR).

Nuestra explicación de estos resultados se basa principalmente en la existencia de características de monopsonio en el segmento del mercado de trabajo donde se paga RR esto está posiblemente relacionado con la menor movilidad de las mujeres debido a su mayor implicación en las tareas del hogar. Otra posible interpretación de este resultado podría realizarse a la luz de las teorías que explican la segregación de las mujeres en ocupaciones diferentes a los hombres. Sin embargo, esta ultima interpretación debe ser tomada con cautela ya que nuestra base de datos carece de información sobre el estado civil de los trabajadores y la composición de los hogares, características que sólo pueden aproximarse (de manera imperfecta) por la edad de las personas.

Referencias

Amuedo-Dorantes, C. y S. de la Rica (2006), "The Role of Segregation and Pay Structure on the Gender Wage Gap: Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain", *Contributions to Economic Analysis and Policies, Berkeley Electronic Press Journals*, 1.

Beaudry, Paul y J. DiNardo (1991), "The effect of implicit contracts on the movement of wages over the business cycle: Evidence from Micro Data", *Journal of Political Economy*, 99(4):665-688

Becker, G. (1985), "Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor", Journal of Labor Economics, 3.

Bertrand, M. y K. Hallock (2001), "The Gender Gap in Top Corporate Jobs", *Industrial and Labor Relations Review*,55, 3-21.

Bertrand,M., Goldin, G. y L. F. Katz (2009), " Dynamics of the gender gap for young professionals in the corporate and financial sectors" *NBER W.P. Series* 14681.

Booth, A. y J. Frank (1999), "Earnings, Productivity and Performance-Pay", *Journal of Labor Economics, 17 (3).*

Booth, A., Francesconi, M y J. Frank (2003), "A sticky floors model of promotion, pay and gender", *European Economic Review*, 47, 295-322.

Buchinsky, M.(1998), "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research." *Journal of Human Resources*, 33.

Card, D. (1996), "The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis." *Econometrica* 64.

Coate, S. y G. Loury (1993), "Will affirmative-action policies eliminate negative stereotypes ", *American Economic Review*, 83, 1220-40.

de la Rica, S., Dolado, J.J. y V. Llorens (2008), "Ceilings or floors ?. Gender wage gaps by education in Spain", *Journal of Population Economics,* 21, 755-776.

de la Rica, S., Dolado, J.J. y C. García-Peñalosa (2009), "On gender gaps and self-fulfilling expectations: Theory, policies and some empirical evidence", *IZA Discussion Paper* No. 3553.

DiNardo, J., Fortin, N y T. Lemieux (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach," Econometrica, 64(5), 1001-44.

Dolado, J.J. , J. Jimeno y F. Felgueroso (1997), "Minimum Wages, Collective Bargaining and Wage Dispersion: The Spanish Case" *European Economic Review*, 41, 713-725 .

Dohmen, T. y A. Falk (2009), "Performance Pay and Multi-dimensional Sorting Productivity, Preferences and Gender", Forthcoming in *American Economic Review*.

Ewing, B. (1996), "Wages and performance-based pay: Evidence from NLSY", *Economic Letters* 51, 241-246.

Farber, H. y R. Gibbons (1996), "Learning and Wage Dynamics", *The Quarterly Journal of Economics* .

Gardeázabal, J y A. Ugidos (2004) " More on identification in detailed wage decompositions", *Review of Economics and Statistics*, 86, 1034-36.

Katz, L.F. y K.M. Murphy (1992), "Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors" *Quarterly Journal of Economics*, 107, 35-78.

Lazear, E. y S. Rosen (1990), "Male and female differentials in job ladders", *Journal of Labor Economics*, 8, 106-123.

Lazear, E. (2000): "Performance Pay and Productivity," *American Economic Review*, 90(5), 1346–1362.

Lemieux, T. (1998), "Estimating the Effects of Unions on Wage Inequality in a Panel Data Model with Comparative Advantage and Non-Random Selection" J*ournal of Labor Economics 16*, April 1998, pp. 261-291

Lemieux, T. y D. Parent (2009), "Performance Pay and Wage Inequality", *Quarterly Journal of Economics* 124(1), 1-49.

Manning, A. (2003), Monopsony in motion: Imperfect competition in Labor Markets,Princeton University Press.

Mincer, J. y S. Polacheck, 1977, "Women´s earnings re-examined", *The Journal of Human Resources*, 13 (1).

APÉNDICE 1 : Contribución del diferencial de género en RR al diferencial salarial total.

El salario total por hora (w) se define como la suma del componente salarial no RR o componente fijo (f) y el componente salarial de RR o componente variable (v). Puesto que ln(f + v) ≠ ln(f) + ln(v) , es difícil calcular los diferenciales de género en puntos logarítmicos, como se hace normalmente en la literatura, a través de la diferencia entre las medias de los salarios en logaritmos de los hombres (M) y de las mujeres (M), es decir lnwM - lnwF , para posteriormente proceder a descomponer el diferencial total en los respectivos gaps de la parte fija y de la parte variable.

Sin embargo, esta descomposición es sencilla si expresamos el gap en porcentaje en lugar de hacerlo en puntos logarítmicos. En efecto, dado que:

$$w = f + v,$$

tomando medias para los salarios de cada género se obtiene:

$$\overline{w}_M = \overline{f}_M + \overline{v}_M, \tag{A.1.1}$$

$$\overline{w}_F = \overline{f}_F + \overline{v}_F. \tag{A.1.2}$$

Por tanto, la descomposición de la brecha de género total (en porcentaje) en términos de las dos brechas de género de los componentes (también en porcentaje) se cumple exactamente para la muestra restringida de trabajadores que reciben RR:

$$\left(\frac{\overline{w}_M - \overline{w}_F}{\overline{w}_F}\right)_{PP} = \alpha\left(\frac{\overline{f}_M - \overline{f}_F}{\overline{f}_F}\right)_{PP} + (1-\alpha)\left(\frac{\overline{v}_M - \overline{v}_F}{\overline{v}_F}\right)_{PP}, \tag{A.1.3}$$

donde $\alpha = \overline{f}_F / \overline{w}_F$, mientras que para la muestra completa de trabajadores perceptores y no perceptores de RR, tenemos

$$\left(\frac{\overline{w}_M - \overline{w}_F}{\overline{w}_F}\right)_{ALL} = \alpha\left(\frac{\overline{f}_M - \overline{f}_F}{\overline{f}_F}\right)_{ALL} + (1-\alpha)\phi\left(\frac{\overline{v}_M - \overline{v}_F}{\overline{v}_F}\right)_{PP}, \tag{A.1.4}$$

donde N PP y N ALL son respectivamente el número de observaciones en la muestra restringida de perceptores de RR y en la muestra completa. Por tanto, los segundos términos en la parte derecha de las ecuaciones (A.1.3) y (A.1.4) se interpretan como las contribuciones del diferencial de género en RR al diferencial de género total en cada una de las muestras.

APÉNDICE 2: Un modelo ilustrativo sobre las implicaciones de género de recibir RR.

(A) Salarios competitivos

Asumamos que un trabajador con habilidad (exógena) _ que cobra RR, recibe un salario por unidad producida y que las empresas incurren en un coste fijo C por controlar la monitorización del esfuerzo del trabajador, el cual es pagado por este último en un mercado competitivo. Si denotamos esfuerzo por e, la producción del trabajador se asume que es (δ + e). El esfuerzo produce una cierta desutilidad c(e) que es creciente y convexa. Asumimos que la forma funcional de esta desutilidad es $c(e) = e^{1+\gamma}\ (1+\gamma)$, con $\gamma > 0$. Dada la mayor implicación de las mujeres en las tareas del hogar, la desutilidad de su esfuerzo es mayor que en el caso de los hombres, concretamente $c(e) = \varphi e^{1+\gamma} / (1+\gamma)$, con $\phi > 1$. Por tanto, podemos escribir la utilidad de hombres y mujeres como:

$$U_M^{PP} = W(\delta + e) - C - e^{1+\gamma} / (1+\gamma) \qquad \text{(A.2.1)}$$

$$U_F^{PP} = W(\delta + e) - C - \varphi\ e^{1+\gamma} / (1+\gamma) \qquad \text{(A.2.2)}$$

En relación con los trabajadores que no reciben RR, asumamos que producen un nivel mínimo de output, digamos $\overline{\delta}$, que puede ser monitorizado por la empresa sin coste alguno y que no implica ningún tipo de esfuerzo. Después de todo, producir entraña cierto nivel de esfuerzo y, en ausencia de monitorización costosa, el trabajador no tiene incentivos a producir por encima de $\overline{\delta}$. Ello implica que la utilidad para hombres y mujeres en este tipo de empleos viene dada simplemente por:

$$U^{NPP} = W\overline{\delta} \qquad \text{(A.2.3)}$$

El nivel de esfuerzo elegido por los trabajadores en los trabajos que reciben RR se obtiene simplemente igualando el ingreso marginal de

ejercer esfuerzo con su coste marginal. A partir de (A.2.1) y (A.2.2), se obtiene que $W = e_M^{*\gamma}$ y $W = \phi e_F^{*\gamma}$, por lo que $W = e_M^{*\gamma} = \phi e_F^{*\gamma} > e_F^{*\gamma}$. Sustituyendo estas dos expresiones en (A.2.1) y (A.2.2), implica que el trabajador i (=M,F) elegirá RR para $\delta > \delta_i^*$, donde

(A.2.4)

$$U_M^{PP}(\delta_M^*) = \frac{\gamma}{1+\gamma} e_M^{1+\gamma} + \delta_M^* e_M^{\gamma} = \frac{\gamma\varphi}{1+\gamma} e_F^{1+\gamma} + \phi\delta_M^* e_F^{\gamma} - C = W\bar{\delta} = U^{NPP}$$

$$U_M^{PP}(\delta_M^*) = \frac{\gamma}{1+\gamma} e_M^{1+\gamma} + \delta_M^* e_M^{\gamma} = \frac{\gamma\varphi}{1+\gamma} e_F^{1+\gamma} + \gamma\delta_M^* e_F^{\gamma} - C = W\bar{\delta} = U^{NPP}$$

$$U_F^{PP}(\delta_F^*) = \frac{\gamma\phi}{1+\gamma} e_F^{1+\gamma} + \delta_F^* e_F^{\gamma} - C = W\bar{\delta} = U^{NPP} \qquad \text{(A.2.5)}$$

Comparando ambas expresiones, tenemos que $\delta^*_F > \delta^*_M$. Por consiguiente, suponiendo que la distribución de habilidad es simétrica para ambos géneros, deberíamos esperar encontrar menos mujeres en trabajos con RR, y condicional a recibir RR, mayor habilidad entre las mujeres perceptoras de RR que entre sus homólogos masculinos.

Además, si las mujeres fueran conscientes de la discriminación en los empleos en los que no se percibe RR, donde digamos, que ellas reciben $U_F^{NPP} = \alpha W\bar{\delta}$ con $0 < \alpha < 1$, mientras que $U_M^{NPP} = W\bar{\delta}$, entonces tendrán obviamente mayor preferencia por los empleos con RR que anteriormente. Más aún, su presencia en puestos de trabajo de este tipo será mayor que en el caso de los hombres, incluso si $\phi = 1$

(B) Salarios predeterminados e incertidumbre en la vinculación al puesto de trabajo.

Un modelo ligeramente diferente, en el que los salarios son establecidos por los empleadores con el objeto de impedir las interrupciones en la carrera laboral de los trabajadores, pueden ser descrito usando una ligera adaptación del modelo de Lazear y Rosen (1992) de asignación de los trabajadores a trabajos de rápida o lenta promoción. Asumamos que los individuos en empleos en los que se paga RR trabajan durante dos periodos y están dotados de la misma habilidad δ que es conocida por la empresa. En el periodo inicial, producen δ y reciben un salario W_1. Como resultado de mayor antigüedad, su productividad en el periodo 2 se incrementa hasta $\mu\delta$, donde $\mu > 1$, recibiendo un salario W_2. Se supone que los trabajadores reciben un shock de desutilidad, ω, en ambos periodos que les fuerza a abandonar su empleo (digamos,

debido responsabilidades familiares no anticipadas). El shock ω es una variable aleatoria i.i.d., independiente entre periodos, con una función de distribución acumulada, f.d.a., F(ω) y que se revela al trabajador una vez que el salario en cada uno de los periodos ha sido establecido por la empresa. Por tanto, los salarios están predeterminados y los trabajadores permanecerán en la empresa durante ambos periodos si $W_{ti} - \omega \geq 0$, t=1, 2 and i=F, M.

La diferencia clave entre hombres y mujeres es que la f.d.a. de los hombres, FM(ω) , esta estocásticamente dominada por la f.d.a. de las mujeres, FF(ω),es decir, FM(ω)> FF(ω) for ω > 0. Esta hipótesis recoge el hecho de que las mujeres son más propensas a verse afectadas por estos shocks que los hombres. Para simplificar las cosas, y sin pérdida de generalidad en términos de resultados cualitativos, asumiremos que dF(.) es una distribución uniforme, tal que la función de densidad verifica: fM(ω) = U[0, ε_M] and fF(ω) = U[0, ε_F], con $\varepsilon_F > \varepsilon_F$.

Para resolver los salarios de equilibrio de hombres y mujeres en los dos períodos, procedemos por inducción hacia atrás en el tiempo. Bajo la hipótesis de que el salario en el periodo 2, W_{2i} (i=f, m), se ofrece antes de que ω tenga lugar, los empleadores elegirán W_{2i} con el fin de maximizar los beneficios esperados en el periodo 2, sujeto a la participación restringida en este periodo y condicional a la probabilidad de permanecer en la empresa durante el periodo 1 (igual a W_{ii}/ε_1 bajo una distribución uniforme), esto es:

$$\max_{W_{2i}} \frac{W_{1i}}{\varepsilon_i} \int_0^{W_{2i}} \left(\mu\delta - W_{2i}\right) d\omega = \max_{W_{2i}} \frac{W_{1i}}{\varepsilon_i^2} [\mu\delta W_{2i} - W_{2i}^2], \quad i = M, F \text{ (A.2.6)}$$

donde la condición de primer orden (c.p.o.) con respecto a W_{2i} implica que el salario pagado en equilibrio para hombres y mujeres será idéntico[14]:

$$W_2^* = \mu\delta / 2 \qquad \text{(A.2.7)}$$

y reemplazando W_2* en el termino entre corchetes de (A.2.6), el beneficio de la empresa en el periodo 2 vendrá dado por $\prod^*_{2i} = W_{1i}^2(\mu\delta)^2 / 4\varepsilon_i^2$.

14. Es exactamente la productividad del trabajador y el salario externo que se supone igual a cero. El peso 1/2 en las medias se debe a la elección de la distribución uniforme en el ejemplo. Distribuciones alternativas darían lugar a una media ponderada con pesos desiguales.

Volviendo al periodo 1, las empresas escogen W_{1i} para maximizar la suma de los beneficios esperados en ambos periodos, sujetas a la restricción de participación en ese periodo, es decir:

$$\max_{W_{1i}} \{\frac{1}{\varepsilon_i}\int_0^{W_{1i}} \left(\delta - W_{1i}\right) d\omega + \frac{W_{1i}^2}{4\varepsilon_i^2}(\mu\delta)^2\}, \quad i = M, F \tag{A.2.7}$$

lo que implica que:

$$W_{1i}^* = \frac{\delta}{2} + \frac{(\mu\delta)^2}{8\varepsilon_i} \tag{A.2.8}$$

Puesto que $\varepsilon_F > \varepsilon_M$, se sigue que $W_{1M}^* > W_{1F}^*$. Dado que para el mismo valor de δ, $W_{2M}^* = W_{2F}^*$, se deriva que los rendimientos a la antigüedad han de ser mayores en el caso de las mujeres que en el de los hombres.

Los empleos en los que no hay RR, pueden ser interpretados en términos de este modelo con $\mu = 1,$,es decir un perfil salarial más plano. De las ecuaciones (A.2.7) y (A.2.8) con $\mu = 1,$, obtenemos que los salarios en los trabajos en los que no hay RR son menores que en los que hay RR.

Altos Funcionarios: ¿Una Nobleza de Estado?[1]

Manuel F. Bagüés
Universidad Carlos III
Berta Esteve-Volart
York University

1. Introducción

Este trabajo analiza la selección de la élite de una sociedad; en particular, la selección de las altas capas del funcionariado. Con la aparición de las sociedades modernas, se crearon mecanismos para la educación y evaluación de la élite con el fin de sustituir un sistema basado en el nepotismo aristocrático, reemplazándolo por otro en el que prevaleciese la meritocracia. En esta línea, las plazas de altos funcionarios se asignan mediante procesos de selección muy competitivos en numerosos países de Europa, América Latina y Asia[2].

1. Estamos agradecidos a Daniel Hamermesh, Javier Ortega, Natalia Zinovyeva y a los asistentes a nuestras presentaciones celebradas en la Society of Labor Economics en Columbia University, en el IZA/SOLE Transatlantic Meeting of Labor Economists en Buch/Ammersee, en la European Society of Labour Economics en University College London, en la Fundación de Estudios de Economía Aplicada y en la Universidad Carlos III.
mfbagues@emp.uc3m.es. Universidad Carlos III, Departamento de Economía de la Empresa, Calle Madrid 126, 28903 Getafe, Madrid
berta@econ.yorku.ca. York University, Department of Economics, 4700 Keele Street, Toronto M3J 1P3, Ontario, Canadá

2. En Francia, Napoleón Bonaparte fundó la École Polytechnique en 1794 en sintonía con la Revolución y las ideas de la Ilustración. En España, el entonces Ministro de Justicia, Santiago Fernández Negrete, estableció a mediados del siglo XIX un sistema de oposiciones a los altos Cuerpos Judiciales.

Por ejemplo, en Francia el acceso al alto funcionariado se realiza en general a través de las *grandes écoles*, como la prestigiosa École Nationale d'Administration (ENA). Sólo un 5% de los candidatos a la ENA logra el acceso[3]. Entre los *énarques* (graduados de la ENA) se encuentran dos Presidentes franceses, seis de los últimos Primeros Ministros del país, así como una gran parte de los altos funcionarios de la Administración francesa[4]. La omnipresencia de *énarques* y graduados de la École Polytechnique se transmite también al sector privado: las empresas dirigidas por consejeros delegados que se han graduado en estas escuelas representan un 12% de todas las sociedades cotizadas en la Bolsa de París y un 65% en términos ponderados por el volumen de activos (Kramarz y Thesmar, 2007). En la India, sólo 5.600 miembros forman parte del Cuerpo de élite *Indian Administrative Service*, que básicamente dirige el país. El acceso a este Cuerpo también es extremadamente difícil: en 2008, de un total de alrededor de 200.000 candidatos, fueron admitidos 140, es decir, menos del 1%[5].

En el caso de España, la selección de los altos cargos de la Administración pública se realiza mediante oposiciones competitivas, una vez que el candidato cuenta con una Licenciatura o título similar. Las oposiciones a un alto cuerpo del Estado exigen una gran preparación. En promedio, lograr una plaza de juez o fiscal exige cuatro años de estudio a tiempo completo, mientras que una plaza de notario requiere una media de ocho años. Como muestra este trabajo, la tasa media de éxito en el acceso a los mejores puestos es únicamente del 5%. Aprobar una oposición a un alto cuerpo del Estado conlleva un alto prestigio y la legitimidad obtenida puede también permitir a algunos de estos funcionarios desempeñar un puesto de responsabilidad en el sector público o en el privado. Las subsecretarías, las secretarías generales técnicas y la mayoría de las direcciones generales son ocupadas por individuos que han aprobado una de estas oposiciones. En algunos casos, los altos funcionarios también ocupan carteras ministeriales, se convierten en líderes de partidos

3. En 2007, de los 1.588 candidatos, incluidos tanto los del concurso interno como los del externo, fueron admitidos 80 (http://www.ena.eu/index.php?page=formation/initiale/concours/statistiques., información recogida el 1 de mayo de 2008).

4. Bourdieu (1998). Aunque la ENA se creó para evitar el nepotismo, procediendo de hecho el 29% de los estudiantes de la clase trabajadora en 1950, esta cifra ha caído al 9% en la actualidad (*The Guardian Education*, 27 de noviembre de 2003).

5. *The Economist*, 6 de marzo de 2008.

políticos[6], u ocupan cargos directivos en el sector privado. Por ejemplo, alrededor de un tercio de los abogados del Estado solicitan la excedencia en la Administración pública[7].

Pese al hecho de que la admisión a todos estos programas de élite es muy competitivo, algunos analistas sostienen que las personas que acceden a ellos presentan aún un fuerte componente hereditario, constituyendo lo que Pierre Bourdieu ha denominado una "nobleza de Estado". En Francia, Bourdieu (1998) argumenta que la proporción de graduados de la ENA que, a su vez, son hijos de altos funcionarios es elevada y no ha decrecido. Sin embargo, desde un punto de vista empírico, existe poca investigación sistemática sobre la posible existencia de una nobleza de Estado, presumiblemente debido a la dificultad de conocer el alcance de los lazos familiares entre los altos funcionarios en ejercicio y los candidatos a plazas en los principales Cuerpos de la Administración.

En este trabajo, desarrollamos una metodología que explota la información que aportan los apellidos para examinar la posible existencia de una nobleza de Estado. Aplicamos esta metodología al alto funcionariado en España. Para ello, utilizamos una base de datos única que contiene información sobre los apellidos de (1) los altos funcionarios en ejercicio, (2) los opositores (con y sin éxito) a plazas de los altos Cuerpos de la Administración entre 1997 y 2007, y (3) la distribución de apellidos

6. Un pequeño número de altos funcionarios acaba en los puestos clave del Gobierno: alrededor de un tercio de todos los ministros de las últimas cuatro legislaturas (1996-2008) desempeñaban altos cargos en el sector público (que habían obtenido tras superar una oposición pública) antes de ocupar importantes puestos en el Gobierno. Conviene señalar que esta cifra es aproximadamente la misma para los dos últimos Gobiernos del PP y los dos últimos Gobiernos del PSOE. Durante las dos periodos de mandato de Aznar, con elecciones en 1996 y 2000, 10 Ministros de un total de 32 procedían de las altas capas del funcionariado, mientras que 4 eran profesores y 18 eran profesionales (por ejemplo, licenciados en Derecho y doctores en Medicina) o empresarios. Durante los, por ahora, dos periodos de mandato de Zapatero, con elecciones en 2004 y 2008, esas cifras fueron, respectivamente, 8, 12 y 8.
Además, todos los líderes de la derecha de la España moderna han sido altos funcionarios. Los presidentes del *Partido Popular* (el principal partido de la derecha española, previamente denominado *Alianza Popular*) han sido: Manuel Fraga Iribarne, Letrado de las Cortes Generales y diplomático (1976-1986), Antonio Hernández Mancha, abogado del Estado (1987-1995), José María Aznar, inspector de Hacienda (1996-2004) y Mariano Rajoy, registrador (2004-actualidad).

7. Cálculo de los autores basado en la información contenida en el *Escalafón de Abogados del Estado*, 2007. José Isla, el consejero delegado de la empresa española posiblemente más conocida, Inditex (Zara), es un antiguo abogado del Estado.

en la población española. Nuestra base incluye datos de 69 oposiciones realizadas a los once principales Cuerpos de la Administración española, con unos 85.000 opositores y más de 21.000 miembros de esos Cuerpos. Los Cuerpos considerados son: abogado del Estado, administrador civil (TAC), diplomático, economista del Estado, especialista en sistemas y tecnologías de la información (TIC), fiscal, inspector de Hacienda, juez, notario, registrador y secretario judicial[8]. Hallamos evidencia consistente con la existencia de una nobleza de Estado en el alto funcionariado español, aunque su tamaño sea relativamente pequeño: los parientes representan alrededor del 20% de los nuevos miembros.

¿Por qué observamos un fuerte componente hereditario en los principales Cuerpos de la Administración? Por una parte, una posibilidad es que los parientes de los altos funcionarios en ejercicio cuenten con un mayor capital humano, debido quizás a una transmisión intergeneracional de capital humano, incluido el acceso a ciertas redes de contactos (Chevalier, 2001), o a diferentes preferencias. Por otra parte, una posibilidad adicional es la existencia de nepotismo. El nepotismo, entendido como la "desmedida preferencia que algunos dan a sus parientes para las concesiones o empleos públicos" podría generarse por dos vías[9]. En primer lugar, podría darse una forma directa de nepotismo si los tribunales favorecen a los parientes sobre candidatos igualmente cualificados. Por ejemplo, las selectivas universidades de Estados Unidos suelen utilizar políticas de admisión a sus estudios de pregrado que favorecen a los familiares de antiguos alumnos (Golden, 2006). Un reciente estudio sobre los criterios de admisión de 19 importantes universidades estadounidenses, incluidas cinco de la *Ivy League*, concluye que los familiares de antiguos alumnos gozan de una probabilidad de admisión 20 puntos porcentuales superior a los restantes candidatos para una misma nota de selectividad (Bowen et al, 2005). Análogamente, pese al hecho de que las oposiciones públicas supuestamente garantizan la objetividad en la evaluación, la evidencia empírica informal sugiere la potencial existencia de casos de nepotismo, o conducta endogámica,

8. La denominación oficial de los Cuerpos considerados es, respectivamente, *Cuerpo Superior de Administradores Civiles del Estado (TAC), Secretarios Judiciales, Carrera Diplomática, Cuerpo Superior de Sistemas y Tecnologías de la Información (TIC), Carrera Judicial, Notarios, Carrera Fiscal, Registradores, Economistas del Estado, Abogados del Estado, Inspectores de Hacienda*.

9. Diccionario de la Real Academia Española, vigésimo segunda edición.

tanto en España como en otros países de nuestro entorno[10].

Nuestra base de datos nos permite investigar la potencial existencia de nepotismo. En particular, la existencia de una serie de exámenes, incluyendo pruebas preliminares de tipo test, nos ofrece un posible control de la calidad del candidato. Observamos que los candidatos que son parientes cercanos de altos funcionarios en ejercicio tienden a recibir en los ejercicios orales calificaciones relativamente superiores. La tasa de éxito de los parientes es aproximadamente el doble de lo que cabría esperar a partir de sus resultados en las pruebas preliminares de tipo test, aunque desde un punto de vista estadístico la diferencia únicamente es significativa al 10%. Este resultado es consistente con la existencia de nepotismo, pero también podría reflejar que los parientes tienen una mejor preparación en términos de expresión oral.

Por otro lado, el diseño de los procesos de selección podría facilitar que algunos candidatos tengan una mayor probabilidad de obtener la plaza. En esta línea, Bourdieu sostiene que los métodos de selección de las *grandes écoles* (clases preparatorias y exámenes de acceso) se ajustan a las convenciones sociales típicas de la "clase alta" por lo que, en su opinión, las pruebas de acceso, presentadas como perfectamente igualitarias en principio, son en realidad profundamente desiguales, ya que recompensan los conocimientos y las competencias de los candidatos con una determinada extracción socio-económica. En el caso español, el largo periodo de tiempo necesario para preparar las oposiciones de acceso a los Cuerpos de la Administración podría disuadir a los candidatos de extracción social más humilde. Desafortunadamente, debido a la falta de información adecuada no nos ha sido posible contrastar esta hipótesis.

El trabajo se organiza del siguiente modo. La sección II describe la literatura relacionada. La sección III ofrece información general sobre las oposiciones públicas que se celebran en España, mientras que la sección IV describe los datos. La sección V se centra en el análisis empírico. Por último, la sección VI discute los resultados y presenta las conclusiones.

10. Por ejemplo, en la oposición al Cuerpo de abogados del Estado celebrada en 2008, tres candidatos fueron acusados de conducta deshonesta y descalificados en el último ejercicio de la oposición, ante la sospecha de que hubieran recibido información previa sobre el caso concreto que se discutiría en el examen. Una de las candidatas descalificadas era hija de un abogado del Estado en ejercicio. En las oposiciones a Juez celebradas en Italia en el año 2003 una de las evaluadoras fue suspendida por haber intentado sustituir el examen de un opositor (ver L'Espresso, 9/9/2010, página 35)

2. Literatura relacionada

Nuestro estudio está relacionado con varias líneas de literatura. Ante todo, nuestro artículo guarda relación con una amplia gama de estudios que investigan la movilidad ocupacional intergeneracional, como los trabajos de Solon (1999) y Robertson y Symons (1990). Asimismo, nuestro trabajo aborda la autoselección de los trabajadores en el acceso a empleos del sector público, una cuestión que ha sido investigada en otros contextos, como en Blank (1985), donde se analiza la elección entre empleos privados y públicos de los trabajadores estadounidenses. Para el caso español, Prieto Rodríguez y Suárez Fernández (2006) utilizan información de encuestas sobre el empleo en el sector público en España, encontrando que existe una probabilidad más alta, y estadísticamente significativa, de que los trabajadores varones cuyos padres trabajaron como profesionales en el sector público también desempeñen cometidos profesionales o directivos en el sector público.

Nuestro trabajo también está relacionado con una amplia línea de literatura que aporta evidencia empírica indicativa de que las características del candidato son importantes para su contratación. Los evaluadores podrían discriminar en contra (o a favor) de un grupo de candidatos por dos razones principales. Por una parte, los modelos estadísticos de discriminación mantienen que, en presencia de información asimétrica sobre la productividad real de los trabajadores, el grupo al que pertenece un individuo puede ser considerado una señal que ofrece información adicional (Phelps, 1972). Por otra parte, los evaluadores podrían ejercer una discriminación en función de sus gustos; es decir, podrían mostrar una preferencia por los candidatos de un determinado grupo, con independencia de su calidad (Becker, 1957).

La literatura que contrasta la existencia de discriminación se ha centrado en una serie de características de los candidatos, como sexo, raza y aspecto físico. Entre los trabajos que contrastan la discriminación por razón de género, Blank (1991) compara los procedimientos de evaluación anónima doble y simple, utilizados en la revisión de artículos remitidos a *The American Economic Review*, hallando un pequeño efecto, estadísticamente no significativo, en el sentido de que las mujeres obtienen mejores resultados cuando el evaluador desconoce su identidad. Goldin y Rouse (2000) encuentran que la utilización de una mampara que impide ver al intérprete durante las audiciones que realizan las orquestas para seleccionar a sus músicos promueve la imparcialidad y eleva la proporción de mujeres contratadas. Dentro de los estudios que analizan una posible

discriminación por raza, Bertrand y Mullainathan (2004) llevan a cabo un experimento de campo en el que responden con currículos ficticios a anuncios de demanda de empleo insertados en periódicos de Boston y Chicago. Los autores asignan a cada currículo un nombre con resonancias afroamericanas o con resonancias anglosajonas, encontrando que estos últimos reciben un 50 por ciento más de respuestas telefónicas para una entrevista que aquéllos. Por su parte, Daniel Hamermesh ha estudiado en una serie de artículos el efecto de la belleza sobre los ingresos (por ejemplo, en Hamermesh y Biddle, 1994), hallando normalmente que los trabajadores con mejor aspecto físico ganan más y tienen mayores probabilidades de ser contratados.

Este trabajo se centra en investigar otro tipo de discriminación, a saber, el favoritismo por razones de parentesco. Aquí investigamos si los candidatos a importantes puestos en la Administración pública cuyos parientes cercanos son altos funcionarios en ejercicio presentan una mayor probabilidad de ser seleccionados que otros candidatos de calidad similar. De hecho, existe una literatura que sugiere la importancia de las conexiones familiares y el nepotismo en el mercado de trabajo (Goldberg, 1982). En muchos de estos estudios, resulta muy difícil descartar que las diferencias obedezcan a diferencias en la calidad media de los grupos. Así pues, en general ha sido difícil identificar si los mayores ingresos de un grupo se deben a su mayor productividad o a la existencia de favoritismo por parte de los empleadores[11]. Por ejemplo, Lentz y Laband (1989) encuentran que los graduados universitarios que son hijos de médicos suelen tener un 10% más de probabilidades de ser admitidos en una escuela de medicina, una vez que se tiene en cuenta su currículo académico. Sin embargo, Chevalier (2001) atribuye los ingresos relativamente más altos de los graduados británicos con la misma carrera profesional que sus padres a la transmisión intergeneracional de capital humano. Calvó-Armengol y Jackson (2005) exploran la interacción de las redes familiares y sociales para explicar la movilidad social. Su modelo se basa en una estructura social que presenta una fuerte persistencia familiar en las inversiones en capital humano y en los ingresos resultantes a lo largo de generaciones.

11. La distinción entre la discriminación por razones de gustos y la discriminación estadística es una labor extremadamente compleja, pues requiere información sobre los ingresos futuros: los candidatos discriminados positivamente por motivos de discriminación estadística mostrarían un rendimiento similar al de otros candidatos en las dimensiones observables, aunque mejores evaluaciones y mayores ingresos futuros sobre la base de esas dimensiones.

Nuestro estudio también puede relacionarse con una creciente literatura sobre el papel de las redes sociales en la selección de individuos para ocupar altos cargos, tanto en la esfera pública como en la privada. Kramarz y Thesmar (2007) utilizan una amplia base de datos con información sobre los consejeros delegados y miembros de los consejos de administración de empresas francesas para investigar la probabilidad de ser contratado en una determinada empresa cuando el individuo y el consejero delegado de la empresa pertenecen a la misma red social. Estos autores observan que esta probabilidad es más alta en el caso de las redes de contactos de antiguos funcionarios que se graduaron en la Polytechnique o en la ENA.

Desde un punto de vista metodológico, nuestro trabajo enlaza con una creciente literatura que, siguiendo los pasos del artículo original de Dempster et al. (1977), utiliza modelos de mixtura para dar tratamiento a la heterogeneidad inobservada. Los modelos de mixtura han sido especialmente utilizados en modelos discretos dinámicos (véase un panorama general en Aguirregabiria y Mira, 2010). La utilización de modelos de mixtura se ha visto impulsada por recientes avances econométricos que han mejorado los algoritmos de expectativa-maximización (EM), permitiendo el cálculo de estimaciones por máxima verosimilitud de estos modelos (Arcidiacono y Jones, 2003).

Por último, nuestro trabajo está relacionado con una línea de investigación novedosa, pero creciente, en Economía que explota la información ofrecida por los apellidos. Por ejemplo, Angelucci et al (2010) utilizan información acerca de los apellidos de los participantes en el programa de asistencia social Progresa en áreas rurales de México para investigar la forma en que la conducta de un hogar se ve afectada por la presencia y características del grupo familiar amplio al que pertenece, a través de la información que aportan los apellidos. Existe también una serie de artículos que utilizan información sobre apellidos españoles para explorar la posible existencia de nepotismo en oposiciones públicas (Bagüés, 2005) y la movilidad intergeneracional (Güell et al 2007; Collado et al 2008).

3. Información general

3.1. Oposiciones públicas

Los exámenes públicos de ámbito nacional se utilizan como método de selección para el acceso a toda una gama de plazas de funcionario en numerosos países de Europa continental, Asia y América Latina. En

estos países, normalmente se exige superar el correspondiente examen público para obtener un empleo permanente. En España, en el año 2005 aproximadamente 170.000 individuos se dedicaban a preparar oposiciones públicas a tiempo completo. Alrededor de dos tercios de estos candidatos poseían titulación universitaria[12].

Las oposiciones públicas suelen encontrar su justificación en la necesidad de que los funcionarios públicos no sólo tengan unos conocimientos generales, sino que dominen áreas de conocimiento muy concretas sobre, en primer lugar, el Estado y la Administración Pública, y, en segundo lugar, el funcionamiento del Cuerpo especial al que aspira el candidato. En ocasiones, además, las oposiciones públicas se describen como un sistema de selección abierto a cualquier persona con el nivel educativo adecuado y que, por tanto, ofrece menos margen a la discriminación (Mora y Ruiz-Castillo, 2004) o como un "sistema competitivo que permite seleccionar a los mejores candidatos" (Parada, 2000).

3.2. Características de los exámenes

En este trabajo utilizamos información sobre once de los principales Cuerpos de la Administración Pública española. Estos Cuerpos dependen de diferentes Ministerios: el Ministerio de Administraciones Públicas (administradores civiles, especialistas en sistemas y tecnologías de la información), el Ministerio de Justicia (secretarios judiciales, notarios, registradores, abogados del Estado), el Ministerio de Economía y Hacienda (economistas del Estado, inspectores de Hacienda), el Ministerio de Asuntos Exteriores (diplomáticos) y el Consejo General del Poder Judicial (jueces).

Las oposiciones a estos Cuerpos se celebran cada uno o dos años y pertenecen al grupo A, es decir, los aspirantes deben poseer un título de Licenciado o equivalente. Los exámenes constan de varios ejercicios eliminatorios; en cada uno de ellos, los candidatos se examinan de un conjunto de temas. En la mayoría de los ejercicios de estas oposiciones (orales o escritos), cabe esperar que los candidatos memoricen miles de páginas de legislación, para luego *cantarlas* durante el examen. En los

12. Cálculo de los autores basado en datos de la *Encuesta de Población Activa (EPA)*, año 2005. Los cambios metodológicos que se han producido en la elaboración de la EPA impiden actualizar esta información.

exámenes orales un sistema aleatorio decide qué temas debe responder el candidato. Algunas oposiciones incluyen un ejercicio práctico, que suele ser por escrito; sin embargo, incluso en este último caso, la evaluación no es anónima porque el ejercicio escrito debe ser leído por el aspirante delante del tribunal.

En unos pocos casos, se han utilizado pruebas preliminares anónimas de tipo test. En concreto, se utiliza una prueba preliminar eliminatoria de tipo test en las oposiciones a los Cuerpos de especialistas en sistemas y tecnologías de la información, jueces y fiscales (desde 2003) y secretarios judiciales (desde 2006). En cambio, aunque solía haber una prueba de tipo test en la oposición a diplomático, dejó de realizarse en 2004.

3.3. Composición de los tribunales

Los tribunales están formados por entre siete y diez miembros. El número de miembros del tribunal es el mismo para una determinada oposición, pero puede variar ligeramente a lo largo del tiempo o en función del Cuerpo que ofrece la plaza. Los miembros son nombrados conforme a reglas que especifican su Cuerpo de origen y su cualificación. Cada tribunal está compuesto, en primer lugar, de miembros del Cuerpo que ofrece la plaza; en segundo lugar, de miembros de algunos otros Cuerpos relacionados de la Administración (por ejemplo, los notarios forman parte de los tribunales a plazas de registrador y viceversa; y los administradores civiles participan en los tribunales a plazas de especialistas en sistemas y tecnologías de la información); por último, de miembros externos (por ejemplo, profesores universitarios o abogados en ejercicio en el sector privado). Los miembros de los Cuerpos que ofrecen las plazas nunca representan más de la mitad del tribunal. El Cuadro 1 presenta información detallada de las normas que regulan la composición del tribunal en cada oposición.

4. Datos

En este trabajo utilizamos la información que ofrecen los apellidos para estimar el parentesco entre los altos funcionarios en ejercicio y los candidatos a pertenecer al alto funcionariado. Para ello, utilizamos información acerca de los apellidos de los altos funcionarios, de los candidatos y del conjunto de la población española.

4.1. Población española

La información sobre la distribución provincial de los apellidos en la población española procede del *Instituto Nacional de Estadística* (INE, en adelante). A efectos ilustrativos, el Gráfico 1 presenta la distribución de la población española con arreglo a la frecuencia de sus apellidos, donde clasificamos a los individuos en cinco grupos de menor a mayor frecuencia de su apellido dentro de la población española: aquéllos con apellidos poseídos por (i) entre uno y 99 individuos, (ii) entre 100 y 999 individuos, (iii) entre 1.000 y 9.999 individuos, (iv) entre 10.000 y 999.999 individuos, (v) al menos un millón de individuos.

En torno al 4% de los individuos forman parte del grupo de apellidos muy poco frecuentes (menos de 100 individuos) y alrededor de un 13% de los individuos tienen un apellido poseído por entre 100 y 999 personas en España. Cerca del 40% de los individuos forman parte de alguno de los tres primeros grupos, lo que significa que comparten su apellido con menos de 10.000 personas en España.

4.2. Altos funcionarios

En el Cuadro 2 (fila uno) presentamos información sobre el número de funcionarios de cada Cuerpo en 1997. El tamaño de estos Cuerpos difiere considerablemente: algunos son muy amplios y por tanto ofrecen numerosas plazas, mientras que otros son relativamente reducidos. Los Cuerpos de jueces y fiscales son dos Cuerpos distintos, pero la oposición a ambos cuerpos ha sido la misma desde 2001, de modo que los consideramos en su conjunto. Conjuntamente, forman un Cuerpo relativamente amplio, con más de 6.000 miembros. Otro Cuerpo relativamente amplio es el de secretarios judiciales, con cerca de 3.000 miembros. En cambio, sólo hay unos 500 economistas y abogados del Estado, aproximadamente 700 especialistas en sistemas y tecnologías de la información y diplomáticos y alrededor de 800 registradores. En un término medio, hay unos 1.500 administradores civiles, 2.000 notarios y unos 2.500 inspectores de Hacienda[13].

La información sobre los miembros de los Cuerpos incluye sus nombres y apellidos. A partir del nombre hemos también obtenido información sobre el género de los funcionarios. Asimismo, disponemos

13. El número total de miembros de los Cuerpos se ha calculado utilizando los escalafones del año 1997.

de información sobre su fecha de nacimiento y la fecha en la que entraron a formar parte del Cuerpo.

4.3. Candidatos

Nuestra base de datos contiene información sobre unos 85.000 candidatos a plazas en alguno de los Cuerpos anteriormente mencionados durante los diez últimos años[14]. El Cuadro 3 presenta los datos disponibles en función de la oposición.

Los respectivos Ministerios publican los listados de candidatos, de donde obtenemos información acerca de su nombre y apellidos. Asimismo, podemos realizar un seguimiento de los candidatos a lo largo del tiempo y obtener así una medida de su experiencia.

El Cuadro 4 presenta estadísticas descriptivas de los candidatos. En promedio, un 37% de todos los candidatos son varones. La probabilidad de tener éxito en estas oposiciones es baja, normalmente de un 6% al año, y los aspirantes suspendidos tienden a presentarse de nuevo. Algo más del 30% de las personas que se presentan a las oposiciones lo hacen por vez primera; para la mitad de los aspirantes es al menos su tercer intento, mientras que para más de un tercio de ellos se trata al menos del cuarto intento. En el caso de las oposiciones a registros y notarías, en las que el examen se celebra cada dos años, esto significa al menos ocho años de preparación.

5. Análisis empírico

Nuestro análisis empírico se estructura del siguiente modo. En primer lugar, explotamos la información que ofrecen los apellidos para estimar la probabilidad de que, condicionado a su apellido, un aspirante a un Cuerpo de la Administración Pública sea pariente de un alto funcionario. A estos efectos, estimamos un modelo de mixtura lineal de dos componentes, donde los parientes son un componente y los no parientes son el otro componente. Una vez que hemos estimado la probabilidad de que los candidatos sean parientes, estimamos la probabilidad de que un pariente se presente a unas oposiciones y calculamos la proporción de candidatos que son parientes. Finalmente, estimamos las tasas de éxito de los candidatos en función de su parentesco y en función del tipo de examen.

14. Las oposiciones a jueces y fiscales fueron distintas hasta el año 2001 (por lo que realmente tenemos datos de diez oposiciones). Desde entonces, ha habido un único examen para ambos tipos de plazas.

5.1. Parentesco

Como señalan Güell et al (2007), los apellidos pueden ofrecer información sobre el parentesco porque su distribución suele ser muy asimétrica, de modo que un significativo porcentaje de la población tiene un apellido poco frecuente. En esta sección proponemos una metodología que, explotando la información ofrecida por los apellidos, calcula una medida de parentesco. Nuestra estrategia se basa en los apellidos poco frecuentes. Una aplicación simplificada de la idea general ya se encuentra en Bagüés (2005), quien identifica un posible parentesco entre dos individuos explotando el hecho de que los apellidos compuestos son muy poco frecuentes en España.

5.1.1. Un modelo de mixtura lineal

Nuestro problema puede resumirse del siguiente modo. Observamos un listado de candidatos (caracterizados por sus apellidos). Supongamos que también observamos las poblaciones de las que se extrae la muestra de candidatos, es decir, observamos tanto el listado de parientes en la población como el listado de no parientes. Esto es, para cada apellido s podemos observar x_s^e, es decir, cuántas personas con este apellido se presentaron a la oposición e, así como cuántas personas en la población con ese apellido pertenecen al conjunto de parientes de los altos funcionarios, n_s^R, y cuántas personas pertenecen al conjunto de no parientes [de los altos funcionarios], n_s^N.

Asumamos en primer lugar que el número de individuos con apellido s en el grupo m que se presentan a la oposición e sigue una distribución binomial, $X \sim B(n_s^m, \lambda_s^{m,e})$, donde $m \in \{R, \overline{R}\}$, R denota parientes y $\overline{R}$ denota no parientes, y $\lambda_s^{m,e}$ es la probabilidad de que un candidato en el grupo m se presente a la oposición e. Por ejemplo, consideremos el apellido Bagüés. Suponemos que el número de candidatos con apellido Bagüés y con un pariente cercano que es alto funcionario sigue una distribución binomial definida por los siguientes parámetros: el número de Bagüés que tienen un pariente alto funcionario y la probabilidad de que un pariente con apellido Bagüés se presente a la oposición[15]. Lo mismo es aplicable a la distribución de candidatos que no tienen un pariente alto funcionario y cuyo apellido es Bagüés.

15. Si existen n_s^m individuos en el componente m con apellido s, la probabilidad de que exactamente x de ellos se presente a la oposición e viene dada por la siguiente función de masa de probabilidad: $\Pr(X = x_s) = \binom{n_s^m}{x_s} \left(\lambda_s^{m,e}\right)^{x_s} (1-\lambda_s^{m,e})^{(n_s^m - x_s)}$

Nuestro primer supuesto de identificación es que la probabilidad de presentarse al examen dentro de cada grupo es independiente del apellido:

$$\forall s, \lambda_s^{m,e} = \lambda^{m,e}, \text{donde } m \in \{R, \overline{R}\}$$

En otras palabras, estamos suponiendo que la probabilidad de que un candidato en el grupo m se presente a la oposición e es la misma para todos los candidatos de ese grupo, con independencia de sus apellidos concretos. En términos de nuestro ejemplo, si existen dos miembros del Cuerpo, uno apellidado Fernández y el otro apellidado Bagüés, suponemos que la probabilidad de que un pariente de Fernández se presente a la oposición a registrador es la misma que la probabilidad de que un pariente de Bagüés se presente a la oposición a registrador.

A continuación, queremos modelizar la probabilidad de aspirar a puestos de alto funcionario. Nuestro modelo necesita considerar que los candidatos pueden dividirse en dos grupos: parientes de los actuales miembros y no parientes. Es decir, si nuestro listado de candidatos incluye candidatos apellidados Bagüés, querríamos saber cuántos de ellos son parientes y cuántos de ellos son no parientes. Esto equivale a especificar un modelo de mixtura con dos componentes, donde un componente es parientes y el otro componente es no parientes. Por simplicidad, especificamos un modelo de mixtura con una forma lineal. Suponer que el modelo es lineal significa asumir que la probabilidad de que un Bagüés que es pariente oposite a una plaza es independiente de la probabilidad de que un Bagüés que no es pariente oposite a una plaza. Así pues, el conjunto de candidatos que se presentan a la oposición e y que comparten un mismo apellido s puede caracterizarse mediante el siguiente modelo de mixtura lineal de dos componentes:

$$p(x_s^e \mid \Theta) = \alpha_R B(x_s \mid n_s^R, \lambda^{R,e}) + (1-\alpha_R) B(x_s \mid n_s^{\overline{R}}, \lambda^{\overline{R},e}) \qquad (1)$$

donde α_R es nuestro coeficiente de mixtura, y x_s es el número de veces que observamos un determinado apellido (por ejemplo, Bagüés) en nuestro listado de candidatos.

Si n_s^R y $n_s^{\overline{R}}$ son observables, matriz de parámetros a estimar es $\Theta = (\alpha_R; \lambda^R, \lambda^{\overline{R}})$.

Utilizando un procedimiento de estimación por máxima verosimilitud

es posible hallar los valores de estos parámetros que maximizan la probabilidad de observar nuestros datos. Sin embargo, dada la dificultad de estimar directamente los parámetros mediante procedimientos de optimización estándar, estimamos el modelo de mixturas utilizando un algoritmo de expectativa-maximización (EM), siguiendo un proceso iterativo en dos etapas (ver Redner y Walker, 1984). En primer lugar, la etapa de la expectativa permite calcular, para alguna conjetura de los verdaderos valores de los parámetros [Θ^g], la probabilidad a posteriori de que un determinado individuo pertenezca a un cierto grupo. En particular, por el teorema de Bayes sabemos que $p(R \mid x_s, n_s^R, n_s^{\bar{R}}, \Theta^g)$ y $p(\bar{R} \mid x_s, n_s^R, n_s^{\bar{R}}, \Theta^g)$, y la probabilidad de que un candidato sea pariente y no pariente, respectivamente, dado su apellido y nuestra conjetura sobre el vector de parámetros, se calculan como sigue:

(2)

$$p(R \mid x_s, n_s^R, n_s^{\bar{R}}, \Theta^g) = \begin{cases} 0 \text{ si } n_s^R = 0 \text{ y } x_s > 0 \\ \text{de lo contrario} \dfrac{\alpha_R B(x_s \mid n_s^R, \lambda^{R^g})}{\alpha_R B(x_s \mid n_s^R, \lambda^{R^g}) + (1-\alpha_R) B(x_s \mid n_s^{\bar{R}}, \lambda^{\bar{R}^g})} \end{cases}$$

$$p(\bar{R} \mid x_s, n_s^R, n_s^{\bar{R}}, \Theta^g) = \begin{cases} 0 \text{ si } n_s^{\bar{R}} = 0 \text{ y } x_s > 0 \\ \text{de lo contrario} \dfrac{(1-\alpha_R) B(x_s \mid n_s^{\bar{R}}, \lambda^{\bar{R}^g})}{(1-\alpha_R) B(x_s \mid n_s^{\bar{R}}, \lambda^{\bar{R}^g}) + \alpha_R B(x_s \mid n_s^R, \lambda^{R^g})} \end{cases}$$

En segundo lugar, en la etapa de maximización, utilizando estas probabilidades a posteriori podemos calcular los valores de los parámetros que maximizan la probabilidad de observar los datos. En particular, a partir de la ecuación (2), se sigue que si se maximiza el logaritmo de la verosimilitud muestral, $L(\Theta) \equiv s \in S \Sigma \ln(\alpha_R B(x_s \mid n_s^R, \lambda^R) + (1-\alpha_R) B(x_s \mid n_s^{\bar{R}}, \lambda^{\bar{R}}))$, el estimador de máxima verosimilitud de α_R viene dado por:

$$\alpha_R = \frac{1}{N_s} \sum_{s \in S} p(R \mid x_s, n_s^R, \Theta^g) \tag{3}$$

de modo que

$$\lambda^R = \frac{\sum_{s \in S} x_s \acute{a} p(R \mid x_s, n_s^R, n_s^{\bar{R}}, \Theta^g)}{\sum_{s \in S} n_s^R \acute{a} p(R \mid x_s, n_s^R, n_s^{\bar{R}}, \Theta^g)} \text{ y } \lambda^{\bar{R}} = \frac{\sum_{s \in S} x_s \acute{a} p(\bar{R} \mid x_s, n_s^R, n_s^{\bar{R}}, \Theta^g)}{\sum_{s \in S} n_s^{\bar{R}} \acute{a} p(\bar{R} \mid x_s, n_s^R, n_s^{\bar{R}}, \Theta^g)} \tag{4}$$

donde N_s es el número de apellidos.

5.1.2. Grado de parentesco

La ecuación (2) define la expresión general de nuestra medida de parentesco. Para derivar ésta, como se explicó anteriormente, se requieren tres tipos de información: (1) el número de candidatos con un determinado apellido, (2) el número de parientes de miembros de los Cuerpos con un determinado apellido en la población y (3) el número de individuos en la población con un determinado apellido y que no tienen parientes en los Cuerpos. Mientras que (1) es fácilmente observable, el cálculo de (2) y (3) requiere realizar determinados supuestos.

En primer lugar, es necesario definir el conjunto de posibles candidatos. Como no conocemos la distribución de apellidos en la población que posee un título de Licenciado, tomamos como la población de posibles candidatos el conjunto de la población española que, con arreglo a su edad, puede ser aspirante en potencia a la plaza. Los candidatos suelen empezar a presentarse a las oposiciones poco después de graduarse en la universidad. Utilizando la información del censo demográfico del INE, sabemos que alrededor del 16% de la actual población española tenía 25 años en algún momento del periodo considerado. Es decir, si actualmente existen unas 400 personas con apellido Bagüés, cabría esperar que alrededor de 67 de ellas hayan tenido 25 años en algún momento entre 1997 y 2007.

En segundo lugar es necesario establecer una definición de parentesco. Una definición restrictiva incluiría sólo a los hijos[16]. Aquí, dada su posible importancia en términos de lazos familiares, no sólo consideramos a los hijos sino también a los sobrinos y sobrinas[17]. Dada está definición del parentesco, para cada apellido, debemos determinar cuántos parientes de actuales miembros de los Cuerpos existen dentro de la población potencial de candidatos. Los españoles utilizan dos apellidos: el primero se hereda por línea paterna del padre, mientras que el segundo se hereda

16. Los países donde sólo se utiliza un apellido (principalmente el paterno), esa definición sería la única operativa, ya que identificar sobrinos y sobrinas exigiría información sobre el apellido materno. Dado que los españoles utilizan tanto el apellido paterno como el materno, tenemos información sobre posibles hijos, sobrinos y sobrinas de los miembros femeninos de los Cuerpos y de posibles sobrinos y sobrinas de los miembros masculinos de los Cuerpos. Además, como las mujeres no cambian de apellido cuando contraen matrimonio, no tenemos el problema de candidatas que adopten el apellido de sus maridos.

17. Etimológicamente, la palabra "nepotismo" deriva de *nepotes*, el término en latín para sobrino. Su origen se atribuye al hecho de que, en la Edad Media, los obispos eran a veces acusados de favorecer a sus sobrinos.

por línea paterna de la madre. Esto significa que los hijos de los miembros varones de los Cuerpos heredarán el apellido de sus padres en forma de primer apellido, mientras que los hijos de los miembros femeninos de los Cuerpos heredarán el apellido de sus madres en forma de segundo apellido. Como muestran los Gráficos 2 y 3, es posible calcular una medida de parentesco comparando los apellidos de los miembros masculinos y femeninos de los Cuerpos, respectivamente, con los apellidos de los candidatos. Utilizando la información del censo demográfico del INE, calculamos que, en el momento en que nacieron los candidatos incluidos en nuestra base de datos, el número medio de hijos por pareja era de dos (véanse en el Anexo las derivaciones realizadas utilizando información demográfica de las cohortes de interés). Dada esta cifra, en términos esperados, cada miembro masculino de los Cuerpos tiene dos hijos y dos sobrinos o sobrinas que comparten su apellido paterno, mientras que cada miembro femenino de los Cuerpos tiene dos sobrinos o sobrinas que comparten su apellido paterno. Así pues, por un lado, por cada miembro masculino de los Cuerpos deberíamos esperar encontrar cuatro parientes con su apellido paterno, y para cada miembro femenino de los Cuerpos deberíamos esperar encontrar dos parientes con su apellido paterno. Por otro lado, por cada miembro masculino de los Cuerpos existen dos sobrinos o sobrinas cuyo apellido materno es el mismo que el apellido paterno del miembro de los Cuerpos, y para cada miembro femenino de los Cuerpos existen dos hijos y dos sobrinos o sobrinas cuyo apellido materno coincide con el apellido paterno del miembro de los Cuerpos.

En tercer lugar, es importante tener en cuenta que, dado que nuestros candidatos se presentaron a las oposiciones en los últimos diez años y que los candidatos podrían tener como mínimo 23 años, y normalmente no son mucho mayores de 30 (Bagüés, 2005; Bagüés y Esteve-Volart, 2010)[18], se debe limitar el conjunto de miembros de los Cuerpos de nuestro análisis a aquéllos nacidos antes de 1960[19]. El Cuadro 2, muestra el número de

18. Para la mayor parte de las oposiciones de nuestra base de datos se exige un título de Licenciado en Derecho o en Economía. Los Licenciados más jóvenes tienen 22 años y se necesitaría al menos un año para preparar la oposición.

19. Aunque es teóricamente posible que un candidato sea hermano/a de un miembro de los Cuerpos, la diferencia de edad lo convierte en improbable. También es posible que algunos miembros de los Cuerpos nacidos antes de 1960 hayan tenido nietos/as que hayan sido opositores entre 1997 y 2007. En particular, un miembro de los Cuerpos nacido en, digamos, 1936 tendría 70 años en 2006 y, por tanto, podría tener un/a nieto/a de 23 años que oposita en 2006, pero esto requeriría que todas las generaciones implicadas hubiesen tenido descendencia a edades muy tempranas. Por tanto, es poco probable que nuestra medida de parentesco capte muchos nietos/as.

miembros de los Cuerpos nacidos antes de 1960 (segunda fila) y el número de miembros masculinos de los Cuerpos nacidos antes de 1960 (tercera fila). Las cifras varían en función de los Cuerpos, siendo el de economistas del Estado el Cuerpo más reducido y el de secretarios judiciales el más numeroso. En términos agregados (primera columna), alrededor de dos tercios de los actuales miembros de los Cuerpos nacieron antes de 1960 y, por tanto, podrían tener algún hijo o sobrino entre los candidatos. El conjunto de miembros femeninos de los Cuerpos mayores de 40 años es muy reducido, ya que la ley prohibía que las mujeres ocuparan puestos en la Administración Pública, y no ha sido hasta la década de los 70 cuando las mujeres han ocupado esos puestos en cifras significativas[20]. En general, el porcentaje de mujeres entre los miembros de los Cuerpos nacidos antes de 1960 es muy bajo; sin embargo, varía enormemente, oscilando entre el 1,5% (abogado del Estado) y el 45% (secretario judicial).

Basándonos en todo esto, podemos estimar el número de miembros de los Cuerpos que son parientes cercanos de los candidatos utilizando tres tipos de información: la distribución de apellidos entre los miembros de los Cuerpos para cada Cuerpo, la distribución de apellidos en la población española y la distribución por edades de la población española. Utilizando esta información creamos dos variables que captan la coincidencia de apellidos entre los candidatos y los miembros de los Cuerpos con las edades de interés. La primera variable, *apellido(1,1)*, es la probabilidad de que un candidato sea pariente de un miembro de los Cuerpos y que ambos tengan el mismo apellido paterno. Para este cálculo, utilizamos como inputs n^R y $n^{\bar{R}}$ que, en este caso, se obtienen como sigue. Calculamos n^R como el número de miembros masculinos de los Cuerpos con una edad suficientemente alta para tener hijos que podrían haber opositado durante nuestro periodo, multiplicado por cuatro (dos hijos propios, más dos sobrinos o sobrinas por la vía de su hermano), más el número de miembros femeninos de los Cuerpos suficientemente mayores para tener hijos que podrían haber opositado durante nuestro periodo multiplicado por dos (dos sobrinos o sobrinas que son hijos de su hermano). El número de no parientes de miembros de los Cuerpos, $n^{\bar{R}}$, se calcula luego como la diferencia entre la población total que podría haber sido candidata durante esos años conforme a su edad, y el número de parientes, n^R. Dados nuestros cálculos para el número de parientes y no parientes, *apellido(1,1)* puede obtenerse luego con arreglo a la ecuación (2).

20. Ley de Funcionarios Civiles del Estado, Decreto 315/1964.

La segunda variable, *apellido(2,1)*, es la probabilidad de que un candidato sea pariente de un miembro de los Cuerpos cuyo apellido paterno coincide con el apellido materno del candidato. Aquí calculamos n^R como el número de miembros masculinos de los Cuerpos con una edad suficientemente alta para tener hijos que podrían haber opositado durante nuestro periodo, multiplicado por dos (sobrinos o sobrinos por la vía de su hermana), más el número de miembros femeninos de los Cuerpos de edad suficientemente alta para tener hijos que podrían haber opositado durante nuestro periodo, multiplicado por cuatro (dos hijos propios, más dos sobrinos o sobrinas por la vía de su hermana). El número de no parientes de miembros de los Cuerpos, $n^{\bar{R}}$, se calcula después como la diferencia entre la población total que podría haber sido candidata durante esos años conforme a su edad, y el número de parientes, n^R. Dados nuestros cálculos para el número de parientes y no parientes, *apellido(2,1)*, puede obtenerse luego con arreglo a la ecuación (2). El Cuadro 5 presenta los parámetros estimados de nuestro modelo de mixtura, mientras que el Cuadro 6 ofrece las estadísticas descriptivas de las variables *apellido*.

A partir de las dos medidas "apellido" anteriormente definidas, es posible calcular una medida de parentesco que capte si un candidato es pariente cercano de un miembro de los Cuerpos. Así pues, de ahora en adelante definimos una medida de *parentesco* que compara el apellido paterno y *materno* de los candidatos con el apellido paterno de los miembros de los Cuerpos ((*apellido*(1,1)) y (*apellido*(2,1) respectivamente).

Consideramos tres diferentes formas de *parentesco* del siguiente modo: (1) $parentesco^p$ compara el apellido paterno y materno de los candidatos con el apellido paterno de los miembros de los Cuerpos que forman parte del Cuerpo al que oposita el candidato[21]; (2) $parentesco^c$ compara el apellido paterno y materno de los candidatos con el apellido paterno de los miembros de los Cuerpos a los que pertenecen los miembros del tribunal; (3) $parentesco^n$ compara el apellido paterno y materno de los candidatos con el apellido paterno de los miembros de los Cuerpos que no están representados en el tribunal.

21. En todas las oposiciones, salvo en una, el Cuerpo al que oposita un candidato coincidió con el Cuerpo al que pertenece el presidente del tribunal: en el caso de las oposiciones a secretario judicial, el presidente del tribunal debe ser un juez y no un secretario judicial (véanse los detalles relativos a las reglas de composición de los tribunales en el Cuadro 2).

5.2. ¿Resulta más probable que opositen los parientes?

Podría existir una nobleza de Estado si ciertas familias se perpetuaran en los puestos de élite. Un primer paso para investigar si esto es cierto consiste en cuantificar hasta que punto los miembros de ciertas familias opositan a estos puestos con mayor probabilidad que los no parientes.

Estimamos el porcentaje de parientes de los candidatos utilizando el modelo de mixtura descrito anteriormente. En el Cuadro 7 presentamos estadísticas descriptivas de nuestras medidas de *parentesco* agregadas para todos los cuerpos. Cada fila del Cuadro 7 presenta estadísticas con arreglo a los tipos de parentesco anteriormente descritos: con el Cuerpo del presidente del tribunal, con el Cuerpo de otro miembro del tribunal, con un miembro de un Cuerpo no representado en el tribunal, y una medida que considera cualquiera de estos tipos de parentesco.

En promedio, estimamos que el 3,2% de los candidatos son parientes cercanos de un miembro del Cuerpo al que aspiran, el 5,9% de los candidatos son parientes cercanos de un miembro de los Cuerpos que tienen presencia en el tribunal, y que el 10,3% de los candidatos son parientes cercanos de algún miembro de otro alto Cuerpo de la administración. En total, aproximadamente el 20% de los candidatos tienen un pariente cercano en un alto Cuerpo de la administración.

La fila cuatro del Cuadro 7 indica cuántos parientes más opositan de lo que cabría esperar en función de su presencia en la población. Denominaremos esta cifra la *prima de participación*, calculada como el porcentaje de parientes entre los candidatos (fila dos) dividido entre el porcentaje de parientes entre los posibles candidatos (fila uno). En promedio, los individuos con algún pariente en un alto cuerpo de la administración tienen una probabilidad de opositar a este cuerpo 40 veces mayor de lo que cabría esperar dada su presencia en la población. La prima de participación en función del parentesco con miembros de los Cuerpos representados en el tribunal es también muy alta en promedio (en torno a 24), pero menor que con arreglo al parentesco con el Cuerpo al que se oposita. En resumen, los individuos que son parientes de miembros de los Cuerpos representados en los tribunales que los evalúan presentan una probabilidad de presentarse a una oposición significativamente mayor que los individuos que carecen de ese parentesco.

5.3. ¿Es mayor la probabilidad de éxito de los parientes?

En esta subsección investigamos si los parientes de miembros de los Cuerpos tienen una mayor probabilidad de aprobar una oposición pública que los no parientes. A estos efectos, corremos regresiones probit con la siguiente especificación:

$$y_{ie} = \alpha_e + \beta\ apellido(1,1)^j_{ie} + \beta\ apellido(2,1)^j_{ie} + \delta\ frecuencia_i + \varepsilon_{ie} \quad (5)$$

donde y_{ie} es igual a uno si el candidato i aprobó la oposición e, y cero en caso contrario y para $j = \{p, c, n\}$.

El Cuadro 8 presenta los resultados de estimar la regresión (5). En la columna (1) sólo incluimos el parentesco calculado con respecto al Cuerpo del presidente del tribunal. Un aumento del uno por ciento de la probabilidad de ser pariente eleva en torno a cuatro puntos porcentuales la probabilidad de aprobar la oposición –lo que equivale al 60% de la probabilidad estimada de aprobar–. Este efecto es significativo a un nivel del uno por ciento para la primera variable y del cinco por ciento para la segunda variable. Los candidatos cuyos apellidos son más frecuentes tienen una probabilidad significativamente menor de aprobar la oposición. Esto es consistente con la existencia de una correlación negativa entre frecuencia de los apellidos y renta per cápita (ver Collado et al. 2008). En la columna (2) añadimos las dos variables de parentesco con respecto a los Cuerpos con presencia en el tribunal; de nuevo, las variables de parentesco con el Cuerpo al que pertenece el presidente del Tribunal son significativas pero las dos variables con respecto a los Cuerpos con presencia en el tribunal no lo son. Análogamente, en la columna (3) observamos que el parentesco con respecto a otros Cuerpos no representados en el tribunal carece de efectos.

5.3.1. Contrastes de robustez

Como puede verse en los Gráficos 2 y 3, los miembros de los Cuerpos –ya sean masculinos o femeninos– no transmiten sus apellidos maternos: en esos Gráficos, el apellido materno de los miembros de los Cuerpos (S2) no coincide con los apellidos de sus hijos, sobrinas o sobrinos. Así pues, los candidatos cuyos apellidos (ya sea paterno o materno) coinciden con los apellidos maternos de los miembros de los Cuerpos no comparten un parentesco cercano con ellos; como mucho, podrían ser primos lejanos. Por tanto, a fin de realizar unos contrastes de robustez podemos crear las siguientes medidas: *apellido*(1,2) calcula la probabilidad de que el

apellido paterno del candidato y el apellido materno del miembro del Cuerpo coincidan; *apellido*(2,2) calcula la medida análoga examinando los apellidos maternos de los candidatos. Por tanto, ahora corremos la siguiente regresión:

(6)

$$y_{ie} = \alpha_e + \beta\ apellido(1,1)^j_{ie} + \beta\ apellido(2,1)^j_{ie} + \beta\ apellido(1,2)^j_{ie} + \beta\ apellido(2,2)^j_{ie} + \delta\ frecuencia_i + \varepsilon_{ie}$$

donde y_{ie} es igual a uno si el candidato i aprobó la oposición e, y cero en caso contrario, para $j = \{p, c, n\}$.

Los resultados se presentan en la columna (4) del Cuadro 8. Como era de esperar, estas variables no influyen a la hora de aprobar una oposición para cualquier tipo de parentesco considerado.

En la columna (5) del Cuadro 8 incluimos controles de género y experiencia: si el candidato se ha presentado con anterioridad una vez, dos veces y tres veces. Pese a los controles y a disponer sólo de la mitad de la muestra previa, el efecto estimado del parentesco es exactamente el mismo que en la columna (1). De manera adicional, la probabilidad de aprobar una oposición es mayor en los candidatos varones, así como si el candidato cuenta con uno o dos años de experiencia. Estos resultados están en consonancia con los obtenidos por Bagüés y Esteve-Volart (2010).

En la columna (6) del Cuadro 8 corremos la regresión (6) únicamente con los apellidos poco frecuentes. Incluimos los candidatos cuyo apellido se comparta menos que el apellido mediano, que es compartido por menos de 25.000 individuos en España. La magnitud de los coeficientes estimados para nuestras variables de parentesco con miembros del mismo Cuerpo al que pertenece el presidente del tribunal es prácticamente la misma, pero ahora el error estándar para la segunda estimación es ligeramente mayor, de forma que deja de ser estadísticamente significativa.

La conclusión del Cuadro 8 es que cuanto mayor es la probabilidad de que un candidato sea pariente de un miembro de los Cuerpos, mayores son las opciones que el aspirante tiene de superar la oposición.

5.4. ¿Meritocracia o nepotismo?

En el Cuadro 8 hemos mostrado que los candidatos que son parientes cercanos de miembros de los Cuerpos tienen mayor probabilidad de éxito que los no parientes, conforme a la información que aportan sus apellidos y controlando por la distribución de los apellidos en la población. Sin embargo, esos resultados no revelan nada sobre el nepotismo: es posible que los parientes tengan un mayor éxito porque sean más competentes. Éste podría ser el caso si, por ejemplo, los parientes reciben conocimientos propios de la profesión, ya sea mediante redes sociales o acceso a preparadores mejor cualificados. Por otra parte, si existiese nepotismo, el mayor éxito de los parientes se debería a que son favorecidos debido a sus relaciones de parentesco con miembros de altos Cuerpos de la administración.

Para poder averiguar el origen de la mayor tasa de éxito de los parientes, es necesario controlar en el análisis por su calidad. En el espíritu de Blank (1991), Goldin y Rouse (2000) y Lavy (2008), nuestra estrategia empírica consiste en comparar las evaluaciones que reciben los candidatos cuando el evaluador puede observar su identidad y cuando la evaluación es completamente anónima. En particular, aprovechamos la presencia en algunas oposiciones de un examen tipo test. Utilizamos la puntuación obtenida por los candidatos en la prueba de tipo test como un control de la calidad del candidato. En particular, explotamos la disponibilidad de información sobre pruebas de tipo test en las oposiciones a jueces y fiscales (años 2003 a 2007), secretarios judiciales (años 2006 y 2007) y especialistas en sistemas y tecnologías de la información o TIC (2002 a 2007)[22].

En todas esas oposiciones, se realiza una prueba preliminar eliminatoria de tipo test. El material a preparar para la prueba de tipo test está incluido en el temario de los ejercicios orales de la oposición; por tanto, la puntuación obtenida en la prueba de tipo test puede ser una

22. También se han realizado pruebas de tipo test en las oposiciones a diplomático, pero el único resultado público de estas pruebas es aprobado o suspenso, de modo que no podemos explotar esa información.

buena medida de la calidad del candidato en los ejercicios orales[23].

Nuestra estrategia aquí es doble. En primer lugar, analizamos si los parientes de miembros de los Cuerpos obtienen mejores resultados en las pruebas de tipo test. En segundo lugar, investigamos si sus puntuaciones en las pruebas de tipo test pueden explicar su mayor probabilidad de aprobar las oposiciones.

En el Cuadro 8 encontramos evidencia de que la probabilidad de que los parientes aprueben la oposición es mayor que la de los no parientes. Ahora estaríamos interesados en conocer si esa mayor probabilidad de aprobar puede venir explicada por nuestra medida de calidad. Es decir, controlando por la nota obtenida en el test, ¿aún seguimos encontrando una probabilidad mayor de que aprueben los parientes? Así pues, ahora corremos la siguiente regresión:

$$y_i = \beta\ pariente_i + \delta\ caracteristicas_i + \phi\ test_i + \gamma_t + \varepsilon_i \qquad (7)$$

donde *test* denota la puntuación obtenida en la prueba de tipo test y el vector *características* recoge una serie de características individuales tales como el género, la experiencia, o la frecuencia del apellido.

Los resultados se presentan en el Cuadro 9. En las columnas (1)-(3) mostramos los resultados obtenidos para la submuestra de candidatos que superaron respectivamente la prueba de tipo test incluida en las oposiciones a juez y fiscal, a secretario judicial y a experto en sistemas y tecnologías de la información (TIC). En esta última oposición, no se

23. Por ejemplo, en las oposiciones a Juez y a Fiscal, la prueba de tipo test consta de 100 preguntas, que tuvieron que ser contestadas en dos horas durante 2003 y 2004, y dos horas y media en 2005 y 2006. Cada pregunta ofrece un conjunto de cuatro posibles respuestas. Si la respuesta a la pregunta es correcta, el candidato recibe un punto. Si la respuesta a la pregunta es incorrecta, el candidato pierde 0,33 puntos (por lo que la puntuación esperada de una pregunta contestada al azar es cero). Si la pregunta se deja sin contestar, el candidato obtiene cero puntos. A efectos ilustrativos, en el examen de 2005 la distribución de temas cubiertos en la prueba de tipo test fue la siguiente: 10 preguntas sobre teoría general del Derecho y Derecho Constitucional; 40 preguntas sobre Derecho Civil; 30 preguntas sobre Derecho Penal; y 20 preguntas sobre los procedimientos del Derecho (13 sobre los procedimientos del Derecho Civil y 7 sobre los procedimientos del Derecho Penal). En 2003 y 2004, el temario a preparar para la prueba de tipo test fue el mismo que el exigido en el segundo ejercicio de la oposición. En cambio, durante 2005 y 2006 el temario de la prueba de tipo test varió ligeramente, ya que 20 de las cuestiones pertenecían al temario exigido en el tercer ejercicio.

aprecia ningún efecto significativo del parentesco. Sin embargo, en las oposiciones a Juez y a Fiscal y en las oposiciones a Secretario Judicial, los parientes presentan un mejor rendimiento en los exámenes orales de lo que cabría esperar en función de los resultados obtenidos en el examen tipo test. En concreto, observamos que, en las oposiciones a juez o a fiscal, los candidatos que cuentan con algún pariente juez o fiscal tienen aproximadamente el doble de posibilidades de aprobar que los candidatos que han obtenido una nota similar en el test. En las oposiciones a Secretario Judicial observamos un resultado cualitativamente similar, aunque en este caso son los parientes de secretarios judiciales los que tienen una mayor tasa de éxito[24]. En ambos casos la precisión de la estimación es relativamente baja y el resultado sólo es marginalmente significativo desde un punto de vista estadístico, por lo que debe ser interpretado con cautela. Además, es importante tener en cuenta que si bien el éxito de los parientes por encima de lo que predicen sus puntuaciones en las pruebas de tipo test es consistente con la existencia de nepotismo, también es consistente con la posibilidad de que los parientes preparen relativamente mejor los ejercicios orales que los ejercicios tipo test.

6. Conclusiones

En este trabajo investigamos la posible existencia de una nobleza de Estado en las altas capas del funcionariado español: ¿quiénes están siendo contratados a través del vigente proceso de selección, que asigna los puestos más importantes a quienes superan unas oposiciones públicas? Exploramos la reciente contratación de altos funcionarios en España mediante la explotación de la información que aportan los apellidos de 21.000 miembros de once de los principales Cuerpos de la Administración española y de 85.000 candidatos a plazas de esos Cuerpos. Utilizamos un modelo de mixtura lineal con dos componentes para estimar la probabilidad de que un candidato sea pariente de un miembro de los Cuerpos. Aportamos evidencia consistente con la existencia de una nobleza de Estado aunque su tamaño es relativamente pequeño: aproximadamente el 20% de los nuevos miembros de estos cuerpos cuentan con un pariente cercano en alguno de los altos cuerpos de la administración. Además, condicionado al hecho de presentarse a la oposición, también observamos que los parientes son significativamente más exitosos que los no parientes.

24. En el caso de las oposiciones a secretario judicial, el presidente del tribunal es un juez y tres de los componentes del tribunal son secretarios judiciales.

¿Por qué los parientes de los actuales funcionarios acceden de manera desproporcionada a plazas en la Administración Pública? Una posibilidad es que se deba a la transmisión intergeneracional de preferencias o, quizás a que los parientes dispongan de mayor capital humano gracias al acceso a mejores preparadores o redes de contactos. También puede que, como sostiene Bourdieu (1998) para el caso francés, el diseño de las oposiciones públicas favorezca a los parientes de los actuales funcionarios. Finalmente, otra posibilidad es la existencia de favoritismo por parte de los tribunales que deciden las evaluaciones. Hallamos evidencia consistente con la existencia de nepotismo: en dos de las tres oposiciones para las que disponemos de información sobre la puntuación en pruebas de tipo test, los parientes obtienen en los ejercicios orales resultados mejores de lo que cabría esperar con arreglo a su puntuación en las pruebas de tipo test. Sin embargo, es importante resaltar que esta evidencia debe ser considerada con cautela. Aunque podría reflejar la existencia de favoritismo, también es posible que este efecto se deba a que las competencias de los parientes sean relativamente mejores en los ejercicios orales que en las pruebas de tipo test.

Por último, la metodología propuesta en este artículo permite estimar quién es pariente y quién no a partir de la información que ofrecen los apellidos, por lo que podría ser útil en muchos otros ámbitos donde se desconoce la magnitud de los lazos familiares.

7. Anexo: cálculo del número de parientes en función de la fertilidad

En la sección 5.1.1. hemos calculado el número de parientes, y de no parientes, de miembros de los Cuerpos. Para estos cálculos, hemos utilizado un número de hijos por miembro de los Cuerpos igual a dos. Aquí ofrecemos detalles de los cálculos de este patrón de fertilidad.

El número de parientes (es decir, hijos) de los miembros de los Cuerpos podría expresarse generalmente como

$$n^R = k \cdot n^{Cuerpo} \tag{8}$$

donde n^R es el número de parientes, n^{Cuerpo} es el número de miembros de los Cuerpos, y definimos k como el *multiplicador de descendencia*. Si consideramos a los hijos como medida de parentesco, entonces k nos dirá cuántos hijos en promedio ha tenido cada miembro de los Cuerpos

(o, en términos más generales, cada persona en la misma cohorte que los miembros de los Cuerpos), que pudieran presentarse a una oposición. Una vez conocido el número de parientes, n^R , el número de no parientes viene dado por la diferencia entre la población total que podría haber sido candidata durante esos años, y el número de parientes. En otras palabras, $n = n^R + n^{\bar{R}}$, donde n denota el número total de candidatos.

Sin embargo, el multiplicador de descendencia, k , es desconocido en la ecuación (8). Una manera de obtener k consiste en utilizar la población total para aproximar las mismas cohortes de interés: la de los individuos de la misma edad que los miembros de los Cuerpos y la de los posibles candidatos. El supuesto realizado aquí es que los patrones de fertilidad existentes en los parientes de miembros de los Cuerpos también se dan en el conjunto de la población para la misma cohorte. Es decir, si los miembros de los Cuerpos nacidos en una determinada cohorte tienen k hijos que podrían ser candidatos, entonces las personas nacidas en la misma cohorte también tendrían k hijos que podrían ser candidatos.

¿Cuál es aquí la cohorte de interés? Dado que las oposiciones en nuestra base de datos se celebraron entre 1997 y 2007, nos vamos a centrar en los individuos de la población española con edades comprendidas entre 23 y 32 años en cualquier momento de ese periodo. En el caso de un candidato con 23 años en 2006, su padre debería tener al menos 46 años en 2006, suponiendo que aquél naciera cuando su padre tenía al menos 23 años[25]. Esto significa que deberíamos considerar los individuos nacidos antes de 1960. Así pues, ésta es la cohorte en la que nos vamos a centrar: la de los varones nacidos antes de 1960.

Entonces, podemos rescribir una versión de la ecuación (8) como:

$$n^R + n^{\bar{R}} = k \cdot n_{nacido<1960} \qquad (9)$$

donde $n_{nacido<1960}$ denota todos los varones de la población española nacidos antes de 1960. Con arreglo a la información demográfica del INE correspondiente a 2006, los varones nacidos antes de 1960 constituyen aproximadamente el 16,7% de la población española. Ahora examinamos la población total que podría ser descendiente (hijo/a) de nuestra

25. Durante el periodo 1975-1990, la edad media al contraer primeras nupcias se situaba en torno a 26-27 años para los varones y a 24-25 años para las mujeres (INE). Para el cálculo de generaciones, aquí elegimos 23 años de edad como estimación conservadora.

cohorte de miembros de los Cuerpos. Utilizando de nuevo la información demográfica del INE para 2006, calculamos que representa alrededor del 34,7% de la población española. Aplicando esta información a la ecuación (9), arroja un multiplicador de descendencia de 2,05. En otras palabras, los individuos que forman parte de la cohorte de miembros de los Cuerpos han tenido, en promedio, unos dos hijos cada uno, los cuales, en función de su edad, podrían estar presentándose a las oposiciones de nuestra base de datos. Así pues, vamos a suponer que k es igual a dos –usando ahora la ecuación (9), resulta muy fácil calcular el número de parientes–. Aunque utilizamos dos hijos como referencia, también hemos realizado contrastes de robustez variando el multiplicador de descendencia.

Referencias

Aguirregabiria, Victor y Pedro Mira (2010), "Dynamic Discrete Choice Structural Models: A Survey", *Journal of Econometrics*, 156 (1), pp. 38-67.

Angelucci, Manuela, Giacomo De Giorgi, Marcos A. Rangel y Imran Rasul (2010), "Extended family networks and schooling outcomes: evidence from a social experiment", Journal of Public Economics, Vol. 94(3-4), pp. 197-221.

Arcidiacono, Peter y John Bailey Jones (2003), "Finite Mixture Distributions, Sequential Likelihood and the EM Algorithm", *Econometrica*, Vol. 71(3), pp. 933-46.

Bagüés, Manuel F. (2005), "¿Qué determina el éxito en unas oposiciones?", Documento de Trabajo de FEDEA 2005-01.

Bagüés, Manuel F. y Berta Esteve-Volart (2010), "Can Gender Parity Break the Glass Ceiling? Evidence from a Repeated Natural Experiment", *Review of Economic Studies,* Vol. 77 (4).

Becker, Gary S. (1957), *The Economics of Discrimination* (Chicago: The University of Chicago Press).

Bertrand, Marianne y Sendhil Mullainathan (2004), "Are Emily and Greg More Employable Than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination", *American Economic Review*, Vol. 94 (4), pp. 991-1013.

Blank, Rebecca M. (1985), "An Analysis of Workers' Choice between Employment in the Public and Private Sectors", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 38, pp. 211-24.

Blank, Rebecca M. (1991), "The Effects of Double-Blind versus Single-Blind Reviewing: Experimental Evidence from *The American Economic Review*", *American Economic Review*, Vol. 81(5), pp. 1041-67.

Bourdieu, Pierre (1998), *The State Nobility: Elite Schools in the Field of Power* (Cambridge: Polity Press).

Bowen, William G., Martin A. Kurzweil y Eugene M. Tobin (2005), "A Thumb on the Scale", Harvard Magazine, mayo-junio.

Calvó-Armengol, Antoni y Matthew O. Jackson (2005), "Like Father, Like Son: Social Networks, Human Capital Investment, and Social Mobility", Social Science Working Paper 1242, California Institute of Technology.

Chevalier, Arnaud (2001), "Just like Daddy: The Occupational Choice of UK Graduates", mimeo, London School of Economics.

Collado, M. Dolores, Ignacio Ortuño-Ortin y Andres Romeu (2008), "Surnames and Social Status in Spain", Investigaciones Económicas, Vol. 32, 259-287.

Dempster, A. P., N. M. Laird y D. B. Rubin (1977), "Maximum-Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm", *J. Royal Statist. Soc.,* Ser. B., 39.

Goldberg, Matthew S. (1982), "Discrimination, Nepotism and Long-Run Wage Differentials", *Quaterly Journal of Economics*, Vol. 97 (2), pp. 307-19.

Golden, Daniel (2006), *The Price of Admission: How America's Ruling Class Buys Its Way into Elite Colleges – and Who Gets Left Outside the Gates* (New York: Crown).

Goldin, Claudia y Cecilia Rouse (2000), "Orchestrating Impartiality: The Effect of "Blind" Auditions on Female Musicians", *American Economic Review*, Vol. 90 (4), pp. 715-41.

Güell, Maia, José V. Rodríguez Mora y Chris Telmer (2007), "Intergenerational Mobility and the Informative Content of Surnames", Universitat Pompeu Fabra, working paper 1042.

Hamermesh, Daniel S. y Jeff E. Biddle (1994), Beauty and the Labor Market, *American Economic Review*, Vol. 84 (5), pp. 1174-94.

Kramarz, Francis y David Thesmar (2007), "Social Networks in the Boardroom", CEPR working paper 5496.

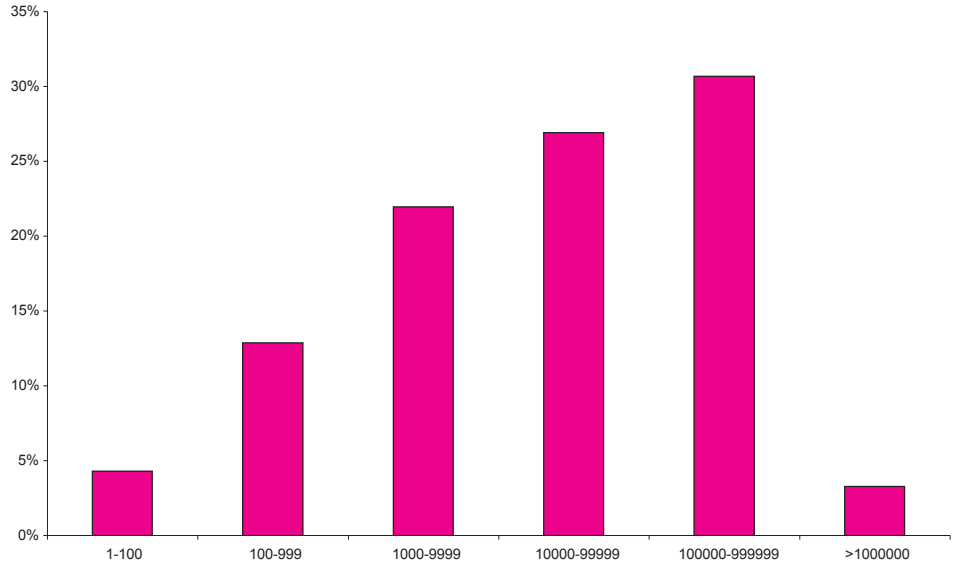
Lavy, Victor (2008), "Do gender stereotypes reduce girls' or boys' human capital outcomes? Evidence from a natural experiment", *Journal of Public Economics*, Vol. 62 (10-11), pp. 2083-2105.

Lentz, Bernard F. y David N. Laband (1989), "Why So Many Children of Doctors Become Doctors: Nepotism vs. Human Capital Transfers", *Journal of Human Resources*, Vol. 24 (3), pp. 396-413.

Mora, Ricardo y Javier Ruiz-Castillo (2004), "Gender Segregation by Occupations in the Public and Private Sector: The Case of Spain", *Investigaciones Económicas*, Vol. 28 (3), pp. 399-428.

Parada Vázquez, José Ramón (2000), *Derecho Administrativo, Organización y Empleo Público*.
Phelps, Edmund (1972), "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review*, Vol. 62, pp. 659-61.
Prieto Rodríguez, Juan y María José Suárez Fernández (2006), "¿De Tal Palo Tal Astilla? Conexiones Intergeneracionales en la Ocupación y la Elección de Empleo en el Sector Público", *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública* 178.
Redner, Richard A. y Homer F. Walker (1984), "Mixture Densities, Maximum Likelihood and the EM Algorithm", *Society for Industrial and Applied Mathematics Review*, Vol. 26(2), pp. 195-239.
Robertson, D. y J. Symons (1990), The Occupational Choice of British Children", *The Economic Journal*, Vol. 100, pp. 828-41.
Solon, G. (1999), "Intergenerational Mobility in the Labor Market", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.), Handbook of Labor Economics, 3: pp. 1761-800.

Gráfico 1. Frecuencia de los apellidos en la población española



Notas: *los grupos en el eje horizontal representan el número de individuos que comparten su apellido paterno; el eje vertical mide el porcentaje de la población en cada grupo. Por ejemplo, en torno al 5% de los candidatos tiene un apellido que únicamente poseen entre 1 y 100 individuos. Fuente: cálculos de los autores a partir de datos del INE.*

Gráfico 2. Ejemplo de árbol familiar de un alto funcionario varón

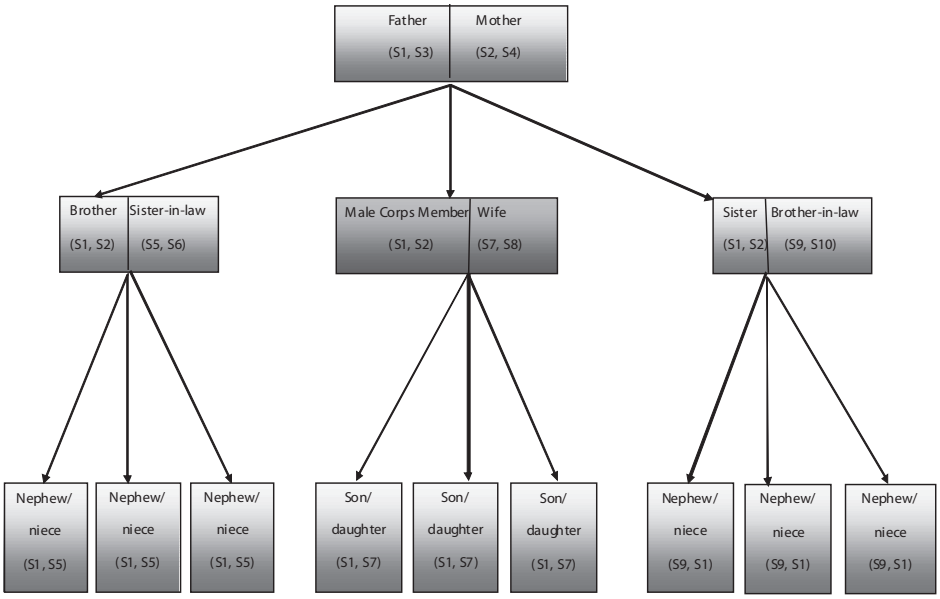
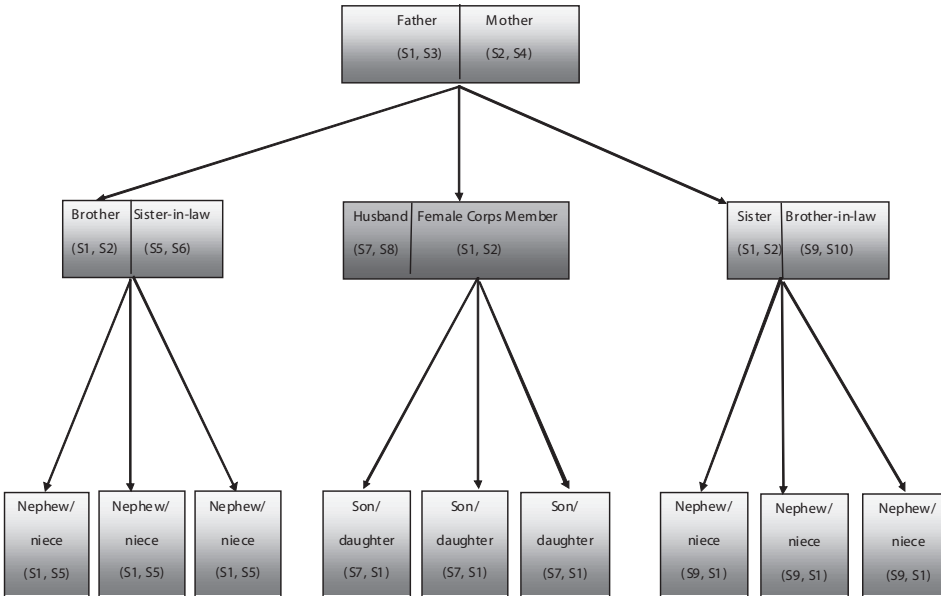


Gráfico 3. Ejemplo de árbol familiar de una alta funcionaria



Cuadro 1. Normas sobre la Composición del Tribunal, por Cuerpo

	Administrador Civil (TAC)	Secretario Judicial	Diplomático	Tecnologías Información (TIC)	Juez	Juez y Fiscal	Notario	Fiscal	Registrador	Economista del Estado	Abogado Estado	Inspector Hacienda
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Número de miembros del tribunal	7	7	7	7	10	9	7	8	7	7	7	11
Presidente	TAC	Juez	Diplomático	TIC/TAC	Juez	Juez/ Fiscal	Notario	Fiscal	Registrador	Economista del Estado	Abogado del Estado	Inspector Hacienda
Otros miembros												
TAC	2	0	1[7]	2/3	0	0	0	0	0	0	0	1/2[20]
Secretario judicial	0	3	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0
Diplomático	1[1]	0	2/1[8]	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Economista	1[2]	0	1[9]	0	0	0	0	0	0	2	0	0
TIC	0	0	0	2/3	0	0	0	0	0	0	0	0
Juez	0	0	1[10]	0	3	2	0	1	1	0	2	0
Abogado	0	1		0	1	1	0	1	0	0	0	0
Notario	0	0		0	0	0	1	0	2/1[16]	0	1[18]	0
Profesor	1[3]	1	3/2[11]	0	2	1	1	1	1	3	1	2
Fiscal	0	1	0	0	1	2	0	3	0	0	0	0
Registrador	0	0	0	0	0	0	2	0	1/2[17]	0	1[19]	0
Abogado Estado	1[4]	0	0	0	1	1	1	1	1	0	2	1[21]
Inspector Hacienda	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4
Otros	2[5]	0	0	1/2	0	0	0	0	0	1	0	3[22]

Notas: *A lo largo de los años, las reglas sobre la composición de algunos tribunales han cambiado ligeramente. 1/ Años 2002-2005. 2/ Año 2004. 3/ Años 2001, 2005 y 2007. 4/ Años 2001-2004, 2006-2007. 5/ Uno de ellos participó todos los años, el otro en los años 2001-2003, 2005 y 2007. 7/ A partir de 2004. 8/ Hubo 2 miembros hasta 2006; a partir de ese año sólo ha habido uno. 9/ En 2007. 10/ Un miembro durante todos los años, excepto en 2004-2005, cuando no hubo ninguno. 11/ Tres miembros antes de 2007, dos en 2007. 16, 17/ Antes de 2000, hubo dos notarios y un registrador; se cambió a un notario y dos registradores en 2000. 18/ Años 2000, 2002 y 2004. 19/ Años 1999, 2001, 2003 y 2006. 20/ Un miembro en los años 2000, 2002, 2005 y 2006; dos miembros en los años 2001 y 2007. 21/ Años 2000-2002, 2005. 22/ Sólo uno (2005-2007) o dos (2000-2004) estuvieron presentes al mismo tiempo.*

Cuadro 2. Altos funcionarios, por Cuerpo

	Todos	Administrador Civil	Secretario Judicial	Diplomático	Sistemas Información	Juez	Notario	Profesor de Economía	Profesor de Derecho	Fiscal	Registrador	Economista Estado	Abogado Estado	Inspector Hacienda
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Total de miembros	21509	1536	2748	748	731	4183	1832	1111	2223	1912	829	448	562	2646
Miembros nacidos antes de 1960	14136	1295	1859	505	619	2641	1820	279	577	1029	692	448	343	2029
Miembros varones nacidos antes de 1960	11223	1036	1012	471	509	2115	1706	230	460	795	547	354	338	1650

Notas: *calculados utilizando los escalafones del año anterior a la primera oposición para la que se dispone de datos.*

Cuadro 3. Oposiciones disponibles, por Cuerpo

	Todas	Administrador Civil	Secretario Judicial	Diplomático	Tecnologías Información	Juez y Fiscal	Notario	Registrador	Economista Estado	Abogado Estado	Inspector Hacienda
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Años	1997 a 2007	2001,2002, 2003,2004, 2005,2006, 2007	1998,1999, 2000,2001, 2002,2003, 2006	2000,2002, 2003,2004, 2005,2006, 2007	2002,2003, 2004,2005, 2006,2007	1999,2000, 2001,2002, 2003,2004 2005,2006	1997,1999, 2001,2003, 2005	1997,2000, 2001,2003, 2005	2002,2003, 2004,2005, 2006,2007	1999,2000, 2001,2002, 2003,2004 2006,2007	1999,2000, 2001,2002, 2003,2004, 2005,2006
Número de oposiciones	69	7	7	7	6	10	5	5	6	8	8
Número de plazas por oposición	74	41	136	35	34	239	115	45	14	24	29
Número de candidatos	85361	2617	13034	2376	4521	46940	6602	3274	796	1738	3463

Nota: *la oposición a jueces y fiscales se ha realizado conjuntamente a partir de 2001, pero anteriormente eran dos oposiciones distintas. Nuestra muestra incluye una oposición a fiscales (2000) y dos oposiciones a jueces (1999 y 2000).*

Cuadro 4. Estadísticas descriptivas
Características de los Candidatos

	Número de Observaciones	Media	Desviación Típica	Mínimo	Máximo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Porcentaje de varones	85362	0,37	0,48	0	1
Éxito	85362	0,06	0,23	0	1
Un año de experiencia	46002	0,69	0,46	0	1
Dos años de experiencia	46002	0,50	0,50	0	1
Tres años de experiencia	46002	0,35	0,48	0	1

Cuadro 5. Estimaciones del Modelo de Mixtura, por Cuerpo

	Administrador Civil	Secretario Judicial	Diplomático	Juez	Juez y Fiscal	Notario	Fiscal	Registrador	Abogado Estado	Inspector Hacienda
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
α_R	0,13	0,032	0,21	0,063	0,079	0,39	0,069	0,36	0,40	0,042
λ_R	0,14	0,27	0,17	0,22	0,25	0,23	0,23	0,28	0,15	0,21
λ_R	0,00019	0,00073	0,00014	0,00083	0,0014	0,00043	0,00090	0,00025	0,000097	0,00051

Notas: el número de observaciones es igual al número de apellidos en la población española con frecuencia superior o igual a cinco (93.082 observaciones). α_R es la ponderación estimada del modelo de mixtura con arreglo a la ecuación (2) de la sección 5. λ_R y λ_N son la probabilidad estimada de presentarse a la oposición para el grupo de parientes y no parientes.

Cuadro 6. Estimaciones del Modelo de Mixtura, por Tipo de Parentesco.

	Media	Desviación típica
	(1)	(2)
Apellido^{P} (1, 1)	0,013	0,08
Apellido^{P} (2, 1)	0,0038	0,038
Apellido^{P} (1, 2)	0,006	0,042
Apellido^{P} (2, 2)	0,0047	0,04
Apellido^{C} (1, 1)	0,017	0,08
Apellido^{C} (2, 1)	0,0071	0,048
Apellido^{C} (1, 2)	0,012	0,057
Apellido^{C} (2, 2)	0,012	0,06
Apellido^{n} (1, 1)	0,024	0,086
Apellido^{n} (2, 1)	0,015	0,062
Apellido^{n} (1, 2)	0,021	0,07
Apellido^{n} (2, 2)	0,0053	0,024
Número de observaciones	85.364	

Notas: *Cálculo de los autores para la población de opositores incluídos en la muestra utilizando los parámetros estimados en el modelo de mixtura.*

Cuadro 7. Parientes

	Potenciales candidatos...	Candidatos...	Candidatos aprobados...	Prima de participación [=(2)/(1)]
	(1)	(2)	(3)	(4)
...emparentados con un miembro del Cuerpo al que aspiran (%)	0,13	3,2	4,7	43,7
...emparentados con un miembro de otro Cuerpo representado en el tribunal (%)	0,32	5,9	6,3	24,4
...emparentados con un miembro de otro Cuerpo no representado en el tribunal (%)	0,93	10,3	10,8	10,9
Total parentesco (%)	1,39	19,3	21,3	14

Notas: La columna (1) indica el porcentaje estimado de potenciales candidatos emparentados con un miembro del Cuerpo al que aspiran, con un miembro de los Cuerpos representados en el tribunal, con un miembro de un Cuerpo no representado en el tribunal o con un miembro de cualquier Cuerpo. Las columnas (2) y (3) muestran estimaciones similares a las de la fila una, pero para los candidatos en general y para los candidatos aprobados. La columna (4) representa el cociente entre el valor correspondiente de la columna (2) y el de la columna (1). La columna (5) representa el cociente entre el valor correspondiente de la columna (3) y el de la columna (2).

Cuadro 8. Probabilidad de Aprobar una Oposición y Parentesco

Variable dependiente: Probabilidad de Aprobar una Oposición [Probit]						
	Todos los candidatos					Candidatos con apellido poco frecuente
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Apellido ^{P} (1, 1)	0,04***	0,038***	0,037***	0,038***	0,043***	0,04***
	(0,0073)	(0,0074)	(0,0075)	(0,0076)	(0,0086)	(0,008)
Apellido ^{P} (2, 1)	0,036**	0,04**	0,037**	0,037**	0,034*	0,032
	(0,015)	(0,016)	(0,016)	(0,016)	(0,018)	(0,022)
Apellido ^{C} (1, 1)		0,01	0,0086	0,0088	0,015	0,0057
		(0,0085)	(0,0087)	(0,0088)	(0,099)	(0,0094)
Apellido ^{C} (2, 1)		-0,0093	-0,012	-0,012	0,00068	-0,0053
		(0,015)	(0,015)	(0,016)	(0,018)	(0,019)
Apellido ^{n} (1, 1)			0,0049	0,0053	0,0059	0,0046
			(0,008)	(0,0081)	(0,0095)	(0,0087)
Apellido ^{n} (2, 1)			0,012	0,012	0,017	0,015
			(0,011)	(0,011)	(0,013)	(0,015)
Apellido ^{P} (1, 2)				-0,0035	-0,0064	
				(0,0016)	(0,018)	
Apellido ^{P} (2, 2)				0,0065	-0,0049	
				(0,019)	(0,023)	
Apellido ^{C} (1, 2)				0,005	0,00052	
				(0,013)	(0,015)	
Apellido ^{C} (2, 2)				-0,0071	-0,019	
				(0,012)	(0,015)	
Apellido ^{n} (1, 2)				-0,0058	-0,0059	
				(0,011)	(0,012)	
Apellido ^{n} (2, 2)				0,030	0,013	
				(0,031)	(0,038)	
Varón					0,004**	
					(0,002)	
Un año de experiencia					0,038***	
					(0,002)	
Dos años de experiencia					0,017***	
					(0,02)	
Frecuencia del apellido paterno	-0,00074***	-0,00072***	-0,00071***	-0,00072	-0,0009***	-0,00047
	(0,00025)	(0,00025)	(0,00025)	(0,00025)	(0,0003)	(0,00053)
Frecuencia del apellido materno	-0,00034	-0,00034	-0,00032	-0,00034	-0,00007	-0,00075**
	(0,00025)	(0,00025)	(0,00025)	(0,00025)	(0,0003)	(0,00036)
Ajustado/Pseudo R^2	0,03	0,03	0,03	0,03	0,05	0,04
Probabilidad estimada	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
Número de observaciones	85364	85364	85364	85364	56592	42634

Notas: *errores estándar entre paréntesis. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.*

Cuadro 9. Probabilidad de Aprobar una Oposición, condicional en la Nota Obtenida en el Test

Variable dependiente: Probabilidad de aprobar una oposición [Probit]			
	Juez y Fiscal	Secretario Judicial	Sistemas Información
	(1)	(2)	(3)
Parentesco ^{P}	0,048*	0,17	-1,01
	(0,029)	(0,24)	(0,86)
Parentesco ^{C}	0,022	0,73*	-0,14
	(0,06)	(0,41)	(0,28)
Parentesco ^{n}	-0,013	0,11	-0,39*
	(0,033)	(0,23)	(0,23)
Puntuación prueba tipo test	0,0072***	0,081***	0,031***
	(0,0003)	(0,0093)	(0,0076)
Frecuencia apellido paterno	-0,00079	-0,0047	0,0024
	(0,00078)	(0,0046)	(0,0061)
Frecuencia apellido materno	0,00001	0,0031	-0,0059
	(0,00078)	(0,0046)	(0,0061)
Varón	-0,0034	-0,025	-0,12***
	(0,0047)	(0,03)	(0,043)
Un año de experiencia	0,012	0,038	0,094**
	(0,0097)	(0,034)	(0,046)
Dos años of experiencia	-0,0014	0,0099	-0,12**
	(0.0077)	(0.052)	(0.052)
Tres años of experiencia	-0,0019	-0,10	0,073
	(0,0063)	(0,045)	(0,071)
Variables ficticias de año	sí	sí	sí
Ajustado/Pseudo R^2	0,13	0,08	0,07
Probabilidad estimada	0,05	0,22	0,21
Número de observaciones	9299	1032	509

Notas: *errores estándar entre paréntesis. El análisis incluye únicamente aquellos candidatos que superaron el primer ejercicio y, por tanto, fueron evaluados por tribunales. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.*

¿Conseguirá la Ley de Igualdad romper el techo de cristal? Evidencia de las pruebas de habilitación en la universidad española[1]

Natalia Zinovyeva
Instituto de Políticas y Bienes Públicos, CSIC.
Manuel Bagüés
Universidad Carlos III

1. Introducción

El número de mujeres que realizan estudios de doctorado en España ha crecido de forma muy significativa a lo largo de los últimos 40 años. Por ejemplo, mientras que en 1972 sólo el 22% de los estudiantes de doctorado eran mujeres, este porcentaje ascendía al 41% en 1982 y, actualmente, se encuentra próximo al 50%. Sin embargo, la presencia de

1. Nos gustaría agradecer a Olympia Bover, Antonio Cabrales, Irma Clots-Figueras, Sara de la Rica, David Dorn, Berta Esteve-Volart, Luis Garicano, Marco Giarratana, Elena Martínez, Javier Ruiz-Castillo y a los participantes en las presentaciones en la Universidad del Vasco, CEMFI, IPP-CSIC, Universidad de Granada, SOLE-EALE, Universitat Pompeu Fabra y Universitat Autònoma de Barcelona sus útiles comentarios. También agradecemos la hospitalidad del Banco de España y del CEMFI, instituciones en las que el segundo autor ha realizado una estancia durante la preparación de este artículo, y la ayuda del Social Sciences and Humanities Research Council of Canada y el Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyectos de investigación ECO2008-06395-C05-05 y ECO2008-01116). Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva de los autores.

mujeres en los niveles superiores de la carrera académica sigue siendo escasa. En 1985, el 7,6% de los catedráticos eran mujeres, en 1998 el 14,9% y, en la actualidad, la cifra está en torno al 15.1% (Instituto Nacional de Estadística, varios años).

Con el fin de aumentar la presencia femenina en los puestos más altos de la carrera académica, diversos países han introducido cuotas de género en los tribunales de evaluación. En España, desde la aprobación en 2007 de la Ley de Igualdad, se requiere la presencia de al menos de un 40% de miembros de cada sexo en los tribunales de selección y promoción académicos[2]. Existe muy poca evidencia empírica acerca de la efectividad de estas políticas. Aunque en muchos de los debates que han acompañado la adopción de las políticas de paridad se ha argumentado que la introducción de estas cuotas aumentaría el número de candidatas seleccionadas[3], la escasa evidencia empírica disponible en general rechaza que los hombres sean menos benévolos que las mujeres a la hora de evaluar a las mujeres que optan a un determinado puesto (Broder 1993, Bagues y Esteve-Volart 2010, Abrevaya 2010). Por otro lado, dado el escaso número de profesoras que reúnen los requisitos exigidos para poder formar parte de los tribunales, la introducción de estas cuotas incrementa de forma desproporcionada el número de tribunales en que deben participar y reduce el tiempo de que disponen para la investigación u otras tareas[4].

En este artículo estudiamos si el aumento de la presencia femenina en los tribunales que deciden las promociones a Profesor Titular y a

2. Todos los tribunales y órganos de selección del personal de la Administración General del Estado y de los organismos públicos vinculados o dependientes de ella responderán al principio de presencia equilibrada de mujeres y hombres, salvo por razones fundadas y objetivas, debidamente motivadas (Ley Orgánica 3 / 2007, 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres).

3. Por ejemplo, un informe realizado por la Fundación Española para la Ciencia y la Tecnología (FECYT), sostiene que "en el mundo académico, la promoción se basa en un sistema [...] que beneficia a los hombres más que a las mujeres, puesto que los obstáculos aparecen cuando la mayoría de los comités masculinos evalúan a aspirantes femeninas y rechazan su promoción" (Mujer y Ciencia: La situación de las Mujeres Investigadoras en el Sistema Español de Ciencia y Tecnología, p. 48, 2005).

4. El profesor Daniel Hamermesh advierte a las jóvenes economistas para que se alejen de las peticiones de participación en comités evaluadores "como de la peste". En su opinión, pedir a las mujeres de manera desproporcionada que participen en estas comisiones constituye "otra forma de explotación sexual" (CSWEP Newsletter, Winter 2005, p. 2).

Catedrático de Universidad podría contribuir a romper el 'techo de cristal' existente en el mundo académico[5]. Los datos analizados incluyen todas las pruebas de habilitación realizadas entre 2002 y 2006 y reúnen dos características excepcionales que hacen posible el análisis. En primer lugar, en estas pruebas participó un elevado número de profesores de todas las disciplinas académicas. En total aproximadamente 32.000 candidatos fueron evaluados por unos 1.000 tribunales. En segundo lugar, la selección de los miembros de los tribunales se realizó a través de un sorteo aleatorio. Gracias a la aleatoriedad en la elección de los evaluadores es posible estimar si el número de varones y mujeres en el tribunal afecta a la tasa de éxito de los candidatos.

El análisis revela que el género de los evaluadores es un importante determinante de las promociones, pero la dirección de este efecto depende del tipo de plaza en juego y del género del candidato. En las pruebas de habilitación a Profesor Titular observamos que la tasa de éxito de las candidatas es mayor cuando son evaluadas por tribunales compuestos por un mayor número de evaluadores varones. En términos cuantitativos, en un tribunal compuesto de siete miembros, una evaluadora adicional reduce en un 5% el número de candidatas habilitadas. La magnitud del efecto no varía entre las distintas disciplinas[6].

Sin embargo, en las pruebas de habilitación a Catedrático, el género de los evaluadores tiene el efecto contrario. El número de mujeres aspirantes a Catedrático que consigue ser habilitada es significativamente menor cuando los tribunales están compuestos por un mayor número de varones. El efecto es muy significativo tanto en términos estadísticos como en términos de magnitud: en este caso, un varón más en el tribunal reduce el número de mujeres que son habilitadas en un 14%. Observamos este efecto en todas las disciplinas excepto en Matemáticas y Ciencias Naturales.

5. A lo largo del artículo nos referiremos a los Profesores Titulares de Universidad y a los Catedráticos de Universidad simplemente como Profesores Titulares y Catedráticos. Debido a su reducido número, no hemos incluído en el análisis el caso de los Profesores Titulares de Escuela Universitaria y Catedráticos de Escuela Universitaria.

6. El orden de magnitud es similar al efecto encontrado en Bagues y Esteve-Volart (2010), donde se analiza el efecto del género de los evaluadores en las oposiciones en el sistema judicial español. Los autores observan que una evaluadora adicional en un tribunal con ocho miembros reduce las oportunidades de éxito de las opositoras en un 3%, e incrementa las posibilidades de éxito de los opositores varones en un 4%.

Es decir, la evidencia empírica obtenida sugiere que, en las promociones a Profesor Titular, la presencia de evaluadores varones favorece las posibilidades de promoción de las candidatas. Sin embargo, cuando se trata de decidir el acceso a la categoría más alta dentro de la carrera académica, Catedrático de Universidad, el análisis revela que la ausencia de mujeres en los tribunales de selección reduce las posibilidades de éxito de las aspirantes.

Con el fin de investigar qué tribunales son los que exhiben un sesgo de género y qué tipo de candidatos están siendo discriminados (o favorecidos), hemos recogido información acerca de la producción científica de los candidatos utilizando ISI Web of Science, incluyendo el número de publicaciones realizadas y el número de citas recibidas. Siempre y cuando esta medida pueda considerarse como una proxy insesgada de la calidad real de los candidatos, su inclusión en el análisis permitiría conocer la fuente de los sesgos observados. A partir de este análisis, observamos que, en las pruebas de habilitación a Profesor Titular, algunas evaluadoras discriminan a las candidatas de su mismo género. En particular, la presencia de profesoras titulares en el tribunal, pero no la presencia de catedráticas, perjudica a las aspirantes a Profesor Titular.

Por el contrario, en las pruebas de habilitación a Catedrático, la evidencia sugiere que el origen del sesgo estaría en los evaluadores varones. Además, el sesgo se observa únicamente en las disciplinas de menor tamaño, donde las asimetrías informativas entre evaluadores y aspirantes deberían ser en principio más pequeñas, lo que sugiere que el sesgo observado no refleja la existencia de discriminación estadística. La evidencia sería consistente, sin embargo, con algún tipo de discriminación por gusto, quizás como consecuencia de la existencia de sexismo ambivalente. En definitiva, la evidencia analizada sugiere que las decisiones de los evaluadores y evaluadoras varían en función del género del candidato y del tipo de posición que está en juego.

El artículo está estructurado de la siguiente manera. La segunda sección revisa la bibliografía relevante. La tercera sección presenta el entorno institucional y la cuarta describe los datos. En la quinta sección se analiza el efecto de la composición de los tribunales y, en la sexta sección, se exploran posibles explicaciones. Finalmente, la séptima y última sección resume y concluye el artículo.

2. Bibliografía relacionada

Existe una amplia literatura que analiza la potencial existencia de diferencias de género en la carrera académica[7]. Ginther y Kahn (2009) observan diferencias de género en las promociones a Profesor Titular en las áreas de Ciencias de la Vida, pero no en Ciencias Físicas o Ingeniería, o en las promociones a Catedrático en estos campos. En el campo de las Humanidades, Ginther y Hayes (2003) encuentran un diferencial en términos de promoción que es explicado sólo en parte por la productividad o por características demográficas. En el ámbito de la Economía, diversos estudios argumentan que las perspectivas de promoción de las mujeres son peores que las de colegas varones con características similares (McDowell et al. 1999, Ginther y Kahn 2004, Blackaby et al. 2005). En el área de la Medicina, Tesch et al. (1995) encuentran que las mujeres son promocionadas de forma más lenta que los hombres, y concluyen que esto no puede ser explicado por diferencias en la productividad o en la tasa de abandono.

Varias explicaciones han sido propuestas para la existencia de estas diferencias de género. Algunos autores han señalado que el desigual reparto de las tareas del hogar y el cuidado de los niños supone una barrera para que la mujer progrese en su carrera académica (National Research Council 2007). La carrera profesional de las mujeres también puede verse obstaculizada por la falta de modelos a seguir (Holmes y O'Connell 2007). Un tema que ha recibido menos atención en la literatura es la relación entre el género de los evaluadores y las oportunidades de promoción de los candidatos. Uno de los inconvenientes a los que se han enfrentado los investigadores es el carácter endógeno de la composición del comité. En la mayoría de las situaciones, es probable que la composición de los comités esté relacionada con las características de los candidatos y no se puede descartar la posibilidad de que el número de miembros femeninos en un comité esté relacionado con la calidad relativa de los candidatos hombres y mujeres. Por lo tanto, a partir de un estudio observacional, es difícil determinar si es la composición del comité de selección en términos de género la que determina el mayor o menor éxito de los candidatos o candidatas o si, por el contrario, la composición del tribunal en términos de género simplemente refleja de alguna manera la calidad relativa de los candidatos y candidatas. Otra limitación importante a la

7. Dos recientes informes del National Research Council (2007, 2009) ofrecen una revisión detallada de esta literatura.

que se han enfrentado los investigadores es el escaso número de mujeres entre los evaluadores. Por ejemplo, Combes et al. (2008) analizan los determinantes de la promoción en el ámbito de la Economía en Francia, pero sólo tres de los 70 evaluadores que forman parte de la muestra son mujeres.

Una posible forma de evitar el problema de endogeneidad consiste en comparar las calificaciones que tanto hombres como mujeres otorgan a un mismo candidato o candidata. Esta es la estrategia adoptada por Broder (1993), quien halla que las evaluadoras de la National Science Foundation (prestigiosa agencia de investigación estadounidense) tienden a otorgar peores calificaciones que sus colegas masculinos a los proyectos presentados por mujeres. Es decir, según los resultados de esta autora, no parece que las mujeres sean más benévolas que los hombres al evaluar a las mujeres, sino todo lo contrario. Siguiendo una estrategia de identificación similar, Abrevaya y Hamermesh (2010) examinan las valoraciones de los evaluadores en una conocida revista de Economía, hallando que la interacción entre el género del evaluador y el género del autor no tiene ningún efecto sobre la evaluación del artículo.

Otra estrategia empírica que permite salvar los problemas metodológicos señalados anteriormente se basa en intentar reproducir la metodología empleada en los ensayos clínicos, donde un sorteo aleatorio es utilizado para asignar a los individuos a un grupo de "tratamiento" y a un grupo de "control". El uso de la aleatoriedad en la asignación del "tratamiento" garantiza que los miembros de ambos grupos sean, en términos estadísticos, similares y, por lo tanto, permite atribuir al efecto del tratamiento la existencia de diferencias significativas en los outcomes experimentados por ambos grupos. Esta estrategia empírica fue adoptada en un reciente estudio realizado por Bagüés y Esteve-Volart (2010), quienes analizaron las evaluaciones realizadas a unos 150.000 opositores que entre los años 1987 y 2005 optaron a cuatro de los principales Cuerpos del Estado en el ámbito de la justicia (Notarios, Jueces, Fiscales, y Secretarios Judiciales). Este estudio aprovecha el sorteo empleado en estas oposiciones para repartir a los opositores entre distintos tribunales para contrastar si las posibilidades de éxito de un opositor o una opositora varían en función del género de sus evaluadores. Los resultados son cualitativamente similares a los obtenidos en el estudio de Ivy Broder en los Estados Unidos: una opositora tiene menos posibilidades de aprobar la oposición si, como resultado del sorteo aleatorio, es asignada a un tribunal compuesto por un número relativamente mayor de evaluadoras.

Naturalmente, una importante limitación de estos estudios es que sus resultados no son necesariamente extrapolables a otras situaciones o a otras áreas, como puede ser el caso de la carrera académica en España. En este artículo explotamos la aleatoriedad en la designación de los miembros de los tribunales en las pruebas de habilitación realizadas entre 2002 y 2006 para estimar si el género de los evaluadores tiene algún efecto sobre las promociones académicas.

3. Entorno Institucional

Antes de 2002, las universidades públicas tenían un alto grado de autonomía en sus decisiones de contratación y promoción. En general, esto iba asociado a una elevada endogamia: el 93% de las plazas eran asignadas a candidatos locales (Cruz-Castro et al. 2006). En el año 2002 se introduce un sistema centralizado conocido como habilitación[8]. El nuevo sistema requería que los candidatos a una plaza de Titular o de Catedrático de Universidad superasen primero una selección a nivel nacional[9]. Los candidatos con éxito podían entonces aspirar a las plazas ofrecidas por las universidades. El objetivo de la reforma era doble: (1) incrementar la transparencia y la meritocracia en los procedimientos de evaluación, y (2) garantizar un nivel mínimo de calidad[10]. Dado que el número de vacantes fue muy limitado, en la práctica la competencia a nivel de universidad fue casi nula, y estar habilitado fue, en la mayoría de los casos, equivalente a ser promocionado[11]. En el año 2006, el sistema de habilitación fue sustituido por el llamado sistema de acreditación, en vigor actualmente. A diferencia del sistema de habilitación, no existe un límite al número de candidatos que pueden ser acreditados. Además, los tribunales evalúan directamente el material presentado por cada candidato y la evaluación no requiere su presencia física, con lo que se reducen significativamente los costes de evaluación.

8. Para más información, ver el Real Decreto 774/2002, de 26 de julio, por el que se regula el sistema de habilitación nacional para el acceso a Cuerpos de Funcionarios Docentes Universitarios y el régimen de los concursos de acceso respectivos.

9. El sistema de habilitación es relativamente similar a los sistemas de promoción que funcionan en la actualidad en Francia y en Italia. En Francia, las promociones académicas incluyen un concurso centralizado (concours nationaux d'agrégation) En Italia, la Ley Moratti (2005) introdujo un examen nacional de habilitación (l'idoneità nazionale).

10. Julio Iglesias de Ussel, vice-ministro de Educación y Universidades, periódico El País, 5 de Noviembre de 2001.

11. El número de habilitaciones concedidas fue en general tan bajo que la mayoría de las universidades establecieron reglas internas garantizando la promoción automática a los candidatos que consiguieran obtener la habilitación.

El sistema de habilitación se estructura de la siguiente manera. En primer lugar, se anuncia el proceso y se abre el plazo de solicitudes, cuya duración es de 20 días. Una vez cerrada la lista definitiva de candidatos admitidos, se eligen mediante sorteo los siete miembros del tribunal evaluador. La selección es realizada por funcionarios del Ministerio siguiendo un procedimiento computarizado certificado por un notario. El nombramiento como miembro de un tribunal es irrenunciable, excepto en el caso de hallarse en situación administrativa de servicios especiales[12]. La lista de potenciales evaluadores incluye a aquellos profesores pertenecientes al área disciplinaría correspondiente que satisfacen unos determinados requisitos. En las pruebas en las que se opta a plaza de Catedrático, todos los miembros del tribunal deben ser catedráticos. En las pruebas de habilitación a Profesor Titular, tres de los miembros del tribunal deben ser catedráticos, y cuatro profesores titulares. Para poder formar parte de un tribunal los catedráticos deben poseer al menos dos sexenios de investigación y los profesores titulares al menos uno[13]. Aproximadamente el 5% de los evaluadores elegibles pertenecían al Consejo Superior de Investigaciones Científicas (CSIC) y cerca del 1% son profesores eméritos. La normativa establecía que no más de un investigador del CSIC ni más de un profesor emérito podía formar parte del tribunal. En el caso de que un segundo investigador del CSIC o un segundo profesor emérito fueran elegidos en el sorteo, no se tendría en cuenta esa elección. El miembro del tribunal con mayor antigüedad es elegido presidente, y la prueba tiene lugar en su universidad.

Las pruebas de habilitación a Catedrático están compuestas de dos fases eliminatorias. En la primera fase, los candidatos presentan su currículum. En la segunda fase, presentan un trabajo de investigación. En el caso de las pruebas a Profesor Titular, existe también una prueba intermedia en la que los candidatos presentan oralmente un tema de un programa docente por ellos elaborado, de entre tres temas elegidos

12. De acuerdo con nuestra estimación, utilizando datos del año 2005, menos del 3% de los evaluadores incluídos en la lista fueron reemplazados.

13. Los sexenios son concedidos por el ministerio en base a la producción investigadora del solicitante en cualquier periodo no interrumpido de un máximo de seis años. Según la Comisión Nacional Evaluadora de la Actividad Investigadora (Memoria de los resultados de las evaluaciones realizadas de 1989 a 2005, 2005), dentro del conjunto de profesores titulares de universidad, aproximadamente el 69% de los hombres y el 72% de las mujeres en este grupo contaba con al menos un sexenio. Dentro del conjunto de catedráticos de universidad, al menos el 80% de los hombres y el 84% de las mujeres contaba con dos o más sexenios.

por sorteo. Para superar cada fase es necesario obtener al menos cuatro votos favorables, teniendo en cuenta que no podrán ser habilitados más candidatos que el número de habilitaciones que hayan sido objeto de la convocatoria.

4. Datos

En este artículo analizamos las pruebas de habilitación a Profesor Titular y a Catedrático de Universidad realizadas en España desde el comienzo del sistema de habilitación en el año 2002 hasta su finalización en 2006. Las pruebas de habilitación se realizan al nivel de área de conocimiento. La Tabla 1 proporciona información acerca del número total de profesores y su género en las cerca de doscientas áreas de conocimiento existentes en España[14]. En media cada área incluye 179 profesores con plaza de Profesor Titular o Catedrático. Esta cifra oscila entre los 1.041 profesores con que cuenta por ejemplo el área de Economía Aplicada, y los uno o dos profesores que tienen únicamente áreas como Enfermería o Estudios Asiáticos. En media, el 28% de los profesores son mujeres. En las columnas (2) a (7) se muestra información agregada para seis grupos de disciplinas: Ingeniería; Matemáticas y Física; Medicina; Biología y Química; Ciencias Sociales, y Humanidades. El tamaño de las áreas de conocimiento es relativamente menor en Ingeniería, Medicina o Humanidades que en Matemáticas y Física, Biología y Química, y Ciencias Sociales. Existe también bastante heterogeneidad en cuanto al grado de feminización de las disciplinas. Mientras que en Ciencias Sociales, Biología y Química, y Humanidades, una tercera parte de los profesores son mujeres, en Ingeniería este porcentaje alcanza únicamente el 10%.

En total, 1016 pruebas de habilitación tuvieron lugar durante el período considerado. Restringimos la muestra de varias formas. Primero, excluimos aquellas pruebas donde la población de evaluadores potenciales no es suficientemente grande como para formar un tribunal (55 pruebas).[15] Se excluyen también aquellas pruebas donde la población de evaluadores potenciales no incluye ninguna mujer (55 pruebas), las pruebas en las que todos los candidatos son del mismo género (13 pruebas) y las

14. Formalmente, estas disciplinas se crearon en 1984 (R.D. 1988/84). Cada disciplina se define por "la homogeneidad en el objeto de conocimiento, una historia y tradición común y la existencia de una comunidad cientifica".

15. En estos casos, el comité se forma con profesores de otras disciplinas que completan los huecos.

pruebas donde el número de plazas vacantes es mayor o igual al número de candidatos (dos pruebas, ambas en Filología Vasca). La muestra final incluye 891 pruebas, de las que 455 son pruebas de habilitación a Profesor Titular y 436 pruebas de habilitación a Catedrático.

La Tabla 2 proporciona información descriptiva acerca de las características de estas pruebas. En media, en las pruebas de habilitación a Profesor Titular hay cinco plazas por prueba. En las pruebas de habilitación a Catedrático esta cifra es ligeramente inferior, alrededor de tres plazas por prueba. El número de plazas por candidatos es muy similar en ambos casos, alrededor de 0,12 plazas por candidato. Se observan algunas diferencias entre los diversos grupos de disciplinas en lo que se refiere al número de plazas disponibles por candidato. El grupo de disciplinas con peores ratios es Matemáticas y Física. Las disciplinas con un mayor número de plazas por candidato son Humanidades y Biología y Química. En la mayoría de las pruebas se cubrieron todas las plazas disponibles: el 96% en las pruebas de habilitación a Profesor Titular y el 98% en las de Catedrático.

Disponemos de información descriptiva acerca de los profesores que podían ser elegidos como evaluadores y acerca de los candidatos que tomaron parte en las pruebas. Observamos su nombre, apellidos y DNI y, en el caso los potenciales evaluadores y de los candidatos que participaron en las pruebas de habilitación a Catedrático, también observamos la universidad a la que pertenecen y su antigüedad en la categoría[16]. A partir del nombre propio hemos identificado el género de los individuos. Por otro lado, aprovechando el hecho de que en España los DNI se emiten de manera correlativa en cada localidad, y utilizando datos procedentes de otras fuentes, hemos construido un indicador que permite atribuir la edad a partir del número de DNI[17]. Esta proxy no está definida para los individuos que tienen una nacionalidad distinta de la española (menos del 1% de la muestra).

Según una encuesta, los profesores españoles consideran las publicaciones en revistas recogidas en ISI Web of Science como el criterio más importante para la toma de decisiones de promoción (Buela-Casal y Sierra 2006). Hemos recogido información acerca de la producción

16. Esta información fue obtenida de la web del Ministerio de Investigación y Ciencia en Julio de 2009 (http://www.micinn.es).
17. Ver Apéndice A.

investigadora de los evaluadores elegibles y de los candidatos en ISI. Esta base de datos contiene información sobre las publicaciones realizadas y el número de citas recibidas[18]. ISI no recoge de manera precisa la producción investigadora en Humanidades, por lo que no hemos considerado la información proporcionada por ISI en esa área. En el Apéndice A se explica de manera más detallada cómo se han construido estas variables.

El panel superior de la Tabla 3 proporciona información acerca de las características de los potenciales evaluadores. En total, unos 21.944 profesores titulares y 7.909 profesores catedráticos forman parte de las listas de potenciales evaluadores. La proporción de mujeres es mayor entre los profesores titulares que entre los catedráticos: alrededor del 35% de los titulares y el 14% de los catedráticos son mujeres. La edad media de un profesor titular es igual a 45 años; la de un catedrático es 53 años. La edad media de los hombres y mujeres con la misma categoría académica es similar. Los catedráticos varones tienen una antigüedad superior a las catedráticas, pero no se observan diferencias significativas en la antigüedad en los profesores titulares en función de su género. El número medio de publicaciones -ponderado por el número de coautores- asciende a seis y diez trabajos respectivamente para los profesores titulares y los catedráticos. Las publicaciones de los catedráticos reciben, en media, alrededor de 12 citas; las publicaciones de los profesores titulares reciben cerca de 11 citas. Como las diferentes disciplinas difieren en su propensión a publicar y a citar, la tabla proporciona también información acerca del número de publicaciones y del número de citas normalizados para cada año y categoría con media cero y desviación estándar uno. Esta normalización permite comparar la producción investigadora por género, independientemente de que mujeres y hombres trabajen en diferentes disciplinas o que sus publicaciones sean más o menos recientes. Las catedráticas tienen una producción inferior a los catedráticos varones, en términos del número normalizado de publicaciones y del número normalizado de citas por publicación, aunque en este último caso la diferencia no es estadísticamente significativa.

En el panel inferior de la Tabla 3 se proporciona información descriptiva sobre los candidatos. El número total de candidatos es igual a 9.952 en el caso de las pruebas de habilitación a Profesor Titular y es igual a 6.037 en el caso de las pruebas de habilitación a Catedrático. En

18. La información fue recogida en Julio 2009. Agradecemos a la Fundación Española para la Ciencia y la Tecnología el acceso a estos datos.

media, los candidatos se presentan unas dos veces y el número total de solicitudes es igual a 18.792 en las habilitaciones a Profesor Titular, y 13.224 en Catedrático. La proporción de mujeres entre los candidatos a Titular y a Catedrático es igual al 40% y al 28% respectivamente. Como cabía esperar, los candidatos a Titular suelen ser más jóvenes que los candidatos a Catedrático: 37 años frente a 46. Los candidatos que optan a la plaza de Titular en media tienen, ponderado por el número de coautores, cinco publicaciones, y han recibido alrededor de 10 citas por publicación. Los que optan a la plaza de Catedrático han acumulado una mayor producción investigadora: en media, tienen siete publicaciones, y han sido citados alrededor de 12 veces por publicación. Los aspirantes masculinos tienen relativamente más publicaciones tanto en las pruebas de habilitación a Titular como en las de Catedrático, pero la calidad de estas publicaciones, medida por el número normalizado de citas por publicación, es similar a la calidad de las publicaciones de sus colegas del género femenino.

5. Análisis Empírico

El análisis empírico está estructurado de la siguiente manera. En primer lugar, investigamos si la composición en términos de género de los tribunales afecta a las posibilidades de éxito de los aspirantes. En segundo lugar, exploramos si el efecto observado es atribuible directamente a la evaluación del propio comité o al rendimiento de los candidatos. En tercer lugar, utilizamos información acerca de la producción investigadora de los candidatos para determinar qué candidatos están siendo discriminados y qué comités discriminan. Para finalizar, investigamos qué miembros del comité generan este efecto.

5.1 ¿Afecta el género de los evaluadores a las posibilidades de éxito de los candidatos?

Con el fin de estimar si el género de los miembros de los tribunales de evaluación afecta a las oportunidades de promoción académica de los candidatos, comparamos los resultados de los aspirantes que se presentaron a pruebas de habilitación donde la proporción esperada de mujeres en el comité (μ_e) era similar, pero el sorteo que designó a los miembros que componían el tribunal evaluador dio lugar a la formación de un comité de evaluación con una composición de género diferente (s_e). En otras palabras, nuestra estrategia de identificación explota el hecho de que $E[s_e] - \mu_e = E[s_e \mid \cdot] - \mu_e = 0$.

En las pruebas de habilitación a Catedrático, el porcentaje esperado de mujeres en el tribunal evaluador es igual al porcentaje de catedráticos elegibles que son mujeres[19]. En las pruebas de habilitación a Profesor Titular, donde tres de los evaluadores provienen del conjunto de los catedráticos elegibles y cuatro de los evaluadores proviene del conjunto de profesores titulares elegibles, la proporción esperada de mujeres en el comité es igual a la media ponderada de la proporción de mujeres en cada uno de estos dos subconjuntos de evaluadores elegibles.

Como ilustración del funcionamiento de la estrategia de identificación planteada, consideremos las pruebas de habilitación a Catedrático celebradas en el área de conocimiento de Fundamentos del Análisis Económico entre 2002 y 2006. Durante este período se realizaron seis pruebas. La población de potenciales evaluadores estaba compuesta por aproximadamente setenta catedráticos varones y diez catedráticas. Como resultado de los sorteos, en una ocasión fueron elegidos como miembros del tribunal siete varones, en tres ocasiones hubo una mujer en el tribunal evaluador y, en dos ocasiones, el tribunal incluyó dos mujeres.

En cada una de estas pruebas el grupo de candidatos se formó antes de que se hubiera realizado el sorteo que determinaba la composición del comité, por lo que no hay razón para pensar que la calidad relativa de los hombres y mujeres candidatos en la prueba pudiera estar relacionada con las características del comité de evaluación. Sin embargo, observamos una correlación positiva entre el género de los evaluadores y el género de los candidatos habilitados. En las pruebas en las que el tribunal no contenía ningún miembro del género femenino, la tasa de éxito de los varones fue del 10%, y ninguna aspirante fue habilitada. Cuando los tribunales incluían una evaluadora, la tasa de éxito de los candidatos varones y de las candidatas fue del 8% y del 4% respectivamente. Finalmente, en las dos pruebas en las que el tribunal incluía dos mujeres entre sus miembros, la tasa de éxito de los candidatos varones y de las candidatas fue del 8% y del 18% respectivamente. Es decir, la tasa de éxito de las candidatas fue mayor cuando había más mujeres formando parte del tribunal.

19. Como se explicó en la Sección 3, el mecanismo de asignación aleatorio de los evaluadores a los comités está sujeto a restricciones: un tribunal puede incluir como máximo un investigador del CSIC y un profesor emérito. Por lo tanto, en aquellos casos en los que la población de evaluadores potenciales consta de dos o más investigadores del CSIC, o dos o más profesores eméritos, la proporción esperada de mujeres en el comité es calculada teniendo en cuenta esta restricción. Esto afecta a 300 de las 891 pruebas en la muestra. Los detalles sobre cómo se realiza este computo están disponibles en el Apéndice B

Naturalmente, el reducido tamaño de la muestra no permite extraer conclusiones estadísticamente significativas, pero el resultado observado es consistente con la idea de que la composición de los comités de evaluación podría afectar a las decisiones de promoción. En esta sección contrastamos si esta hipótesis es correcta usando datos de todas las pruebas de habilitación a Profesor Titular y Catedrático realizadas (unas 900 pruebas).

Debido a limitaciones en los datos disponibles, observamos la composición del tribunal determinada por sorteo, pero no observamos la composición efectiva del tribunal durante las evaluaciones. Hay dos posibles fuentes de variación. En primer lugar, como se señaló anteriormente, algunos de los profesores designados como miembros del tribunal se encuentran en situación administrativa de servicios especiales por lo que no llegan a formar parte del tribunal. En segundo lugar, puede ocurrir que algunos evaluadores no asistan a la prueba, o a alguna fase del mismo, a pesar de no disponer de una dispensa legal. Este tipo de ausencias no es observable. A lo largo de este estudio medimos la composición del tribunal utilizando la información disponible acerca del resultado del sorteo inicial y, por lo tanto, nuestro análisis proporciona el equivalente a lo que en la literatura se conoce como un análisis de variables instrumentales en forma reducida.

La hipótesis clave de nuestra estrategia de identificación es que la selección de los miembros del comité se realizó de manera aleatoria. Las columnas 1 y 3 de la Tabla 4 presentan información comparativa acerca de la composición esperada de los tribunales en las pruebas de habilitación a Profesor Titular y Catedrático respectivamente. En las columnas 2 y 4 se ofrece información acerca de la composición determinada en el sorteo. La composición determinada en el sorteo es estadísticamente similar a la composición esperada en términos de todas las características observables, lo que es consistente con la existencia de un mecanismo de asignación aleatorio. Por ejemplo, en el caso de las pruebas de habilitación a Profesor Titular se observa que la proporción esperada de mujeres evaluadoras y la efectivamente realizada es igual a 0,26 (columnas 1 y 2). En las pruebas de habilitación a Catedrático, la proporción de mujeres fue igual a 0,15 tanto en la población de potencial evaluadores como en los tribunales elegidos por sorteo (columnas 3 y 4). Existe un número relativamente alto de tribunales que no cuentan con ninguna mujer entre sus miembros, el 18% en las pruebas de habilitación a Titular y el 36% en las de Catedrático. Es muy escaso sin embargo el número de tribunales

que cuenta con mayoría femenina: el 10% en las pruebas de habilitación a Titular y el 3% en las habilitaciones a Catedrático.

5.1.1. Modelo lineal

Estimamos el siguiente modelo de probabilidad lineal por el método de mínimos cuadrados ordinarios[20]:

$$y_{ie} = \beta_0 + \beta_1 f_i + \beta_2 (s_e - \mu_e) + \beta_3 f_i (s_e - \mu_e) + \beta_4 \mu_e + \beta_5 f_i \mu_e + \beta_6 z_e + \varepsilon_{ie} \quad (1)$$

donde y_{ie} indica si el individuo *i* ha resultado habilitado en la prueba *e*, f_i es una variable dummy que toma valor uno si el candidato es una mujer, s_e y μ_e representan respectivamente la proporción efectiva y la proporción esperada de mujeres en el tribunal, y z_e es el número de plazas por candidato disponibles en la prueba. En la estimación agrupamos los errores estándar por prueba y por aspirante para reflejar el hecho de que el rendimiento de un individuo en una prueba dada puede no ser independiente del rendimiento de otros aspirantes en su prueba o de su propio rendimiento en otras pruebas[21].

Para facilitar la interpretación de β_0 y β_1 hemos reescalado las variables de control substrayendo sus medias muestrales. Por lo tanto el coeficiente β_0 refleja la probabilidad media de promoción de los candidatos varones y β_1 recoge la diferencia media en la tasa de éxito entre los candidatos varones y las candidatas, o diferencial de género. El coeficiente β_2 indica cómo la tasa de éxito de los candidatos varones se ve afectada por el incremento en la proporción de mujeres evaluadoras en el tribunal, y β_3 indica cómo el diferencial de género varía en función del número de evaluadoras que forman parte del tribunal.

Estimamos la ecuación (1) separadamente para las pruebas de habilitación a Profesor Titular y para las pruebas de habilitación a Catedrático. La parte superior de la Tabla 5 muestra los resultados del análisis en el caso de las habilitaciones a Profesor Titular. La tasa media de éxito de los candidatos masculinos a profesor titular (0,120) es dos

20. Los resultados de un análisis probit son muy similares. Hemos decidido ofrecer el resultado de la estimación por MCO para así facilitar la interpretación de los coeficientes de las interacciones entre variables.

21. Este procedimiento se denomina habitualmente con el término inglés clustering. Los detalles sobre como se realiza un clustering en varias dimensiones simultáneamente pueden encontrarse en Cameron et al. (2006).

puntos porcentuales mayor que la tasa de éxito de las candidatas (0,100). Es importante señalar que, dado que la especificación no controla por la calidad de los candidatos, este diferencial podría reflejar tanto la existencia de diferencias en la calidad de los aspirantes como la existencia de discriminación por parte de los evaluadores. La diferencia en la tasa de éxito de hombres y mujeres es mayor en aquellas pruebas en las que la proporción de evaluadoras es relativamente mayor. En términos cuantitativos, una mujer adicional en el tribunal incrementa el diferencial de género a favor de los hombres en 0,8 puntos porcentuales. Una evaluadora adicional esta asociada a un incremento del 2% en las tasas de éxito de los candidatos varones y a una reducción del 5% en las tasas de éxito de las candidatas[22]. La tasa de éxito de los aspirantes de ambos sexos y el efecto de la composición del tribunal en términos de género no varían de manera significativa con el grado de feminización del área de investigación al que pertenecen. Finalmente, de forma consistente con el hecho de que todas las plazas suelen ser cubiertas, observamos una estrecha relación entre el número de plazas disponibles por candidato y la tasa de éxito de los candidatos.

En las columnas 2 a 7 replicamos el análisis desagregando las disciplinas en seis grupos: Ingeniería, Matemáticas y Física, Medicina, Biología y Química, Ciencias Sociales, y Humanidades. El efecto de la composición de los comités en términos de género es similar los seis casos aunque, dado el tamaño relativamente pequeño de cada muestra, no es posible rechazar que en algún caso este efecto sea igual a cero.

En el panel inferior de la Tabla 5 se muestran los resultados del análisis en las pruebas de habilitación a Catedrático. Al igual que en las pruebas de habilitación a Profesor Titular, se observa que los candidatos varones tienen una tasa de éxito mayor (0,102 vs 0,088). Sin embargo, en este caso un incremento en la proporción de mujeres evaluadoras aumenta la tasa de éxito de las candidatas y reduce las posibilidades de los candidatos varones. En términos cuantitativos, una evaluadora adicional reduce la tasa de éxito de los candidatos varones en un 6%

22. Estas cifras se han calculado de la siguiente manera. La tasa media de éxito de los candidatos varones en las pruebas de habilitación a Profesor Titular es igual a 0,120. La tasa de éxito de las candidatas es igual a 0,120-0,020=0,100. Por lo tanto, en un tribunal con siete miembros, una evaluadora adicional aumenta la tasa de éxito de los candidatos varones en un $(0.017/0.120)*(1/7)*100\%\approx 2\%$, y reduce las oportunidades de éxito de las candidatas en $[(0.017-0.053)/0.100]*(1/7)*100\%\approx -5\%$.

e incrementa la tasa de éxito de las candidatas en un 14%. El efecto es similar en los distintos grupos de disciplinas (ver columnas 2 a 7), con la excepción de Matemáticas y Ciencias Naturales. En este caso el género de los evaluadores no parece influir en las posibilidades de éxito de los candidatos, pero el tamaño muestral no es suficientemente grande como para poder determinar si estas diferencias son estadísticamente significativas.

En resumen, el género de los evaluadores es un factor importante en las pruebas de habilitación, pero la dirección y la magnitud del efecto varían en función de la categoría a la que aspira el candidato y en función de su género. En el caso de las pruebas de habilitación a Profesor Titular, una mayor proporción de mujeres en el tribunal reduce las posibilidades de éxito de las candidatas. Por el contrario, en las pruebas de habilitación a Catedrático, un mayor número de evaluadoras en el tribunal favorece a las candidatas. En este caso la magnitud del efecto es tres veces mayor que en las pruebas de habilitación a Profesor Titular.

5.1.2. No linealidades

El modelo (1) asume que el género de los evaluadores afecta a las oportunidades de promoción de los candidatos de una manera lineal. ¿Está esta hipótesis justificada? Un efecto no lineal podría surgir por diversas razones. En primer lugar, la presencia de una mujer en el tribunal podría afectar al voto masculino. Si este fuera el caso, pasar de una situación en la que no hay ninguna mujer en el tribunal a una situación en la que hay una evaluadora podría ser distinto a pasar de tener una a dos evaluadoras en el tribunal, o pasar de tener dos evaluadoras a tener tres. En segundo lugar, en el tribunal las decisiones se toman de acuerdo con el criterio de la mayoría. Por lo tanto, tener en el tribunal una mayoría de miembros mujeres o varones puede resultar particularmente importante.

Para estimar de forma adecuada la potencial existencia de efectos no lineales es necesario controlar en la especificación por la probabilidad de que diferentes composiciones de género surjan como resultado del sorteo aleatorio. El modelo presentado a continuación permite que la composición en términos de género del tribunal afecte de manera no lineal a la tasa de éxito de los candidatos, condicional en la composición esperada del tribunal:

$$y_{ie} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{7} \gamma_j d_{je} + \lambda_0 f_i + \sum_{j=1}^{7} \lambda_j f_i d_{je} + \sum_{j=1}^{7} \delta_j p(d_{je}) + \sum_{j=1}^{7} \mu_j f_i p(d_{je}) + \nu z_e + \varepsilon_{ie} \quad (2)$$

donde d_{je} es una variable índice que toma el valor uno si el número de mujeres evaluadoras en la prueba *e* es igual a j, y $p(d_{je})$ refleja la probabilidad de que exactamente j mujeres evaluadoras sean elegidas en el sorteo que determina la composición del tribunal[23]. Dado el escaso número de tribunales con cuatro, cinco o seis miembros femeninos entre sus evaluadores, hemos agregado estos comités en un único grupo.

La Tabla 6 muestra los resultados de la estimación de la ecuación (2) y la Figura 1 presenta gráficamente los principales resultados. Tanto en el caso de las pruebas de habilitación a Titular como en el caso de las pruebas de habilitación a Catedrático, no es posible rechazar la linealidad del efecto. Si acaso, aumentar de dos a tres el número de evaluadoras parece tener un efecto ligeramente diferente, pero la precisión de las estimaciones no es suficientemente buena como para establecer si existen diferencias significativas respecto al modelo lineal.

5.1.3. Otras características de los evaluadores

Hemos observado que el género de los evaluadores afecta significativamente a las decisiones de promoción. A continuación analizamos si este resultado refleja la existencia de alguna diferencia observable entre los hombres y mujeres que forman parte del tribunal, más allá de su género. Para indagar en este aspecto estimamos la ecuación (1) incluyendo la edad de los evaluadores, su antigüedad en la categoría y su producción investigadora. Con el fin de explotar únicamente la variación exógena en estas variables, consideramos como variable independiente la diferencia entre el valor esperado y el valor efectivo de cada una de estas características.

Como muestra la Tabla 7, no se observa ningún efecto significativo de la edad o de la antigüedad en las posibilidades de éxito de los candidatos y candidatas en las pruebas de habilitación a Profesor Titular (columna 1) o a Catedrático (columna 3). Además, el efecto del género de los evaluadores no se ve afectado por la inclusión de estas variables. Otra de las características que pueden afectar a las decisiones de los evaluadores es su calidad como investigadores. Como se observó en la Tabla 3, las catedráticas tienen una producción investigadora ligeramente inferior a la de los hombres en términos del número de publicaciones y del número

23. Los detalles sobre cómo se calculan estas probabilidades están disponibles en el Apéndice C.

de citas recibidas. Añadimos a nuestra especificación el número medio normalizado de publicaciones ISI (ponderadas por el número de coautores) y el número medio normalizado de citas por publicación de los miembros del tribunal. Dado que no observamos la producción investigadora en el área de Humanidades, estas estimaciones no incluyen las pruebas celebradas en este campo. Tanto en el caso de las pruebas de habilitación a Titular (columna 2) y a Catedrático (columna 4) se observa que la tasa de éxito de las candidatas tiende a ser relativamente superior cuando son evaluadas por un tribunal compuesto por investigadores de mayor calidad, pero este efecto es no significativo a los niveles estándares. Por otro lado, la introducción de estos controles no afecta significativamente al efecto estimado del género de los evaluadores.

5.2. ¿Diferencias en la evaluación o diferencias en el rendimiento?

Los aspirantes observan la composición del tribunal de evaluación con anterioridad al comienzo de la prueba. Como resultado, la composición de los comités podría afectar a los resultados de las pruebas no sólo a través de las evaluaciones, sino también a través del comportamiento de los candidatos.

Por ejemplo, algunos candidatos pueden decidir no participar en las pruebas si, dada la composición observada del tribunal, su probabilidad esperada de promocionar es no lo suficientemente alta como para compensar el coste de asistir a la prueba. Desgraciadamente, únicamente observamos la lista de candidatos que se apuntó inicialmente pero no podemos observar que aspirantes finalmente participaron, por lo que no podemos contrastar directamente esta hipótesis. Sin embargo, si la composición del tribunal afecta a las decisiones de participación, este efecto debería ser más fuerte para aquellos candidatos con un coste de participación mayor. Aquellos aspirantes para quienes la asistencia a la prueba no es costosa probablemente participarán independientemente de la composición del comité.

Aproximamos el coste de asistir a la prueba utilizando el tiempo que se tarda en llegar en coche desde la universidad en la que el candidato trabaja hasta la ciudad donde se desarrolla la prueba[24]. La distancia mediana entre la universidad de origen de los candidatos y la localidad

24. Calculado por http://www.ViaMichelin.com, en Enero de 2010. Esta variable no está definida para los candidatos que trabajan en una isla ni para las pruebas realizadas en una isla.

donde se realizan las pruebas es de cuatro horas y media. Comparamos el efecto de la composición del comité para aquellos candidatos situados más cerca de la distancia mediana y aquellos situados más lejos. Dado que no observamos la afiliación de los candidatos a profesor titular, únicamente podemos realizar este análisis para las pruebas de habilitación a Catedrático. Como se muestra en las columnas 5 y 6 de la Tabla 8, no se observan diferencias entre los dos grupos de candidatos en cuanto al efecto de la composición del comité en términos de género. Este resultado es consistente con la idea de que el género de los evaluadores no afecta de manera significativa a las decisiones de participación de aquellos candidatos que tienen oportunidades de ser habilitados, pero sí afecta a las evaluaciones emitidas por el tribunal.

La composición del comité podría también afectar al rendimiento de los candidatos durante la prueba. Por ejemplo, de acuerdo con la denominada hipótesis de la *amenaza del estereotipo,* en los entornos en los que aún existen estereotipos sexistas, para una mujer interactuar con un hombre machista podría suponer una amenaza a su identidad, mermando su rendimiento (Steele 1997). En principio esta potencial *amenaza del estereotipo* podría ser más relevante en las pruebas de habilitación a Titular donde, además de las dos fases que están también presentes en las pruebas de habilitación a Catedrático, los aspirantes deben impartir oralmente una clase. Sin embargo, la evidencia muestra que las mujeres aspirantes a profesor titular tienen relativamente más éxito, no menos, cuando son evaluadas por tribunales con un mayor número de hombres. Este resultado contradice la hipótesis de *"la amenaza del estereotipo"*.

5.3. ¿Qué tribunales están sesgados?

En la ecuación (1) el coeficiente β_1 indica la diferencia media entre la tasa de éxito de las candidatas y la tasa de éxito de los candidatos varones. Sin embargo, en el marco de la ecuación (1) no es posible determinar qué comités están sesgados o qué candidatos están siendo discriminados. Para responder a estas preguntas es necesario comparar a candidatos y candidatas de similar calidad. Por lo tanto, estimamos el siguiente modelo:

(3)

$$y_{ie} = \beta_0 + \beta_1 f_i + \beta_2 (s_e - \mu_e) + \beta_3 f_i (s_e - \mu_e) + \beta_4 \mu_e + \beta_5 f_i \mu_e + \beta_6 z_e + \beta_7 q_{ie} + \varepsilon_{ie}$$

donde q_{ie} representa el número de artículos publicados por el candidato *i* y el número de citas recibidas en el momento de presentarse

a la prueba de habilitación e. De manera adicional, también controlamos por la edad de los candidatos. A similar producción científica, los candidatos relativamente más jóvenes podrían ser considerados más productivos que sus homólogos con más edad.

Es preciso señalar que en la ecuación (3) se identifica β_1 en base a la información observable acerca de la producción científica de los candidatos, y no en base a la asignación aleatoria de los evaluadores a los tribunales. Esta estrategia de identificación es correcta siempre y cuando q_{ie} representa una proxy insesgada en términos género de la verdadera calidad de los aspirantes. Es decir, cualquier potencial diferencia entre la calidad de hombres y mujeres debería ser recogida por esa variable. Este supuesto debe ser considerado con cautela. En primer lugar, podrían existir diferencias sistemáticas en la calidad de los candidatos y candidatas en otras dimensiones no incluidas en q_{ie}. Por ejemplo, en las pruebas de habilitación a Profesor Titular también se evalúa la calidad de los candidatos impartiendo una clase. Cabe la posibilidad de que la calidad docente de hombres y mujeres sea distinta, incluso una vez que se ha tenido en cuenta la producción investigadora. En segundo lugar, otro supuesto implícito importante en este análisis es la ausencia de sesgos de género en la medida utilizada para controlar la calidad. Sin embargo, podría ocurrir que el proceso de publicaciones o de citaciones también estuviese sujeto a discriminación[25].

Como se señaló anteriormente, ISI no recoge de manera precisa la producción investigadora en Humanidades, por lo tanto excluimos del análisis las pruebas de habilitación realizadas en este campo. Esto reduce el número de observaciones aproximadamente en un tercio. Con el fin de que los resultados sean comparables, en la columna 1 de la Tabla 9 reestimamos el modelo (1) excluyendo de la muestra las pruebas realizadas en Humanidades. También excluimos de la estimación a aquellos candidatos cuya edad no observamos. En el panel superior de la tabla se presentan los resultados para las pruebas de habilitación a Profesor Titular. Los coeficientes estimados son similares en magnitud

25. Blank (1991) desarrolló un experimento aleatorio en la American Economic Review en el que la mitad de los artículos eran evaluados sin que el evaluador conociese la identidad del autor. Blank halla que los artículos con autoría femenina tienen una probabilidad relativamente menor de ser publicados cuando los evaluadores observan la identidad del autor, si bien esta diferencia no es estadísticamente significativa.

a los hallados anteriormente. Las candidatas tienen una tasa de éxito significativamente inferior a los candidatos varones[26].

La columna 2 muestra la estimación de la ecuación (3). Para facilitar la interpretación de los resultados, la producción investigadora de los candidatos y la edad han sido estandarizadas con media cero y desviación estándar uno dentro de cada prueba. Como era de esperar, encontramos que los individuos que publican más, y cuyas publicaciones reciben un mayor número de citas, tienen una probabilidad significativamente mayor de ser habilitados. Además, a igual producción investigadora, los candidatos más jóvenes tienen mayores oportunidades de éxito. También observamos que, si tenemos en cuenta su producción investigadora, en el tribunal medio, es decir, el que cuenta con entre una y dos evaluadoras, las mujeres aspirantes tienen una probabilidad significativamente menor de ser habilitadas que los candidatos varones. Sin embargo, en aquellos tribunales donde todos los evaluadores son varones, la tasa de éxito de las candidatas y los candidatos varones es estadísticamente similar[27]. Existe cierta heterogeneidad entre los diferentes grupos de disciplinas (columnas 3-7). En Ingeniería, Matemáticas y Física y en Medicina el diferencial de género en la tasa de éxito no es significativamente diferente de cero. Por el contrario, en Biología y en Química y Ciencias Sociales se observa que las mujeres aspirantes a plazas de Profesor Titular tienen menores posibilidades de ser promocionadas que los aspirantes masculinos con igual producción científica. Por otro lado, como cabía esperar en un análisis donde la composición del tribunal ha sido decidida aleatoriamente, tener en cuenta la calidad de los candidatos no afecta a las estimaciones del efecto de la proporción de evaluadoras en el tribunal.

En el panel inferior de la Tabla 9 se presentan los resultados del análisis para las pruebas de habilitación a Catedrático. De nuevo la

26. El efecto de la proporción de mujeres evaluadores en la muestra reducida es ligeramente inferior al resultado hallado anteriormente (-0,044 frente a -0,053) y no es estadísticamente diferente de cero a los niveles estándar. Esta reducción en el nivel de significación de este coeficiente refleja en parte que el efecto fue relativamente mayor en las pruebas de habilitación de Humanidades (-0,068 frente al efecto medio de -0,053), y también refleja la caída en la precisión de las estimaciones causada por el menor tamaño muestral (los errores estándar crecen de 0,026 a 0,032).

27. El diferencial de género en el comité medio, que cuenta con una proporción de mujeres evaluadoras del 0,21, es igual a 0,019. Una reducción de 0,21 en la proporción de mujeres evaluadoras reduce el diferencial de género a 0,0009, que no es estadísticamente diferente de cero.

columna 1 ofrece los resultados de reestimar el modelo (1) excluyendo de la muestra las observaciones correspondientes a Humanidades. Una vez que controlamos por la producción investigadora de los aspirantes (columna 2), observamos que en el tribunal medio, es decir, el que incluye una única evaluadora, los aspirantes de ambos sexos disfrutan de las mismas oportunidades. Sin embargo, en los tribunales en los que todos los evaluadores son varones, las oportunidades de éxito de las mujeres aspirantes son significativamente menores[28]. En los tribunales que incluyen dos o tres evaluadoras, las aspirantes femeninas tiene mayores oportunidades que los aspirantes masculinos, pero esta diferencia es no estadísticamente diferente de cero. La estimación lineal predice un resultado (marginalmente) mejor para las mujeres que son evaluadas por un tribunal en el que la mayoría de sus miembros son féminas. Sin embargo, esto ocurre en muy pocas ocasiones (sólo se da esta situación en 9 pruebas), por lo que debemos ser cautos en lo que se refiere a esta estimación.

En resumen, si asumimos que las publicaciones de los candidatos y las citaciones recibidas son una medida insesgada en términos de género de la calidad real de los candidatos, el modelo (3) permite analizar el origen de los sesgos observados. Los resultados sugieren que, en las pruebas de habilitación a Profesor Titular, las mujeres aspirantes son discriminadas por parte de los tribunales que incluyen alguna mujer entre sus miembros, pero tienen las mismas oportunidades de éxito que los hombres cuando el tribunal está formado en su totalidad por hombres. En las pruebas de habilitación a Catedrático ocurre lo contrario. Las mujeres aspirantes tienen relativamente menos posibilidades de ser habilitadas que los aspirantes masculinos con igual producción científica cuando son evaluadas por comités formados únicamente por hombres. Sin embargo, en los comités que incluyen algún miembro femenino no se observa ninguna diferencia significativa en las oportunidades de promoción de los candidatos varones y las candidatas.

5.4. ¿Qué miembros del tribunal discriminan?

Antes de emitir su voto, los miembros del tribunal comparten entre ellos sus opiniones, por lo que podrían influirse mutuamente. Además, el

28. El diferencial de genero en el comite medio, con una proporción de mujeres igual a 0,13, es igual a 0,008. Una reducción de 0,13 en la proporcion de mujeres evaluadoras incrementa el diferencial de género en 0,026, estimación que es significativamente diferente de cero.

voto emitido por cada evaluador es observado por todos los miembros del tribunal, por lo que cabe la posibilidad de que el sentido del voto de algunos evaluadores pudiera variar en función de la composición del tribunal. Por lo tanto, la presencia de una mujer en el tribunal podría afectar a las decisiones de promoción directamente a través de su voto, o también a través del voto de sus colegas varones. Dado que, desgraciadamente, no observamos las evaluaciones emitidas por cada miembro del comité, en principio no nos es posible saber el mecanismo que genera el efecto observado. A continuación discutimos hasta qué punto una mayor presencia de mujeres en el tribunal afecta a las promociones directamente a través del voto de estas evaluadoras o, indirectamente, a través de su influencia en el voto de los evaluadores varones.

En las pruebas de habilitación a Profesor Titular, por un lado, hemos observado que, controlando por la información observable acerca de la producción investigadora de los candidatos, los tribunales donde todos los evaluadores son hombres tratan de manera similar a los aspirantes con independencia de su género. Por otro lado, los tribunales que cuentan con alguna mujer entre sus miembros discriminan a las mujeres aspirantes (o de manera equivalente, favorecen a los candidatos masculinos). Esta evidencia es consistente con al menos dos hipótesis. La primera, este resultado podría reflejar que las evaluadoras discriminan a las aspirantes femeninas. En segundo lugar, podría ocurrir, cuando el tribunal incluye a alguna mujer, los evaluadores varones variasen el sentido de su voto favoreciendo a los aspirantes masculinos o discriminando a los femeninos. Esto podría suceder si la identidad masculina de los evaluadores varones se fortaleciera con la presencia de miembros femeninos en el tribunal (Akerlof y Kranton 2000). Sin embargo, el hecho de que las mujeres aspirantes tengan menores posibilidades de éxito en aquellos tribunales que cuentan con mayoría de mujeres (véase Figura 1) sugiere que esta última explicación no es muy plausible: las evaluadoras femeninas deberían ser capaces de tener una mayor influencia en las decisiones de promoción cuando tienen mayoría.

En las pruebas de habilitación a Catedrático, la evidencia sugiere que los tribunales completamente masculinos discriminan a las mujeres aspirantes. Los tribunales que contienen alguna evaluadora, pero estas no son mayoría, tratan de forma igualitaria a hombres y mujeres aspirantes. Los tribunales con mayoría de mujeres parecen favorecer a los aspirantes femeninos, aunque en este caso el tamaño muestral es tan pequeño que no es posible extraer conclusiones definitivas al respecto.

Esta evidencia sería, en principio, consistente con dos hipótesis. Los evaluadores masculinos discriminan a las aspirantes femeninas cuando no hay mujeres en el tribunal, pero evitan discriminar en presencia de evaluadores del sexo opuesto. Alternativamente, la evidencia podría reflejar que algunos evaluadores masculinos tienen preferencia por los candidatos varones, incluso cuando son peores en términos de calidad investigadora, pero no pueden imponer su punto de vista en el tribunal cuando este incluye alguna mujer entre sus miembros.

6. Interpretación de los resultados

Este artículo estudia qué efecto tiene el género de los evaluadores sobre las posibilidades de promoción de los candidatos haciendo uso de la excepcional evidencia proporcionada por el sistema de *habilitación* que se utilizó en España entre 2002 y 2006. La evidencia sugiere que el número de evaluadoras en el tribunal afecta significativamente a las oportunidades de los candidatos de ser habilitados, si bien la magnitud y la dirección del efecto varían en función de la plaza considerada. Los evaluadores masculinos son relativamente menos favorables a las aspirantes femeninas en las pruebas de habilitación a Catedrático. Las evaluadoras femeninas son relativamente más duras con las mujeres aspirantes en las pruebas de habilitación a Titular. A continuación, discutimos posibles explicaciones para estos dos resultados.

6.1. ¿Por qué las evaluadoras son relativamente menos favorables hacia las candidatas en las pruebas de habilitación a Profesor Titular?

Hay diferentes hipótesis consistentes con el comportamiento de las evaluadoras. En primer lugar, algunos psicólogos sociales han argumentado que, con el fin de mantener una identidad social positiva, las mujeres que trabajan en áreas marcadamente masculinas tienden a identificarse con los hombres (Graves y Powell 1995). Una predicción de esta teoría es que las mujeres evaluadoras deberían ser relativamente más duras con las aspirantes femeninas (y más favorables con los candidatos varones) en los campos menos feminizados. Con el fin de contrastar esta hipótesis, hemos dividido las áreas disciplinarias en dos grupos, en función de si la proporción de profesoras en el área está por debajo o por encima de la media (28%). Como muestra la Tabla 10, el efecto no parece variar con el grado de feminización en el campo, ni en el caso de

las pruebas de habilitación a Profesor Titular, ni en el caso de las pruebas de habilitación a Catedrático (columnas 1 y 2)[29].

En segundo lugar, algunas evaluadoras podrían percibir a las aspirantes femeninas como futuras competidoras. Si, por alguna razón, el número de mujeres que será promocionada a catedrático en el futuro está limitado por alguna cuota (invisible) de género, aquellas evaluadoras que aún son profesoras titulares podrían verse influidas por consideraciones estratégicas. En la Tabla 11 analizamos como se ven afectadas las decisiones de promoción por (i) la proporción de catedráticas en el tribunal, y (ii) la proporción de profesoras titulares. Mientras que la proporción de catedráticas no afecta significativamente a las tasas de éxito de las candidatas, la proporción de profesoras titulares en el comité tiene un efecto (marginalmente) significativo y negativo. Aunque no podemos rechazar que estos dos coeficientes sean estadísticamente diferentes, la evidencia es consistente con la idea de que en las pruebas de habilitación a Profesor Titular únicamente es relevante el género de los evaluadores con categoría de titular, que son los que podrían tener motivos estratégicos para manipular su voto.

En tercer lugar, la evidencia podría ser consistente con la existencia de discriminación por gusto por parte de las evaluadoras en contra de las aspirantes femeninas a titular por algún motivo no relacionado directamente con aspectos competitivos. Por otro lado, las evaluadoras podrían estar sobreestimando sistemáticamente la calidad de los candidatos varones (Bagues y Esteve-Volart 2010).

6.2. ¿Por qué los evaluadores varones son relativamente menos favorables a las candidatas en las pruebas de habilitación a Catedrático?

Hay al menos cuatro explicaciones consistentes con el comportamiento de los evaluadores masculinos. En primer lugar, este comportamiento puede reflejar la existencia de asimetrías informativas relevantes en las pruebas de habilitación a Catedrático pero no en las pruebas de habilitación a Profesor Titular. Las asimetrías informativas entre géneros pueden surgir, por ejemplo, si los hombres y las mujeres se especializan en diferentes subáreas de investigación, un fenómeno que ha sido

29.Obtenemos resultados muy similares si utilizamos como criterio de división el número de profesoras en el área disciplinaria en lugar de la proporción de mujeres.

documentado por Almunia et al. (2005). Como muestran Bagüés y Pérez-Villadóniga (2008), si, para evaluar la habilidad en una dimensión dada, es necesario algún conocimiento relacionado, los evaluadores tenderán a preferir a los candidatos de su propio género. Esto explicaría por qué los evaluadores varones son relativamente más favorables a los candidatos varones.

Parece natural pensar que las asimetrías informativas deberían ser menos severas en las áreas disciplinarias más pequeñas. En las áreas relativamente más grandes, el número potencial de subáreas es mayor y, por lo tanto, la probabilidad de que los evaluadores estén familiarizados con la investigación de todos los candidatos es más baja. Además, en las áreas más grandes el número de candidatos tiende a ser mayor, por lo que los evaluadores podrían disponer de menos tiempo para evaluar a cada candidato durante cada examen. Con el fin de contrastar esta hipótesis, dividimos las áreas disciplinarias en dos grupos en función de si el número de profesores en el área es mayor o menor a la mediana (aproximadamente 300 profesores) y estimamos la ecuación (1) separadamente para ambas submuestras. Contrariamente a la predicción de la teoría de la discriminación estadística, en las pruebas de habilitación a Catedrático el número de evaluadoras en el tribunal sólo es relevante en las disciplinas de menor tamaño. En las disciplinas de mayor tamaño, la composición del tribunal en términos de género no afecta significativamente a las posibilidades de éxito de candidatos y candidatas (columnas 3 y 4 de la Tabla 10).

En segundo lugar, los evaluadores masculinos podrían tener alguna preferencia por las mujeres más jóvenes (Hamermesh y Biddle 1994). Esto explicaría por qué los evaluadores masculinos discriminan en contra de las aspirantes femeninas en las pruebas de habilitación a Catedrático, pero no en las pruebas de habilitación a Profesor Titular. Si esta hipótesis fuera correcta, las mujeres aspirantes de más edad experimentarían una cierta desventaja al ser evaluadas por tribunales con más hombres. Sin embargo, esta hipótesis no se ve respaldada por los datos. Definimos a las '*candidatas jóvenes*' como aquellas aspirantes que tienen una edad por debajo de la media de los aspirantes (46 en las pruebas de habilitación a Catedrático, 36 en las pruebas de habilitación a Profesor Titular). En el caso de las pruebas de habilitación a Profesor Titular, se observa que una mayor (menor) proporción de hombres (mujeres) en el tribunal incrementa las oportunidades de éxito de las aspirantes relativamente mayores, pero no afecta a la tasa de éxito de las más jóvenes (columnas

1 y 2 de la Tabla 8). En las pruebas de habilitación a Catedrático, un incremento en el número de evaluadores varones tiene, si acaso, un efecto negativo más fuerte en la tasa de éxito de las candidatas relativamente más jóvenes (columnas 3 y 4 de la Tabla 8).

En tercer lugar, la discriminación contra las candidatas podría reflejar la existencia de un problema de amiguismo: si los evaluadores tienden a favorecer a sus amigos, y los amigos suelen ser del mismo sexo, esto podría dar lugar a que los candidatos del mismo género que los evaluadores se vean favorecidos. Por ejemplo, Boschini y Sjögren (2007) estudian los patrones de coautorías de los economistas y encuentran que hay una preferencia por los coautores del mismo sexo. Si, por alguna razón, las redes de contactos son más importantes en los últimos escalones de la carrera académica, esto podría explicar por qué los evaluadores masculinos son relativamente más favorables a los candidatos varones en las pruebas de habilitación a Catedrático.

Aunque no podemos observar las redes sociales y profesionales en nuestra muestra, podemos observar la afiliación de los candidatos y de los evaluadores que participan en las pruebas de habilitación a Catedrático. La afiliación es probablemente una de las plataformas más importantes para construir redes sociales. De hecho, Zinovyeva (2010) documenta que, en estas mismas pruebas, la presencia de evaluadores procedentes de la misma institución que los aspirantes evaluados, incrementa sus oportunidades de ser habilitados en un 70%. Aquí, con el fin de conocer si este efecto está de alguna manera ligado a aspectos de género, analizamos como las decisiones de promoción pueden verse afectadas por (i) la proporción de evaluadoras que pertenecen a la misma institución que el candidato, (ii) la proporción de evaluadores varones que pertenecen a la misma institución y, finalmente (iii) la proporción de evaluadoras que proviene de otra institución. Como se puede observar en la Tabla 12, los evaluadores de ambos sexos favorecen a aquellos candidatos que proceden de su misma institución independientemente del sexo del aspirante. El efecto diferencial de la composición de género sobre las oportunidades de éxito de los candidatos y candidatas está causado por los evaluadores que proceden de otras instituciones.

Finalmente, la evidencia observada podría reflejar la existencia del llamado *sexismo ambivalente*. De acuerdo con esta teoría, el sexismo sería una "construcción multidimensional que abarca dos conjuntos de actitudes sexistas: el sexismo hostil y el sexismo benévolo" (Glick y Fiske,

1996). Los evaluadores varones podrían experimentar antipatía sexista hacia las candidatas que aspiran a posiciones en los escalones superiores de la carrera profesional, pero experimentar simpatía por las candidatas que aspiran únicamente a ocupar posiciones en los escalones inferiores. Esto podría explicar el efecto diferencial que la proporción de hombres catedráticos en el comité tiene en la tasa de éxito de las aspirantes femeninas en las diferentes categorías de la carrera académica.

7. Conclusiones

Con el fin de incrementar la representación de las mujeres en las posiciones superiores de la carrera académica, algunos países han establecido cuotas de género en los tribunales de contratación y promoción. La motivación que subyace a la introducción de estas cuotas es la percepción de que la persistencia del llamado *techo de cristal* podría deberse a la existencia de discriminación por parte de los evaluadores (varones) que deciden las promociones. De acuerdo con este punto de vista, incrementar el número de mujeres en los tribunales de evaluación podría mejorar las oportunidades profesionales de las mujeres.

Este artículo analiza si este tipo de políticas pueden ser efectivas. Para ello explotamos la evidencia proporcionada por el sistema de habilitación que se implementó entre el año 2002 y el año 2006 en España para determinar las promociones a Profesor Titular y Catedrático. Este sistema afectó a cerca de 32.000 candidatos y a unos 1.000 tribunales en todas las disciplinas académicas. Las características del sistema lo convierten en un experimento natural aleatorizado excepcional. Los evaluadores eran seleccionados a través de una lotería, lo que permite estimar consistentemente el efecto de la composición de los tribunales en términos de género sobre las decisiones de promoción.

El análisis muestra que el número de evaluadoras en el tribunal es un importante determinante de las promociones, pero su efecto depende de la categoría a la que el o la aspirante esté optando. Por un lado, las evaluadoras son relativamente menos proclives a las aspirantes femeninas en los puestos iniciales de la carrera académica (Profesor Titular). Por otro lado, los evaluadores varones son relativamente menos proclives a las mujeres en los escalones superiores del escalafón universitario (Catedrático de Universidad). Este patrón se observa en todas las disciplinas académicas excepto en Matemáticas y en Ciencias Naturales. En términos cuantitativos, en las pruebas de habilitación a Profesor Titular, una evaluadora adicional reduce en un 5% las oportunidades de

éxito de las candidatas. De forma análoga, los candidatos varones tienen un 2% más de posibilidades de ser promocionados cuando son evaluados por un tribunal en el que hay una evaluadora adicional. En las pruebas de habilitación a Catedrático, el número de evaluadoras en el tribunal tiene el efecto contrario y es mayor en magnitud. Un evaluador varón adicional reduce las posibilidades de éxito de las mujeres aspirantes en un 14%, e incrementa las oportunidades de éxito de los candidatos varones en un 6%. Los resultados no varían con el grado de feminización de la disciplina, y no se deben a características omitidas de los evaluadores tales como la edad, la experiencia o su calidad investigadora.

Con el fin de analizar la fuente de este sesgo, hemos recogido información acerca del número de publicaciones de los candidatos en ISI Web of Science y el número de citaciones recibidas. Siempre y cuando está medida constituya una proxy insesgada en términos de género de la verdadera calidad de los candidatos, su inclusión en el análisis ayudará a determinar que tribunales están sesgados, y qué candidatos están siendo discriminados. Basándonos en esta hipótesis, observamos que las evaluadoras discriminan en contra de las aspirantes femeninas en las pruebas de habilitación a Profesor Titular, pero no en las pruebas de habilitación a Catedrático. Por el contrario, los evaluadores varones discriminan en contra de las aspirantes femeninas cuando estas optan a la plaza de Catedrático, pero no cuando aspiran a la categoría de Profesor Titular.

La evidencia observada es consistente con diversas hipótesis. En las pruebas de habilitación a Titular, algunas evaluadoras podrían estar percibiendo a las aspirantes femeninas como futuros rivales. De hecho, observamos que únicamente las profesoras titulares discriminan en contra de las aspirantes femeninas, pero no las catedráticas. Por otro lado, el comportamiento de los evaluadores varones podría reflejar la existencia de sexismo ambivalente: discriminan a las candidatas cuando aspiran a una plaza de Catedrático pero no cuando aspiran a una plaza de Titular.

De estos resultados se derivan importantes implicaciones para la política de cuotas en vigor actualmente en España. La ley de Igualdad, introducida en 2007, requiere la presencia de al menos de un 40% de miembros de cada sexo en los tribunales de selección y promoción académicos. Como es bien sabido en ámbitos universitarios, dado el reducido número de profesoras titulares y de catedráticas, la introducción

de las cuotas ha aumentado desproporcionadamente el tiempo que las mujeres dedican a participar en tribunales de evaluación. Un simple cálculo sugiere que, desde la introducción de las cuotas, una catedrática debe emplear cuatro veces más tiempo formando parte de tribunales que un catedrático varón[30]. Estar presente en estos tribunales reduce el tiempo disponible para la investigación y para otras actividades, por lo que, paradójicamente, estas cuotas podrían estar reduciendo la productividad de aquellas mujeres que han sido capaces de superar el *techo de cristal*. Este coste adicional que se impone a las mujeres tiene únicamente sentido si aumentar la participación de mujeres en los tribunales afecta positivamente al número de mujeres que son promocionadas. Los resultados de este artículo indican que esto es cierto únicamente en las promociones a Catedrático, pero no en las promociones a Profesor Titular. En este sentido, la evidencia empírica sugiere que sería claramente conveniente limitar las cuotas de género únicamente a los tribunales que deciden las promociones en los escalones superiores de la carrera académica.

Referencias

Abrevaya, Jason y Daniel S. Hamermesh (2010), "Charity and Favoritism in the Field: Are Female Economists Nicer (to Each Other)?," *NBER Working Papers*, 15972.

Akerlof, George A. y Rachel E. Kranton (2000), "Economics And Identity," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 115(3), pp. 715-753.

Almunia, Miguel, Juan José Dolado y Florentino Felgueroso (2005), "Do Men and Women Economists Choose the Same Research Fields? Evidence From Top-50 Departments," *CEPR Discussion Paper* 5421.

Bagues, Manuel y Berta Esteve-Volart (2010), "Can Gender Parity Break the Glass Ceiling? Evidence from a Repeated Randomized Experiment," *Review of Economic Studies*, Vol. 77(4).

Bagues, Manuel y Maria Jose Perez-Villadoniga (2008), "Why do I like people like me?," *Universidad Carlos III Working Paper* 2008-06.

Blackaby, David, Alison L. Booth y Jeff Frank (2005), "Outside Offers And The Gender Pay Gap: Empirical Evidence From the UK Academic Labour Market," *Economic Journal*, vol. 115(501), páginas F81-F107, 02.

30. Esta cifra es el resultado de considerar que la proporción de mujeres en el conjunto de profesores catedráticos es igual al 15% y que al menos el 40% de los miembros de un tribunal deben ser mujeres [(0,85 -(0,85*0,60))/(0,15*0,60)≈4].

Blank, Rebecca M. (1991), "The Effects of Double-Blind versus Single-Blind Reviewing: Experimental Evidence from The American Economic Review," *American Economic Review*, Vol. 81(5), pp. 1041-67.

Boschini, Anne y Anna Sjögren (2007), "Is Team Formation Gender Neutral? Evidence from Coauthorship Patterns," *Journal of Labor Economics*, Vol. 25(2), pp. 325-365.

Broder, Ivy E. (1993), "Review of NSF Economics Proposals: Gender and Institutional Patterns," *American Economic Review*, Vol. 83(4), pp. 964-970.

Buela-Casal, Gualberto y Juan Carlos Sierra (2006), "Criterios, indicadores y estándares para la acreditación de Profesores Titulares y Catedráticos de Universidad, Psicothema," Vol. 19(4), pp. 537-551.

Cameron, Colin A., Jonah B. Gelbach y Douglas L. Miller (2006), "Robust Inference with Multi-way Clustering," *NBER Technical Working Papers* 0327.

Combes, Pierre-Philippe, Laurent Linnemer y Michael Visser (2008), "Publish or peer-rich? The role of skills and networks in hiring economics professors," *Labour Economics*, Vol. 15(3), pp. 423-441.

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," *Unidad de políticas comparadas (CSIC) Working Paper*06-08.

Ginther, Donna K. y Kathy J. Hayes (2003), "Gender Differences in Salary and Promotion for Faculty in the Humanities, 1977-1995", *Journal of Human Resources*, Vol. 38(1), pp. 34-73.

Ginther, Donna K. y Shulamit Kahn (2004), "Women in Economics: Moving Up or Falling Off the Academic Ladder," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18(3), pp 193-214.

Ginther, Donna K. y Shulamit Kahn (2009), "Does Science Promote Women? Evidence from Academia 1973-2001," NBER chapters in: *Science and Engineering Careers in the United States: An Analysis of Markets and Employment*, pp. 163-194.

Glick, Peter y Susan T. Fiske (1996), "The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating Hostile and Benevolent Sexism," *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 70(3), pp. 491-512.

Graves, L. M. y G. N. Powell (1995), "The Effect of Sex Similarity on Recruiters' Evaluations of Actual Applicants: A Test of the Similarity-Attraction Paradigm," *Personnel Psychology*, Vol. 48(1), pp. 85-98.

Hamermesh, Daniel y Jeff E. Biddle (1994), "Beauty and the Labor Market," *American Economic Review*, Vol. 84(5), pp. 1174-94.

Holmes, Mary Anne y Suzanne O'Connell (2007), "Leaks in the pipeline," *Nature*, Vol. 446, pp. 346.

Instituto Nacional de Estadística, Estadística de la Enseñanza Universitaria, varios números.

National Research Council (2007), *Beyond Bias and Barriers: Fulfilling the Potential of Women in Academic Science and Engineering*, Washington D.C.: The National Academy Press.

National Research Council (2009), *Gender Differences at Critical Transitions in the Careers of Science, Engineering, and Mathematics Faculty*, Washington D.C.: The National Academy Press.

McDowell, John M.; Larry D. Singell, Jr. y James P. Ziliak (1999), "Cracks in the Glass Ceiling: Gender and Promotion in the Economics Profession," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 89(2), pp. 392-396.

Steele, Claude M. (1997), "A Threat in the Air: How Stereotypes Shape Intellectual Identity and Performance," *American Psychologist*, Vol. 52(6), pp. 613-29.

Tesch, Bonnie; Helen M. Wood; Amy L. Helwig; Ann Butler Nattinger (1995), "Promotion of Women Physicians in Academic Medicine: Glass Ceiling or Sticky Floor," *Journal of the American Medical Association*, 273(13), pp. 1022-1025.

Zinovyeva, Natalia (2010), "Academic Inbreeding in Spain: Evidence from a Randomized Natural Experiment," *mimeo*, FEDEA.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas – Disciplinas

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		Todas	Ingeniería	Matemáticas y Física	Medicina	Biología y Química	Ciencias Sociales	Humanidades
Número de disciplinas		188	33	15	28	23	16	73
Número de profesores	Media	179,35	125,36	262,87	147,32	263,17	298,06	146,44
	Desv. Típica	159,45	111,11	222,50	124,39	191,36	241,43	110,08
	Mín.	1	17	51	1	66	6	2
	Máx.	1041	557	743	489	723	1041	540
Proporción de mujeres	Media	0,28	0,10	0,20	0,25	0,34	0,33	0,36
	Desv. Típica	0,15	0,06	0,07	0,16	0,11	0,10	0,12
	Mín.	0	0	0,06	0	0,08	0,17	0,13
	Máx.	0,67	0,27	0,29	0,63	0,53	0,50	0,67

Notas: *La variable "Número de profesores" indica el número de profesores titulares y catedráticos que pertenecen al área disciplinaria. Fuente de los datos: Instituto Nacional de Estadística, Estadística de la Enseñanza Universitaria, 2002.*

Tabla 2. Estadísticas descriptivas – Pruebas de habilitación

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Pruebas de habilitación a Profesor Titular								
		Todas	Ingeniería	Matemáticas y Física	Medicina	Biología y Química	Ciencias Sociales	Humanidades
Número de pruebas		455	73	47	64	46	53	172
Plazas por prueba	Media	4,79	4,78	5,55	3,63	6,35	5,75	4,30
	Desv. Típica	4,75	4,66	5,88	2,92	6,55	6,19	3,66
	Mín.	1	1	1	1	1	1	1
	Máx.	25	25	25	17	25	25	23
Candidatos por prueba	Media	41,30	41,48	69,36	36,59	41,93	50,74	32,23
	Desv. Típica	35,83	29,38	58,47	35,54	33,52	39,54	23,52
	Mín.	3	4	7	7	8	9	3
	Máx.	274	145	274	174	168	213	146
Plazas por candidato	Media	0,13	0,12	0,09	0,13	0,15	0,12	0,15
	Desv. Típica	0,08	0,08	0,07	0,06	0,07	0,06	0,09
	Mín.	0,02	0,03	0,02	0,02	0,04	0,03	0,03
	Máx.	0,67	0,50	0,31	0,29	0,27	0,33	0,67
Proporción de plazas adjudicadas	Media	0,96	0,97	0,99	0,96	0,93	0,94	0,96
	Desv. Típica	0,15	0,13	0,03	0,16	0,14	0,16	0,16
	Mín.	0	0,33	0,83	0	0,50	0,3	0
	Máx.	1	1	1	1	1	1	1

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Pruebas de habilitación a Catedrático								
		Todas	Ingeniería	Matemáticas y Física	Medicina	Biología y Química	Ciencias Sociales	Humanidades
Número de pruebas		436	37	45	54	83	56	161
Plazas por prueba	Media	3,00	3,00	3,35	2,59	3,35	3,16	2,80
	Desv. Típica	1,85	2,09	2,62	1,50	2,10	1,81	1,44
	Mín.	1	1	1	1	1	1	1
	Máx.	12	11	12	10	10	10	8
Candidatos por prueba	Media	30,33	32,81	41,71	27,28	30,25	28,63	28,24
	Desv. Típica	18,85	17,34	23,71	16,47	19,65	16,85	17,65
	Mín.	6	15	13	8	6	12	6
	Máx.	134	87	134	88	113	118	119
Plazas por candidato	Media	0,12	0,09	0,08	0,11	0,13	0,12	0,12
	Desv. Típica	0,06	0,04	0,04	0,06	0,07	0,05	0,07
	Mín.	0,02	0,04	0,02	0,04	0,03	0,04	0,02
	Máx.	0,38	0,20	0,18	0,30	0,33	0,28	0,38
Proporción de plazas adjudicadas	Media	0,98	1	1	1	0,97	0,99	0,98
	Desv. Típica	0,09	0	0	0	0,12	0,04	0,11
	Mín.	0	1	1	1	0,50	0,75	0
	Máx.	1	1	1	1	1	1	1

Fuente: *elaboración propia*.

Tabla 3. Estadísticas Descriptivas – Potenciales evaluadores y solicitudes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Potenciales Evaluadores					
	Profesores Titulares			**Catedráticos**		
	Total	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer
Edad	44,96	44,88	45,10	52,89	52,94	52,59
	(7,82)	(7,95)	(7,58)	(6,38)	(6,44)	(6,01)
Antigüedad en la categoría	10,34	10,27	10,49	12,91	13,41	9,97
	(6,59)	(6,60)	(6,56)	(8,17)	(8,27)	(6,85)
Publicaciones, ponderadas por coautores	5,86	6,04	5,50	9,98	10,22	8,30
	(5,89)	(6,06)	(5,48)	(11,12)	(11,42)	(8,57)
Citas por publicación	10,80	10,44	11,57	12,06	11,99	12,53
	(9,19)	(9,31)	(8,87)	(8,86)	(9,00)	(7,80)
Publicaciones, ponderadas por coautores, normalizadas	0,00	0,04	-0,09	0,00	0,02	-0,16
	(1,00)	(1,03)	(0,91)	(0,99)	(1,02)	(0,75)
Citas por publicación, normalizadas	0,00	0,02	-0,04	0,00	0,01	-0,05
	(1,00)	(1,00)	(0,98)	(0,99)	(0,98)	(1,06)
Número de observaciones	60729	39529	21196	47688	40857	6828
Porcentaje de la muestra		0,65	0,35		0,86	0,14
Número de individuos	21944	13896	8049	7909	6741	1168

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Solicitudes					
	A Profesor Titular			**A Catedrático**		
	Total	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer
Edad	37,35	37,68	36,85	46,39	46,29	46,63
	(6,62)	(6,88)	(6,19)	(6,37)	(6,42)	(6,26)
Publicaciones, ponderadas por coautores	4,59	4,83	4,12	7,40	7,63	6,72
	(5,22)	(5,30)	(5,02)	(6,89)	(6,98)	(6,57)
Citas por publicación	9,76	9,63	10,01	11,63	11,50	12,02
	(13,41)	(11,48)	(7,85)	(9,32)	(9,50)	(8,77)
Publicaciones, normalizadas	0,00	0,02	-0,03	0,00	0,04	-0,11
	(0,99)	(0,99)	(0,98)	(0,98)	(1,00)	(0,91)
Citas por publicación, normalizadas	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	-0,02
	(0,99)	(0,99)	(0,99)	(0,98)	(0,97)	(1,02)
Número de solicitudes	18792	11351	7441	13224	9480	3744
Porcentaje de la muestra		0,60	0,40		0,72	0,28
Número de candidatos	9952	5793	4159	6037	4255	1782

Notas: *Valores medios para todas las observaciones. Las desviaciones típicas se muestran entre paréntesis. La variable "Edad" no está disponible para un 5% de la muestra. Las variables sobre producción investigadora no están disponibles en las áreas de Humanidades. Fuente: elaboración propia.*

Tabla 4. Composición esperada y composición efectiva del tribunal

	1	2	3	4
	Profesores Titulares		**Catedráticos**	
	Composición esperada	Composición efectiva	Composición esperada	Composición efectiva
Proporción de mujeres	0,26	0,26	0,15	0,15
	[0,01]	[0,01]	[0,01]	[0,01]
Cero mujeres	0,18	0,17	0,36	0,36
	[0,01]	[0,02]	[0,01]	[0,02]
Una mujer	0,28	0,28	0,36	0,35
	[0,01]	[0,02]	[0,01]	[0,02]
Dos mujeres	0,25	0,27	0,19	0,18
	[0,01]	[0,02]	[0,01]	[0,02]
Tres mujeres	0,17	0,18	0,07	0,08
	[0,01]	[0,02]	[0,01]	[0,01]
Cuatro o más mujeres	0,12	0,10	0,03	0,03
	[0,01]	[0,01]	[0,00]	[0,01]
Edad	48,73	48,87	53,12	53,17
	[0,14]	[0,18]	[0,10]	[0,15]
Antigüedad en la categoría	11,65	11,69	13,28	13,25
	[0,10]	[0,15]	[0,10]	[0,17]
Publicaciones, ponderadas por coautores	6,64	6,58	8,91	8,40
	[0,23]	[0,27]	[0,36]	[0,38]
Citas por publicación	11,13	11,12	12,27	11,66
	[0,25]	[0,32]	[0,28]	[0,32]

Notas: *La muestra incluye 455 pruebas de habilitación a profesor titulas y 436 pruebas de habilitación a Catedrático. Los errores estándar se muestran entre corchetes. La composición efectiva del tribunal es la decidida por sorteo. La composición esperada del tribunal refleja las características de los potenciales evaluadores. Los detalles del cálculo de esta variable figuran en el Apéndice B. Fuente: elaboración propia.*

Tabla 5. Relación entre el número de evaluadoras en el tribunal y el éxito de candidatos y candidatas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Pruebas de habilitación a Profesor Titular						
	Todas	Ingeniería	Matemáticas y Física	Medicina	Biología y Química	Ciencias Sociales	Humanidades
Candidata	-0,020***	-0,001	-0,009	-0,011	-0,059***	-0,025*	-0,023***
	(0,005)	(0,012)	(0,009)	(0,012)	(0,012)	(0,015)	(0,009)
Proporción de evaluadoras	0,017	0,003	0,011	0,019	-0,013	0,034	0,033
	(0,012)	(0,029)	(0,009)	(0,052)	(0,043)	(0,044)	(0,028)
Candidata * Proporción de evaluadoras	-0,053**	-0,086	-0,054	-0,029	-0,009	-0,082	-0,068
	(0,026)	(0,102)	(0,036)	(0,112)	(0,091)	(0,087)	(0,050)
Proporción esperada de evaluadoras	0,021	-0,017	0,038	-0,082**	0,076	-0,108	-0,013
	(0,015)	(0,057)	(0,077)	(0,037)	(0,094)	(0,080)	(0,034)
Candidata * proporción esperada	-0,026	-0,070	-0,134	0,138**	-0,104	0,120	0,037
	(0,034)	(0,164)	(0,229)	(0,063)	(0,189)	(0,158)	(0,064)
Plazas por candidato	0,926***	0,943***	0,994***	1,014***	0,879***	0,828***	0,927***
	(0,022)	(0,026)	(0,018)	(0,042)	(0,049)	(0,143)	(0,022)
Constante	0,120***	0,113***	0,082***	0,096***	0,169***	0,118***	0,141***
	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,005)	(0,007)	(0,008)	(0,005)
R^2 ajustado	0,033	0,030	0,030	0,035	0,035	0,024	0,030
Número de observaciones	18792	3028	3260	2342	1929	2689	5544
	Pruebas de habilitación a Catedrático						
	Todas	Ingeniería	Matemáticas y Física	Medicina	Biología y Química	Ciencias Sociales	Humanidades
Candidata	-0,014**	0,010	-0,012	-0,018	-0,018	-0,021	-0,014*
	(0,006)	(0,021)	(0,013)	(0,021)	(0,015)	(0,017)	(0,008)
Proporción de evaluadoras	-0,042***	-0,066	0,002	-0,120***	0,015	-0,060	-0,050*
	(0,016)	(0,063)	(0,030)	(0,045)	(0,038)	(0,047)	(0,026)
Candidata * Proporción de evaluadoras	0,127***	0,363	-0,009	0,356***	-0,054	0,186	0,129*
	(0,046)	(0,341)	(0,139)	(0,121)	(0,115)	(0,122)	(0,069)
Proporción esperada de evaluadoras	0,018	0,119	0,011	0,090**	-0,068	0,045	-0,005
	(0,022)	(0,122)	(0,050)	(0,038)	(0,082)	(0,056)	(0,035)
Candidata * proporción esperada	0,009	-0,782	-0,021	-0,218*	0,290	-0,030	0,082
	(0,059)	(0,695)	(0,346)	(0,121)	(0,231)	(0,186)	(0,081)
Plazas por candidato	0,965***	1,017***	0,999***	1,001***	0,956***	0,984***	0,950***
	(0,003)	(0,085)	(0,002)	(0,003)	(0,011)	(0,014)	(0,016)
Constante	0,102***	0,091***	0,083***	0,103***	0,113***	0,116***	0,102***
	(0,002)	(0,004)	(0,002)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,003)
R^2 ajustado	0,028	0,015	0,020	0,034	0,029	0,024	0,035
Número de observaciones	13224	1214	1877	1473	2511	1603	4546

Notas: *Estimaciones por MCO. Los errores estándar están agrupados por solicitante y por prueba. "Proporción de evaluadoras" es la diferencia entre la proporción real y la esperada. Todas las variables de control han sido reescaladas con media de cero en la correspondiente submuestra de individuos, de forma que la constante indica la probabilidad de éxito de un varón en el tribunal medio.*

Tabla 6. Relación entre el número de evaluadoras en el tribunal y el éxito de candidatos y candidatas – No linealidades

	(1)	(2)
	Pruebas de habilitación a Profesor Titular	**Pruebas de habilitación a Catedrático**
Candidata	-0,002	-0,032***
	(0,008)	(0,009)
Una evaluadora	0,006	-0,005
	(0,004)	(0,003)
Dos evaluadoras	0,008*	-0,011*
	(0,005)	(0,006)
Tres evaluadoras	0,001	-0,009
	(0,008)	(0,010)
4 o más evaluadoras	0,016*	-0,037*
	(0,009)	(0,020)
Candidata*Una evaluadora	-0,017	0,021*
	(0,013)	(0,013)
Candidata*Dos evaluadoras	-0,024*	0,037*
	(0,013)	(0,020)
Candidata*Tres evaluadoras	-0,016	0,033
	(0,014)	(0,031)
Candidata*Cuatro o más evaluadoras	-0,047**	0,088**
	(0,018)	(0,044)
Constante	0,114***	0,107***
	(0,003)	(0,003)
R^2 ajustado	0,033	0,029
Número de observaciones	18792	13224

Notas: *Estimaciones por MCO. Los errores estándar están agrupados por prueba e individuo. Se incluyen entre los regresores las probabilidades de que haya una, dos, tres, cuatro, cinco, seis o siete mujeres, las interacciones de estas probabilidades con la dummy "Candidata", y el número de plazas por candidato. Todas las variables de control han sido reescaladas con media de cero en la correspondiente submuestra de individuos.*

Tabla 7. Relación entre las características del tribunal y el éxito de los/as candidatos/as

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Pruebas de habilitación a Profesor Titular		Pruebas de habilitación a Catedrático	
	Todas	Excluyendo Humanidades	Todas	Excluyendo Humanidades
Candidata	-0,020***	-0,018***	-0,014**	-0,011
	(0,004)	(0,005)	(0,006)	(0,008)
Proporción de evaluadoras	0,022*	0,016	-0,040**	-0,039*
	(0,011)	(0,012)	(0,016)	(0,020)
Candidata * Proporción de evaluadoras	-0,063**	-0,058*	0,117**	0,134**
	(0,025)	(0,030)	(0,047)	(0,062)
Edad de los evaluadores	0,000	0,001	-0,000	-0,000
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Candidata * Edad de los evaluadores	-0,000	-0,001	0,001	0,001
	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,004)
Antigüedad en la categoría de los evaluadores	0,001	0,001	0,001	0,000
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Candidata * Antigüedad en la categoría de los evaluadores	-0,004	-0,005*	-0,003	-0,001
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,003)
Publicaciones de los evaluadores		-0,007		-0,006
		(0,005)		(0,006)
Candidata * Publicaciones de los evaluadores		0,020		0,024
		(0,014)		(0,024)
Citas por publicación recibidas por los evaluadores		-0,008		-0,003
		(0,005)		(0,006)
Candidata * Citas por publicación recibidas por los evaluadores		0,005		0,013
		(0,015)		(0,020)
Constante	0,120***	0,111***	0,102***	0,101***
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
R^2 ajustado	0,034	0,034	0,029	0,026
Número de observaciones	18792	13248	13224	8678

Notas: *Estimaciones por MCO. Los errores estándar están agrupados por solicitante y prueba. "Proporción de evaluadoras", "Edad de los evaluadores", "Antigüedad en la categoría de los evaluadores", "Publicaciones de los evaluadores" y "Citas por publicación recibidas por los evaluadores" representan la diferencia entre el valor real de la variable correspondiente y el valor esperado. La edad y la antigüedad se miden en años. Publicaciones y citas han sido estandarizados con media cero y una desviación típica dentro del conjunto correspondiente de potenciales evaluadores. Todas las regresiones incluyen variables de control para el número de plazas por candidato, la proporción esperada de mujeres entre los evaluadores, la edad y la antigüedad de los evaluadores interactuadas con la dummy "Candidata". Todos las variables de control han sido reescaladas con media cero dentro de la correspondiente submuestra de individuos.*

Tabla 8. Relación entre el número de evaluadoras en el tribunal y el éxito de candidatos y candidatas, por edad y por tiempo de desplazamiento

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Pruebas de habilitación a Profesor Titular		**Pruebas de habilitación a Catedrático**			
	Edad:		Edad:		Tiempo de desplazamiento:	
	36	>36	46	>46	¯ mediana	> mediana
Candidata	-0,027***	-0,014**	-0,018**	-0,012	-0,016**	-0,010
	(0,007)	(0,006)	(0,007)	(0,008)	(0,008)	(0,008)
Proporción de evaluadoras	-0,028	0,066***	-0,021	-0,074**	-0,037	-0,047
	(0,022)	(0,025)	(0,029)	(0,032)	(0,030)	(0,031)
Candidata* Proporción de evaluadoras	-0,007	-0,105**	0,179***	0,082	0,118*	0,140**
	(0,036)	(0,041)	(0,060)	(0,068)	(0,065)	(0,071)
Constante	0,130***	0,109***	0,099***	0,108***	0,107***	0,096***
	(0,004)	(0,004)	(0,003)	(0,004)	(0,003)	(0,003)
R^2 ajustado	0,034	0,036	0,028	0,032	0,026	0,031
Número de	9355	8298	6764	5586	6386	6324

Notas: *Estimaciones por MCO. Los errores estándar están agrupados por prueba e individuo. "Proporción de evaluadoras" representa la diferencia entre la proporción real y la proporción esperada de evaluadoras en el tribunal. El valor mediano del tiempo de desplazamiento por carretera es de 4 horas y 30 minutos. Se incluyen entre los regresores el número de plazas por candidato, la proporción esperada de evaluadoras y su interacción con el variable "Candidata". Todas las variables de control han sido reescaladas con media de cero en la correspondiente submuestra de individuos.*

Tabla 9. Tasas de éxito de los/as candidatos/as, condicional en su calidad investigadora

		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Pruebas de habilitación a Profesor Titular						
	Excluyendo Humanidades		Ingeniería	Matemáticas y Física	Medicina	Biología y Química	Ciencias Sociales
Candidata	-0,018***	-0,019***	-0,006	-0,010	-0,009	-0,056***	-0,024*
	(0,006)	(0,005)	(0,014)	(0,009)	(0,012)	(0,011)	(0,013)
Proporción de evaluadoras	0,012	0,012	0,006	0,018**	0,027	-0,026	0,019
	(0,013)	(0,012)	(0,027)	(0,009)	(0,054)	(0,041)	(0,039)
Candidata * Proporción de evaluadoras	-0,044	-0,044	-0,068	-0,058*	-0,034	0,012	-0,061
	(0,032)	(0,031)	(0,106)	(0,033)	(0,116)	(0,079)	(0,083)
Publicaciones, ponderadas por coautores	-	0,017***	0,018***	0,021***	0,014*	0,003	0,023***
		(0,003)	(0,006)	(0,004)	(0,007)	(0,008)	(0,007)
Citas por publicación	-	0,011***	0,003	0,007**	0,009	0,024***	0,012*
		(0,003)	(0,006)	(0,004)	(0,006)	(0,008)	(0,006)
Edad	-	-0,018***	-0,030***	-0,014***	-0,011**	-0,011	-0,021***
		(0,003)	(0,006)	(0,005)	(0,006)	(0,008)	(0,005)
Constante	0,111***	0,111***	0,114***	0,078***	0,098***	0,170***	0,116***
	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,005)	(0,007)	(0,007)
R^2 ajustado	0,033	0,042	0,043	0,041	0,042	0,041	0,037
Número de observaciones	12433	12433	2813	2947	2271	1852	2550
	Pruebas de habilitación a Catedrático						
	Excluyendo Humanidades		Ingeniería	Matemáticas y Física	Medicina	Biología y Química	Ciencias Sociales
Candidata	-0,013*	-0,009	-0,001	-0,006	-0,016	-0,012	-0,020
	(0,008)	(0,008)	(0,021)	(0,013)	(0,021)	(0,015)	(0,019)
Proporción de evaluadoras	-0,042*	-0,037*	-0,061	0,002	-0,129***	0,021	-0,073
	(0,022)	(0,022)	(0,067)	(0,034)	(0,048)	(0,041)	(0,056)
Candidata * Proporción de evaluadoras	0,158**	0,144**	0,390	-0,004	0,368***	-0,038	0,222
	(0,064)	(0,064)	(0,337)	(0,139)	(0,125)	(0,116)	(0,142)
Publicaciones, ponderadas por coautores	-	0,027***	0,037***	0,024***	0,015*	0,031***	0,024**
		(0,004)	(0,011)	(0,007)	(0,008)	(0,006)	(0,012)
Citas por publicación	-	0,014***	0,011	0,030***	0,009	0,007	0,014
		(0,003)	(0,007)	(0,008)	(0,008)	(0,006)	(0,011)
Edad	-	-0,004	-0,007	-0,001	-0,008	0,001	-0,011
		(0,003)	(0,007)	(0,006)	(0,007)	(0,006)	(0,007)
Constante	0,104***	0,102***	0,094***	0,082***	0,105***	0,113***	0,117***
	(0,002)	(0,002)	(0,004)	(0,002)	(0,005)	(0,005)	(0,006)
R^2 ajustado	0,027	0,039	0,038	0,043	0,041	0,041	0,041
Número de observaciones	8084	8084	1137	1686	1400	2394	1467

Notas: *Estimaciones por MCO. Los errores estándar están agrupados por solicitante y prueba. Los individuos cuya edad no está disponible han sido excluidos de todas las regresiones. "Proporción de evaluadoras" es la diferencia entre el porcentaje real y esperado de evaluadoras en el comité. Todas las regresiones incluyen como variables de control el número de plazas por candidato, y el porcentaje esperado de evaluadoras interactuados con la variable "Candidata". Todos las variables de control han sido reescaladas con media de cero en la correspondiente submuestra de individuos. Las publicaciones, citas por publicación y la edad están normalizadas para los candidatos en cada prueba.*

Tabla 10. Relación entre el número de evaluadoras en el tribunal y el éxito de candidatos y candidatas, por tamaño y grado de feminización de la disciplina

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Pruebas de habilitación a Profesor Titular			
	Feminización:		Tamaño:	
	mediana	>mediana	mediana	>mediana
Candidata	-0,019***	-0,021***	-0,019***	-0,022***
	(0,006)	(0,007)	(0,006)	(0,007)
Proporción de evaluadoras	0,014	0,020	0,017	0,021
	(0,011)	(0,025)	(0,021)	(0,014)
Candidata * Proporción de evaluadoras	-0,058*	-0,055	-0,055	-0,053
	(0,034)	(0,044)	(0,044)	(0,033)
Constante	0,105***	0,138***	0,138***	0,103***
	(0,002)	(0,004)	(0,003)	(0,003)
R^2 ajustado	0,031	0,031	0,027	0,034
Número de pruebas	224	231	319	136
Número de observaciones	10434	8358	9331	9461
	Pruebas de habilitación a Catedrático			
	Feminización:		Tamaño:	
	mediana	>mediana	mediana	>mediana
Candidata	-0,021**	-0,010	-0,019**	-0,009
	(0,009)	(0,007)	(0,008)	(0,009)
Proporción de evaluadoras	-0,026	-0,050**	-0,067***	-0,020
	(0,023)	(0,021)	(0,025)	(0,021)
Candidata * Proporción de evaluadoras	0,144	0,132**	0,195***	0,058
	(0,122)	(0,052)	(0,068)	(0,062)
Constante	0,094***	0,107***	0,116***	0,087***
	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,002)
R^2 ajustado	0,026	0,029	0,032	0,021
Número de pruebas	167	269	287	149
Número de observaciones	5367	7857	6757	6467

Notas: *Estimaciones por MCO. Los errores estándar están agrupado por prueba e individuo. "Proporción de evaluadoras" es la diferencia entre la proporción real y esperado de evaluadoras en el comité. En la disciplina media hay 278 profesores titulares. La proporción profesoras titulares es igual al 28%. Se incluyen entre los regresores la proporción de evaluadoras, su interacción con la variable "Candidata", y el número de plazas por candidato. Todos las variables de control han sido reescaladas con media cero en la correspondiente submuestra de individuos.*

Tabla 11. Relación entre el número de evaluadoras en el tribunal y el éxito de candidatos y candidatas, por categoría de los evaluadores

	Pruebas de habilitación a Profesor Titular
Candidata	-0,020***
	(0,005)
Proporción de catedráticas en el tribunal	0,011
	(0,026)
Candidata * Proporción de catedráticas en el tribunal	-0,034
	(0,057)
Porcentaje de profesoras titulares en el tribunal	0,021
	(0,015)
Candidata * Proporción de profesoras titulares en el tribunal	-0,062*
	(0,034)
Constante	0,120***
	(0,002)
R^2 ajustado	0,033
Número de observaciones	18792

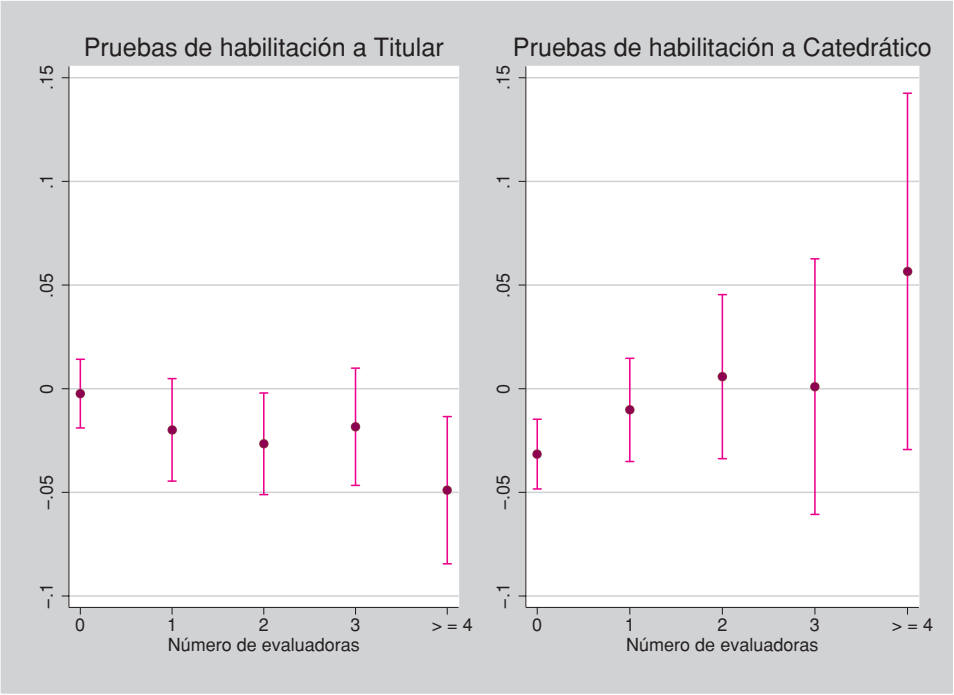
Notas: *Estimaciones por MCO. Los errores estándar están agrupados por prueba e individuo. "Proporción de catedráticas en el tribunal" y "Proporción de profesoras titulares en el tribunal" representan la diferencia entre la proporción real y la proporción esperada en el tribunal. Se incluyen entre los regresores el número de plazas por candidato, la proporción esperada de catedráticas en el tribunal y la proporción esperada de profesoras titulares en el tribunal, interactuados con la variable "Candidata". Todas las variables de control han sido reescaladas con media de cero en la correspondiente submuestra de individuos.*

Tabla 12. Relación entre el número de evaluadoras en el tribunal y el éxito de candidatos y candidatas, por afiliación de los evaluadores

	Pruebas de habilitación a Catedrático
Candidata	-0,014**
	(0,006)
Proporción de evaluadoras de otras universidades	-0,043**
	(0,017)
Candidata * Proporción de evaluadoras de otras universidades	0,124***
	(0,046)
Proporción de evaluadoras de la universidad del candidato	0,285**
	(0,135)
Candidata * Proporción de evaluadoras de la universidad del candidato	0,066
	(0,211)
Proporción de evaluadores varones de la universidad del candidato	0,280***
	(0,044)
Candidata * Proporción de evaluadores varones de la universidad del candidato	-0,027
	(0,079)
Constante	0,102***
	(0,002)
R^2 ajustado	0,035
Número de observaciones	13224

Notas: Estimaciones por MCO. Los errores estándar están agrupados por prueba e individuo. "Proporción de evaluadoras ..." representa la diferencia entre el valor real y el valor esperado de dicha variable. Se incluyen entre los regresores el número de plazas por candidato, el porcentaje esperado de evaluadoras y evaluadores varones de la universidad del candidato, y la proporción esperada de evaluadoras y evaluadores varones de otras universidades, interactuados con la variable "Candidata". Todos las variables de control han sido reescaladas con media de cero en la correspondiente submuestra de individuos.

Figura 1. Relación entre el número de evaluadoras en el tribunal y el éxito de candidatos y candidatas



Notas: *El eje de ordenadas representa la diferencia entre la tasa de éxito de los candidatos varones y la tasa de éxito de las candidatas, a partir de la estimación presentada en la Tabla 6. Intervalos de confianza al 95%.*

Apéndice A: Variables

A continuación se describe como fueron construidas las variables relativas a género, edad, antigüedad en la categoría, afiliación y producción investigadora.

1. Género

Se ha utilizado la información contenida en el nombre para identificar el género. En aquellos casos en los que no era posible identificar el género basándose en el nombre propio se buscó online alguna fotografía personal o documento que permitiese asignar el género.

2. Edad

No observamos directamente la edad de los individuos. Hemos asignado una edad aproximada a los individuos de nacionalidad española a partir del número de documento nacional de identidad (DNI). En España cada comisaría de policía asigna un rango de números de DNI de manera correlativa. Por lo tanto, es probable que dos españoles con DNI similares sean de la misma edad (y origen geográfico)[31]. Para construir el algoritmo de asignación de la edad, hemos utilizado un registro de información que contiene la fecha de nacimiento y el DNI de 1.8 millones de individuos anonimizados, a partir del cual hemos creado una tabla de correspondencias que asigna el año de nacimiento en función de los primeros cuatro dígitos del DNI de un individuo (rangos de 10.000 números). Para contrastar la precisión de esta correspondencia, hemos aplicado esta correspondencia al escalafón de secretarios judiciales, que contiene tanto el DNI como la fecha de nacimiento de unos 3.000 individuos. En un 95% de los casos la edad asignada oscila en el entorno de un intervalo de tres años respecto de la edad real del individuo.

Con el fin de minimizar potenciales errores, en el caso de que la proxy de edad construida de esta manera indique que un candidato a Profesor

31. Hay algunas excepciones. Por ejemplo, esta metodología no consigue identificar la edad de aquellos individuos que obtuvieron la nacionalidad con una edad superior a los 14 años. Esto afectaría especialmente a los inmigrantes naturalizados. No obstante, en España la tasa de inmigración ha sido muy escasa hasta finales de los años 90. Adicionalmente, algunos padres pueden haber solicitado el DNI para sus hijos antes de que cumplieran 14 años. Este hecho puede haber ocurrido especialmente después de que España entrara a mediados de los 90 en la zona Schengen y los DNI se convirtieran en una documentación válida para viajar a muchas ciudades europeas, pero esto no afecta a los individuos con edad para optar a una plaza de profesor en el período considerado.

Titular tiene menos de 27 años o que un aspirante a catedrático tiene menos de 35 años, no se define el campo relativo a la variable edad para esa observación (alrededor del 5% de la muestra).

3. Afiliación y antigüedad en el empleo

El Ministerio proporciona información acerca de la afiliación y la antigüedad en la categoría de los potenciales evaluadores. Dado que la mayoría de los candidatos a catedrático son a su vez elegibles para ser evaluadores en las pruebas de habilitación a Profesor Titular, ha sido posible obtener su afiliación simplemente emparejando la lista de evaluadores elegibles con la lista de candidatos. Utilizando este procedimiento, ha sido posible obtener información acerca de la afiliación y la antigüedad para el 93% de los candidatos a catedrático. La información para el 7% de los candidatos restantes ha sido obtenida realizando una búsqueda en el Boletín Oficial de Estado o, en unos pocos casos, directamente de sus currículum.

4. Producción Investigadora

La información referente a las publicaciones científicas procede de Thompson ISI Web of Science (ISI). La base de datos ISI incluye más de 10.000 revistas de alto impacto en Ciencias, Ingeniería, Medicina y Ciencias Sociales, así como cobertura de Actas Internacionales de más de 110.000 conferencias. Hemos recogido la información correspondiente a todos los artículos publicados desde 1972 por autores con afiliación a una institución española, así como el número de citas recibidas por estas publicaciones a fecha de Julio de 2009. No se ha recogido información relativa al área de Humanidades, ya que ISI proporciona probablemente una medida pobre de la calidad en este ámbito.

El proceso de asignación de los artículos a los individuos no es trivial y requiere la resolución de una serie de dilemas. ISI proporciona, para cada publicación, información acerca del apellido e inicial de cada autor. En España hay algunos apellidos que son muy comunes (i.e. García, Fernández, González), lo que puede crear problemas de homonimia. Además, a diferencia de otros países, las personas tienen dos apellidos (el paterno y el materno). Un análisis de los datos indica que algunos autores españoles firman los artículos con ambos apellidos, sólo con su apellido materno o su apellido paterno, o incluso a veces unen ambos apellidos con un guión. Asimismo, los autores firman a veces usando únicamente su primer nombre propio, su segundo nombre propio o ambos.

Para tratar todos los problemas anteriormente mencionados se utiliza el siguiente procedimiento de emparejamiento. Primero, asignamos todas las publicaciones y profesores en nuestra muestra a una categoría de disciplinas ampliamente definida. Con el fin de imputar disciplinas de investigación comparables tanto para las publicaciones como para los individuos, se agregan tanto las áreas disciplinarias definidas por el Ministerio de Educación como las disciplinas ISI en las siguientes categorías: Agricultura; Farmacia; Biología; Geología; Física; Matemáticas y Ciencias Informáticas; Ingeniería; Medicina, Veterinaria y Farmacología; Economía y Empresa; Psicología, Sociología y Ciencias Políticas[32]. En segundo lugar, en cada disciplina se emparejan las publicaciones con los individuos en la base de datos usando la información disponible acerca de sus apellidos e inicial del nombre propia. En concreto, la publicación se asigna a un individuo en la lista de los evaluadores elegibles si la publicación pertenece a la misma categoría disciplinaria que el individuo, y si el apellido del autor y sus iniciales, tal y como son facilitadas por ISI, coinciden (i) con el primer apellido y la inicial del primer nombre, (ii) con el segundo apellido y la primera inicial del nombre, (iii) con el primer apellido y el segundo apellido unidos por medio de un guión y la primera inicial del nombre. El proceso descrito en (i) a (iii) se repite sustituyendo la inicial del primer nombre con la inicial del segundo nombre. Si una publicación tiene más de un emparejamiento posible, el valor de esta publicación se divide por el número de emparejamientos posibles.

Dado que la propensión a publicar varía de manera substancial entre las distintas disciplinas, hemos normalizado el número de publicaciones individuales de forma que tengan media cero y desviación estándar uno ya sea entre los que participantes en la misma prueba de habilitación o entre los evaluadores elegibles para una prueba. Por otro lado, el número de citas que recibe una publicación depende del tiempo transcurrido entre la fecha de publicación y la fecha en la que se observa el número de citas recibidas. Por lo tanto, hemos normalizado el número de citas recibidas por cada publicación sustrayendo el numero medio de citas recibidas por artículos de autores españoles en la disciplina ISI correspondiente en ese mismo año y después dividiéndolo por la correspondiente desviación estándar. A continuación, hemos calculado para cada individuo de la muestra el número medio de citas por publicación recibidas. Para

32. En la práctica, excepto en el caso de las revista Science y Nature, ISI asigna categorías científicas directamente a cada revista científica, no a cada artículo. Muy excepcionalmente una publicación es asignada a más de un grupo de disciplinas.

individuos que no tienen publicaciones ISI, esta variable toma el valor mínimo en la disciplina correspondiente. Finalmente, de manera similar a como se ha hecho con el número de publicaciones, se normaliza el número de citas por publicación de los individuos de forma que tenga media cero y desviación estándar.

Apéndice B: La proporción esperada de evaluadoras

En las pruebas en los que la lista de evaluadores elegibles incluye no más de un investigador CSIC y/o no más de un profesor emérito, la proporción esperada de evaluadoras en el tribunal es igual a la proporción de mujeres en la lista de evaluadores elegibles. Sin embargo, como se señaló en la Sección 3, el mecanismo de asignación no permite que más de un investigador CSIC y no más de un investigador emérito formen parte del tribunal. En el caso de que un segundo individuo perteneciente a alguna de estas categorías sea seleccionado, la selección no es tenida en cuenta. Por lo tanto, si la lista de evaluadores elegibles contiene más de un investigador CSIC o más de un profesor emérito, el cálculo del valor esperado del porcentaje de mujeres en el comité debe tener en cuenta la existencia de ambas reglas. La probabilidad de que al menos un investigador sea elegido de entre el grupo de elegibles, p_R, y la probabilidad de que al menos un profesor emérito sea elegido, p_E, es igual a:

$$p_R = 1 - \frac{\binom{R}{0}\binom{P+E}{7-0}}{\binom{P+E+R}{7}}, \quad p_E = 1 - \frac{\binom{E}{0}\binom{P+R}{7-0}}{\binom{P+E+R}{7}}$$

donde R es el número de investigadores que forman parte del conjunto de evaluadores potenciales, E es el número de profesores eméritos y P es el número de profesores elegibles que no son eméritos. Una vez que estas probabilidades son computadas, es posible calcular el valor esperado de la proporción de mujeres evaluadoras en una prueba de habilitación a Catedrático utilizando la siguiente fórmula:

$$\mu = \frac{1}{7}[p_R p_E (s_R + s_E + 5s_P) + p_E (1 - p_R)(s_E + 6s_P) + p_R (1 - p_E)(s_R + 6s_P) + (1 - p_R)(1 - p_E)7s_P],$$

donde s_j indica la proporción de mujeres en el grupo j y $j \in \{R, E, P\}$.

A continuación, calculamos la proporción esperada de mujeres evaluadoras en las pruebas de habilitación a Profesor Titular. La probabilidad de que al menos un investigador (júnior) del CSIC sea seleccionado del grupo de evaluadores elegibles en la categoría de Profesor Titular, p_I, y la probabilidad de que menos un profesor emérito sea seleccionado, p_O, es igual a:

$$p_I = 1 - \frac{\binom{I}{0}\binom{A+O}{7-0}}{\binom{A+O+I}{7}}, \quad p_O = 1 - \frac{\binom{E}{0}\binom{A+I}{7-0}}{\binom{A+O+I}{7}}$$

donde I representa el número de investigadores CSIC en el grupo de elegibles, O es el número de profesores titulares eméritos y A es el numero de titulares no eméritos. La proporción esperada de mujeres entre los evaluadores que son o bien catedráticos o bien investigadores o profesores eméritos (elegidos primero) es igual a:

$$\mu_1 = \frac{1}{3}[p_R p_E (s_R + s_E + s_P) + p_E (1 - p_R)(s_E + 2s_P) + p_R (1 - p_E)(s_R + 2s_P) + (1 - p_R)(1 - p_E) 3s_P],$$

y la proporción esperada de mujeres entre los evaluadores que son o bien profesores titulares, o bien investigadores júnior o profesores eméritos (elegidos en segundo lugar)

$$\begin{aligned}\mu_2 = \frac{1}{4}[&(1 - p_R)(1 - p_E) * [p_I p_O (s_I + s_O + 2s_A) + p_O (1 - p_I)(s_O + 3s_A) \\ &+ p_I (1 - p_O)(s_I + 3s_A) + (1 - p_I)(1 - p_O) 4s_A] \\ &+ p_R (1 - p_E) * [p_O (s_O + 3s_A) + (1 - p_O) 4s_A] \\ &+ p_E (1 - p_R) * [p_I (s_I + 3s_A) + (1 - p_I) 4s_A] + p_E p_R * 4s_A],\end{aligned}$$

donde s_j es la proporción de mujeres entre los evaluadores elegibles pertenecientes a grupo $j \in \{I, O, A\}$. Finalmente, la proporción esperada de evaluadoras dentro del tribunal de una prueba de habilitación a Profesor Titular es igual:

$$\mu = \frac{1}{7}[3\mu_1 + 4\mu_2]$$

Siguiendo esta metodología también es posible calcular la composición esperada del tribunal en términos de cualquiera de las otras características observadas del tribunal.

Apéndice C: No linealidades.

La probabilidad de que un cierto número de mujeres sea seleccionada para formar parte del tribunal en las pruebas de habilitación a Catedrático es igual a:[33]

$$p(d)=\frac{\binom{F}{d}\binom{M}{7-d}}{\binom{F+M}{7}},\quad \forall d\in\{0\ldots7\}$$

donde F es el número total de mujeres entre los evaluadores elegibles para la prueba correspondiente, y M es el número de evaluadores varones. En las pruebas de habilitación a Profesor Titular la probabilidad de que haya cero, una, ..., o siete mujeres en el comité requiere un cálculo ligeramente más complejo. En primer lugar, es necesario calcular la probabilidad de que haya cero, una, dos o tres catedráticas (o profesoras de investigación del CSIC) en el tribunal y cero, una, ..., o cuatro profesoras titulares (o investigadoras científicas del CSIC):

$$p_1(d_1)=\frac{\binom{F_1}{d_1}\binom{M_1}{3-d_1}}{\binom{F_1+M_1}{3}},\quad \forall d_1\in\{0\ldots3\};\qquad p_2(d_2)=\frac{\binom{F_2}{d_2}\binom{M_2}{4-d_2}}{\binom{F_2+M_2}{4}},\quad \forall d_2\in\{0\ldots4\},$$

dónde F_1 y F_2 son el número de catedráticas y profesoras titulares elegibles, respectivamente, M_1 y M_2 son el número de catedráticos y profesores titulares varones elegibles, respectivamente. La probabilidad de que haya cero, una, ..., o siete evaluadoras en una prueba dada sería igual a:

$$p(d)=\sum_{\substack{d_1,d_2:(4)\\ d_1+d_2=d}} p_1(d_1)*p_2(d_2),\quad \forall d\in\{0\ldots7\}$$

33. En las pruebas de habilitación en las que las listas de elegibles incluyen más de un investigador y/o más de un profesor emérito, se aplica el procedimiento de ponderación descrito en el Apéndice B.

Retribución Variable y Producción Judicial[1]

Manuel Bagüés
Universidad Carlos III
Berta Esteve-Volart
York University, Toronto, Canadá

1. Introducción

Según el *World Economic Forum*, el sistema judicial español se sitúa por debajo de la media mundial en términos de eficiencia[2]. Uno de sus principales problemas es la existencia de largos retrasos en la resolución de los casos[3]. Por ejemplo, en 2008, la suma de casos pendientes y casos nuevos fue un 32% superior al número de casos resueltos ese año[4].

1. Agradecemos los útiles comentarios y sugerencias de Mireia Artigot Golobardes, Benito Arruñada, Carlos Gómez, Fernando Gómez Pomar, Nic Morgan, Pablo Salvador Coderch, Javier Senac y los participantes en las presentaciones del seminario en el Departamento de Derecho de la Universitat Pompeu Fabra y en el FEDEA *Workshop* sobre Talento, Esfuerzo y Movilidad Social. Estamos especialmente agradecidos al Consejo General del Poder Judicial y a la Fundación de Estudios de Económica Aplicada (FEDEA) por su amabilidad al permitirnos acceder a datos anonimizados sobre producción judicial. Este documento fue preparado mientras el primer autor realizaba una estancia en el Banco de España y el CEMFI, cuya hospitalidad agradecemos. También agradecemos el apoyo económico del *Social Sciences and Humanities Research Council of Canada* y el Ministerio de Ciencia y Tecnología (Becas de investigación ECO2008-06395-C05-05 y ECO2008-01116). Cualquier posible error u omisión es de nuestra exclusiva responsabilidad.

2.España ocupa el puesto 68 en una muestra de 133 países, justo después de Malawi, Mali, Zambia, Ghana y Uruguay, e inmediatamente antes de Uganda. *The Global Competitiveness Report 2009-2010*, *World Economic Forum*, pág. 354.

3.*Rule of Law Index 2009*, *World Justice Project*, pág. 142.

4.Esta información procede de Salvador Coderch (2010), quien a su vez utiliza datos de *La Justicia Dato a Dato. Año 2008. Estadística Judicial*, Consejo General del Poder Judicial, pág. 41.

En este trabajo utilizamos información sobre la producción individual de los jueces españoles entre 2003 y 2008, y estudiamos el efecto que ha tenido sobre la producción de los jueces la introducción de un sistema de retribución variable a principios de este período. Tradicionalmente, los jueces españoles han recibido un salario fijo; sin embargo, a finales del año 2003 se introdujo un esquema de retribución variable que establecía una relación directa entre el pago y el rendimiento, intentado aumentar así la productividad. Para ello, se calculó un nivel de referencia de producción en base a la categoría y el tribunal de destino. Los jueces cuyo desempeño superase este nivel de referencia en un 20% serían recompensados con un complemento del 5% sobre su sueldo bruto; a su vez, los jueces cuya producción no llegase al 80% del valor de referencia podrían ser penalizados con una reducción de su salario de un 5%. El sistema, tras ser anulado por el Tribunal Supremo en 2006, fue reintroducido en 2007 con algunas modificaciones. Además de la bonificación del 5% para aquellos jueces cuyo desempeño superase el nivel de referencia en un 20%, se decidió que los jueces cuya producción se situase entre el 100% y 120% del nivel de referencia recibirían una prima del 3%. Por el contrario, se eliminó la penalización a aquellos jueces cuya producción no llegase al 80% del valor de referencia.

La evidencia sugiere que la introducción del primer sistema de retribución variable dio lugar a un aumento de la producción media, aunque los efectos difieren a lo largo de la distribución. Si bien el número de jueces que superó el umbral del 120% aumentó, encontramos también una reducción en el número de jueces con altos niveles de producción. Este resultado es consistente con un potencial deterioro de los incentivos intrínsecos. Por el contrario, el segundo sistema de retribución variable dio lugar a un aumento de los costes salariales sin aumentar la producción media.

Es probable que, como ha sucedido en otras situaciones similares, la introducción de un sistema de retribución por rendimiento pueda haber afectado a la calidad de las decisiones judiciales. Desafortunadamente, la ausencia de información adecuada nos impide evaluar dichos efectos. El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 resume la bibliografía relacionada, la Sección 3 ofrece información básica sobre los esquemas de remuneración en el sistema judicial español, y la Sección 4 describe los datos disponibles y presenta el análisis empírico. Finalmente, en la Sección 5 se discuten los resultados alcanzados.

2. Bibliografía relacionada

La justificación habitual para la introducción de un esquema de retribución ligado al desempeño es en general simple: según la teoría económica, remunerar en base a la producción induce a los trabajadores a ejercer un mayor esfuerzo. Diversos estudios han documentado cómo la retribución variable puede aumentar la productividad de los trabajadores (Lazear 2000, Oettinger 2001, Paarsch y Shearer 2000). Otra ventaja de la retribución variable está asociada a la auto-selección de los trabajadores: la retribución ligada al desempeño podría atraer a empleados más productivos (Lazear 1986, 2000; Oettinger 2001).

Sin embargo, el sistema de retribución variable también puede generar diversos problemas. Por ejemplo, puede inducir a los agentes a comportarse de forma estratégica, lo que puede resultar en mayor cantidad producida, a costa de una menor calidad (Paarsch y Shearer 2000). En particular, cuando la calidad es difícil de observar, puede ser demasiado costoso garantizar que la calidad no se deteriora con la retribución por rendimiento (Holmstrom y Milgrom 1991).

Varios autores plantean la posibilidad de que esto haya ocurrido en el sistema judicial. Doménech Pascual (2008) sugiere que el nuevo sistema de remuneración podría haber distorsionado las prácticas judiciales y documenta distintas formas de comportamiento oportunista. Por ejemplo, sostiene el autor, los jueces podrían haber decidido no acumular procesos judiciales similares, con el fin de aumentar el número de procesos o, también, podrían haber dado prioridad a aquellos casos más fáciles, con el fin de maximizar el número de casos resueltos. Asimismo, los jueces podrían haber formulado votos particulares que no deberían haberse emitido, por el simple hecho de que el sistema de retribución valora los votos particulares.

Por otra parte, también se ha señalado que la retribución variable puede dar lugar a distorsiones en el ritmo de la actividad. Los agentes podrían distribuir estratégicamente su dedicación entre los distintos periodos, maximizando la remuneración sin alterar la producción total. En el caso de los jueces españoles, cuya producción es valorada cada semestre, cabe la posibilidad de que algunos jueces hayan redistribuido su esfuerzo entre los dos semestres con el fin de alcanzar al menos en uno de ellos el umbral de producción necesario, sin variar su producción anual.

Además, la retribución variable supone costes directos de control (Lazear 1986). En el caso de la producción judicial, debido a su naturaleza, la medida de la producción puede resultar particularmente costosa. La retribución variable también podría afectar la motivación intrínseca de los agentes. Como señalan Gneezy y Rustichini (2000a,b), en algunas ocasiones, introducir una motivación extrínseca (por ejemplo, una retribución monetaria) puede reducir la motivación intrínseca de los individuos, resultando contraproductiva.

3. Antecedentes[5]

A pesar de que la retribución variable no fue formalmente introducida en el sistema judicial hasta finales del año 2003, existen algunos precedentes reseñables. En 1989, el Consejo General del Poder Judicial (CGPJ) fijó unos baremos de volumen razonable de actividad en función del tipo de tribunal, basados en criterios puramente cuantitativos. En 1998, el CGPJ creó un nuevo sistema de módulos, basado en dos criterios: (1) la jornada del juez, que se estimó en 1.650 horas al año, y (2) el tiempo esperado para completar cada tarea judicial, calculado en términos de puntos, de modo que cada punto debía ser equivalente a una hora de trabajo. Este sistema fue ligeramente modificado en el año 2000.

En mayo de 2003 se aprobó una nueva legislación sobre retribución variable (Ley 15/2003, de 26 de mayo). El rendimiento de cada juez se mediría de acuerdo a unos módulos, y aquellos jueces cuya producción superase en un 20% un nivel de referencia prefijado obtendrían una prima de entre el 5 y el 10% de su salario bruto (art. 9.1)[6]. En la práctica, la cuantía aplicada de la prima fue igual al 5%. Por el contrario, los jueces que no llegaran al 80% de la referencia podrían experimentar un recorte salarial del 5% tras la correspondiente investigación por parte del Consejo (art. 9.2).

La Ley 15/2003 remite al CGPJ la regulación de dos elementos fundamentales del sistema: (1) el establecimiento de unos objetivos de

5. Para una descripción más detallada remitimos al trabajo de Doménech Pascual (2008).

6. El porcentaje de la bonificación se determinaba teóricamente en función de dos factores: el presupuesto total asignado a la retribución de prestaciones para el año en cuestión (no podía exceder en ningún caso el 5% del importe total pagado en salarios, art. 9.3.I), y el número de jueces cuyo rendimiento superase el objetivo al menos en un 20% (art. 9.3.II). Sin embargo, el límite del 5% nunca fue alcanzado.

producción para cada destino de la carrera judicial, y (2) la reglamentación que rige las investigaciones en los casos en que la producción hubiera sido inferior al 80% del valor de referencia. A finales de ese mismo año, el CGPJ fijó los objetivos de producción y la reglamentación que debía regir las investigaciones[7].

El sistema de módulos entró en vigor a principios de 2004, aplicándose de forma retroactiva y voluntaria a los dos semestres judiciales del año 2003. A partir del primer semestre de 2004 la declaración se convierte en obligatoria y permanece en vigor hasta que, en febrero de 2006, una sentencia del Tribunal Supremo anula el régimen de retribución variable. La falta de motivación en el cálculo de los módulos y la ausencia de una valoración individualizada del rendimiento fueron los dos argumentos utilizados por el Tribunal. Esta sentencia fue en general bien acogida por el colectivo de jueces quienes, mayoritariamente, rechazaban el sistema de módulos. Según una encuesta realizada entre octubre y noviembre de 2005, el 60% de los jueces se oponía al sistema de retribución variable, y el 36% pensaba que podía afectar negativamente a la calidad[8].

En noviembre de 2007, a raíz de un acuerdo alcanzado entre el Ministerio de Justicia y las asociaciones profesionales de jueces, se reintroduce de nuevo el sistema de retribución variable con algunas modificaciones. El nuevo sistema, que encuentra amparo legal en el marco de los "programas de actuación por objetivos" recogidos en el artículo 11 de la Ley 15/2003, mantiene la bonificación del 5% para los jueces cuya producción exceda el valor de referencia en al menos 20% y, además, introduce una prima del 3% para los jueces cuya producción se halle entre el 100% y el 120% del valor de referencia. Además, en consonancia con una de las principales demandas de los jueces, se elimina la penalización a aquellos jueces que no alcancen un nivel de producción del 80% de nivel de referencia.

La Figura 1 muestra un ejemplo de un formulario de "Módulo de Dedicación" a completar por los jueces para la cuantificación de la producción correspondiente.

---

7. Acuerdo del Pleno del Consejo celebrado el 9 de octubre 2003 y Acuerdo del Pleno del Consejo celebrado el 3 de diciembre de 2003, donde se aprueba el Reglamento 2/2003. Ver BOE núm. 301, de 17.12.2003

8. Participaron en la encuesta 1.803 de los 4.221 jueces activos en ese momento. "Informe sobre la encuesta a todos los jueces y jueces en servicio activo", *Sección de Estudios Sociológicos y Estadísticos, Servicio de Planificación y Análisis de la Actividad Judicial, 2006.*

Figura 1. Módulo de dedicación - Juzgado de Instrucción

Periodo de Actuación (dd/mm/aa): del _____ al _____

1er. Apellido _____ 2º Apellido _____

Nombre: _____ Con NIF: _____

Titular del Juzgado de Instrucción núm. _____ de _____

ASUNTOS TERMINADOS	Puntuación	Nº asuntos	Total H/punto
Sumarios conclusos	12		
Causas de la Ley del Jurado elevados	18		
Procedimientos Abreviados elevados (*)	3		
Juicios de faltas con sentencia (*)	1,75		
Habeas Corpus	1		
Guardias de presencia	100		
Guardias de disponibilidad	100		
Sentencias en juicios rápidos por delito con conformidad	2		
Juicio de Faltas inmediato con sentencia	2		
Resolución de solicitud de Orden de protección a victimas de violencia doméstica	2		
Asuntos de excepcional dedicación			
TOTAL HORAS / PUNTOS.....			

(*) Las horas/puntos deben multiplicarse por 1,05

% sobre Módulo.....

Nota: *El valor de referencia para la producción es de 1.450 puntos u horas.*
Fuente: *Reglamento 2/2003, publicado en el Boletín Oficial del Estado (BOE) el 17 de diciembre de 2003, página 44849.*

4. Análisis empírico

Este estudio analiza el período comprendido entre 2003 y 2008. El número total de jueces activos durante esta etapa es de alrededor de 4.000. Como se puede observar en el Cuadro 1, cerca del 46% son mujeres, la edad media es de 43 años, y la edad media de entrada en la Judicatura es de 31 años.

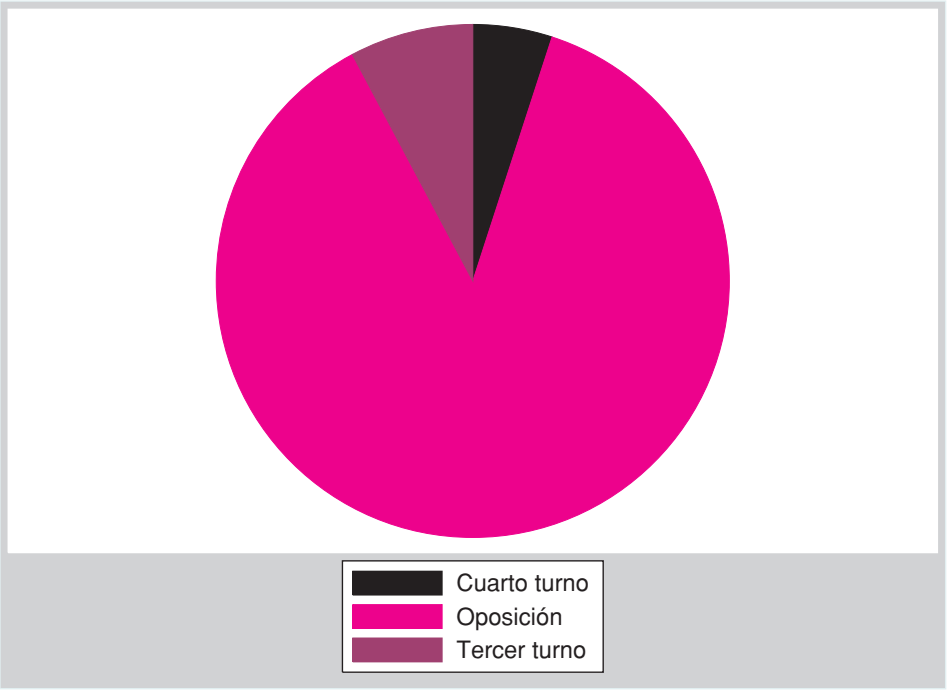
Cuadro 1. Estadísticos descriptivos

	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
Mujer	0,46	0.50	0	1
Edad	43,4	9,2	26	70
Edad de Entrada	30,8	5,7	23	69
Experiencia	12,6	8,5	0	45

Notas: El cuadro presenta información sobre los jueces que estuvieron activos en los años 2003, 2004, 2005 o 2008. Hay 15.961 observaciones, correspondientes a 4.556 jueces.

Como muestra la Figura 2, el 84% de los jueces accedió a la Carrera Judicial a través de la oposición, aproximadamente el 7% entró a través de las plazas reservadas a profesionales de reconocida competencia con al menos seis años de experiencia (conocido como "tercer turno"), y el 5% lo hizo a través de las plazas reservadas a profesionales con al menos diez años de experiencia (conocido como "cuarto turno")[9].

Figura 2. Forma de acceso a la carrera judicial

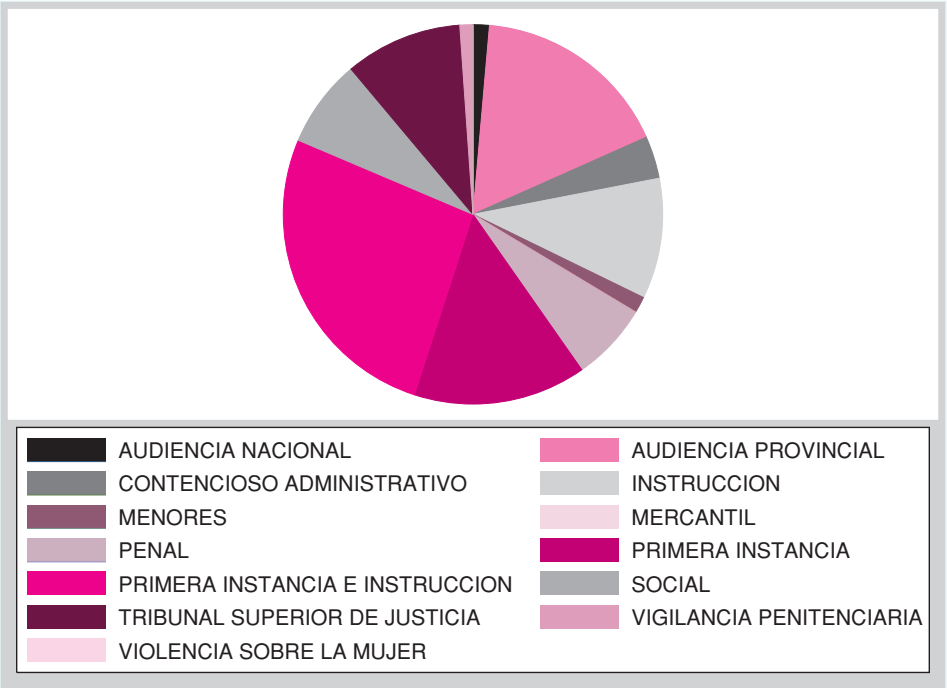


Fuente: *Elaboración propia.*

La Figura 3 muestra información acerca de los diferentes tipos de tribunales de destino. Los destinos más comunes son los juzgados de primera instancia, los juzgados de instrucción, los juzgados de primera instancia e instrucción, las audiencias provinciales, y los tribunales superiores de justicia.

9. La información disponible nos permite identificar únicamente la vía de entrada en la Judicatura de aquellos jueces que entraron en la carrera judicial con posterioridad al año 1990.

Figura 3. Destinos



Fuente: *Elaboración propia.*

En esta sección se analizan dos cuestiones. En primer lugar, se investiga qué características personales de los jueces están asociadas con una mayor producción medida en términos de módulos. En segundo lugar, se estudia el efecto de la introducción de los nuevos esquemas de retribución variable. El análisis distingue dos sistemas de retribución variable distintos: el sistema de retribución creado a finales de 2003 y vigente hasta 2005 (el *primer sistema*), y el sistema introducido a finales de 2007 (*segundo sistema*).

4.1. Determinantes de la producción judicial

El Cuadro 2 presenta los resultados obtenidos al estimar la relación existente entre la producción judicial (medida según el sistema de módulos) y una serie de características personales de los jueces. La columna (1) presenta esta información agregada para los cuatro años incluidos en la muestra. Como se puede observar, la producción de los jueces varones es significativamente mayor. La diferencia es de aproximadamente 3 puntos.

Cuadro 2. Determinantes de la producción

	Todos los años	Todos los años	2003	2004	2005	2008
Mujer	-2,85***	-3,22***	-4,80*	-1,03	-3,50***	-4,18***
	(0,80)	(1,00)	(2,91)	(1,62)	(1,34)	(1,45)
Año de entrada en la judicatura	-0,48***	-0,77***	-0,49	-0,51***	-0,56***	-0,48***
	(0,09)	(0,11)	(0,31)	(0,17)	(0,16)	(0,18)
Años de Experiencia	0,40***	1,28***	0,65**	0,56***	0,72***	-0,06
	(0,07)	(0,11)	(0,27)	(0,15)	(0,12)	(0,13)
Acceso a la carrera judicial antes de 1990	-12,43***	-2,36	-20,67***	-13,27***	-14,12***	-9,41***
	(1,29)	(1,71)	(4,63)	(2,61)	(2,21)	(2,45)
Acceso a la carrera judicial a través del "cuarto turno"	3,58	13,39***	-2,50	-4,82	10,55***	7,65*
	(2,46)	(3,17)	(8,91)	(5,00)	(4,08)	(4,45)
Acceso a la carrera judicial a través del "tercer turno"	2,67	8,35***	1,89	2,41	2,64	4,01
	(1,99)	(2,42)	(6,92)	(3,94)	(3,31)	(3,73)
Vía de acceso desconocida	-4,58*	7,31**	-7,01	-6,32	-5,49	-0,87
	(2,69)	(3,34)	(9,60)	(5,32)	(4,34)	(5,16)
Constante	123,27***	141,02***	99,18***	128,34***	122,33***	128,29***
	(3,06)	(5,58)	(10,34)	(5,79)	(5,22)	(6,15)
Tipo de tribunal (v. ficticias)	No	Sí	No	No	No	No
N	15.961	9.383	3.890	4.081	4.027	3.963

Notas: *El cuadro presenta los resultados de una regresión tobit cuya variable dependiente es la producción judicial medida en módulos. Los datos están censurados por la izquierda para jueces que producen menos de 120 en 2003 o menos de 80 en 2004. El valor omitido corresponde a un juez varón que entró en la carrera judicial a través de una oposición. La variable "Acceso a la carrera judicial a través del cuarto turno" hace referencia a aquellos jueces que accedieron a la carrera judicial a través del sistema de acceso reservado a profesionales de reconocida competencia con al menos diez años de experiencia. "Acceso a la carrera judicial a través del tercer turno" hace referencia a aquellos individuos que accedieron a la carrera judicial a través del sistema de acceso reservado a profesionales con al menos seis años de experiencia. Los errores estándar en paréntesis están agrupados a nivel individual. * Significativo al 10%, ** significativo al 5 %;*** significativo al 1%.*

En cierta forma este resultado no es sorprendente, dado que durante este período el cálculo de los módulos no tenía en cuenta las bajas por maternidad u otros períodos de inactividad. La producción también es mayor entre los jueces que aprobaron las oposiciones de entrada a la Carrera Judicial siendo relativamente más jóvenes, quizás porque el número de años que un opositor necesita para aprobar la oposición está correlacionado negativamente con su calidad. También observamos que la producción aumenta con la experiencia. Cada año adicional como juez está asociado aproximadamente a medio punto más de producción. Por último, la forma de acceso a la carrera judicial también parece estar relacionada con la productividad. Los jueces que han accedido a la carrera judicial a través del proceso selectivo reservado a juristas de reconocida competencia (tercer y cuarto turno) tienen tasas de producción superiores a los jueces que han entrado por oposición (que es la categoría omitida en este análisis). Esta diferencia es estadísticamente significativa cuando tenemos en cuenta el tipo de juzgado al que ha sido asignado el juez (columna 2). Las columnas (3) - (6) muestran el análisis desagregado para cada año; los resultados son muy similares a lo observado a nivel agregado.

4.2. El efecto de la retribución variable

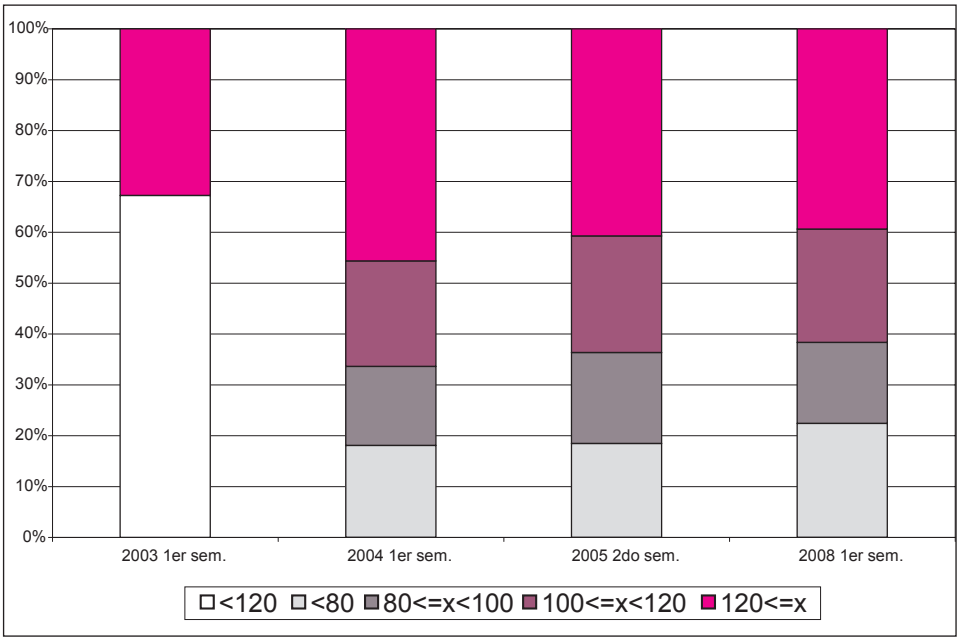
4.2.1. El esquema de retribución variable introducido en 2004

El sistema de retribución variable presentado a finales de 2003 recompensa a los jueces que producen por encima del 120% del nivel de referencia, y abre también la posibilidad de que se impongan sanciones a los jueces cuya producción no alcance el 80% de dicho nivel. En este contexto, desde una perspectiva económica, cabría esperar dos efectos: (1) que aumente el número de jueces que supera ambos umbrales y, especialmente, (2) que aumente el número de jueces cuya producción se sitúa justo por encima de estos umbrales. Este tipo de comportamiento estratégico podría acentuarse a medida que los agentes se familiaricen con el nuevo sistema y mejore su capacidad para prever cuál va a ser su producción en relación al nivel de referencia.

La Figura 4 muestra como varía a lo largo del tiempo la proporción de jueces que superan los principales umbrales de producción: 80%, 100% y 120%. Comparando la distribución de la producción antes y después de la introducción a finales de 2003 del primer sistema de retribución variable

se observa que, consistentemente con la intuición económica, el número de jueces que produce más del 120% se incrementó sustancialmente.[10]

Figura 4. Producción en el período 2003-2008



Notas: *Elaboración Propia. Las barras indican el porcentaje de jueces cuya producción cae en un cierto intervalo. Para el año 2003 sólo es posible distinguir entre los jueces que produjeron más y menos del 120%. Para los años 2004, 2005 y 2008 es posible observar el número de jueces que produjeron menos de 80%, entre 80 y 100%, entre 100 y 120%, y por encima del 120%.*

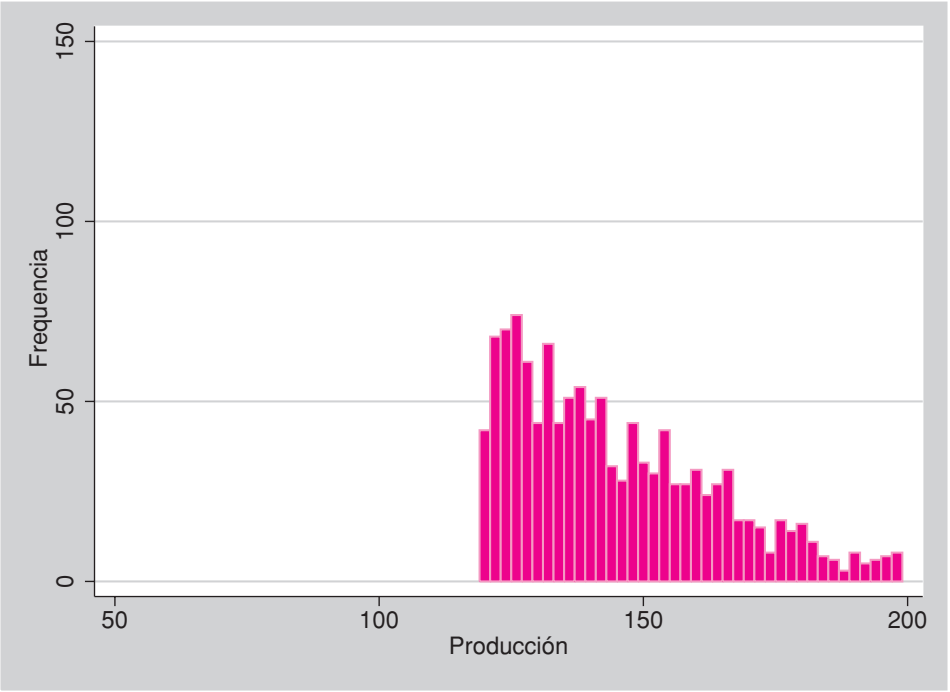
Las Figuras 5, 6 y 7, presentan la información disponible[11] acerca de la producción judicial en el primer semestre de 2003, el primer semestre de 2004 y el segundo semestre de 2005. Como puede observarse, la

10. El número de jueces que producían más de 120% aumentó relativamente más al principio, para luego disminuir ligeramente. La evolución temporal de la producción media es consistente con la idea de que inicialmente el coste de aumentar la producción fuera más bajo, quizás porque existía la posibilidad de aumentar la producción cerrando aquellos casos que permanecían inactivos. También es posible que los jueces hayan tardado algún tiempo en entender el funcionamiento del sistema de módulos.

11. En 2003 únicamente es observable la producción de aquellos jueces que superaron el 120% del valor de referencia de producción (unos 1.275 jueces de un total de 3.890). En 2004, sólo es posible observar la producción de aquellos jueces que produjeron más del 80% del valor de referencia (3.343 jueces de un total de 4.081).

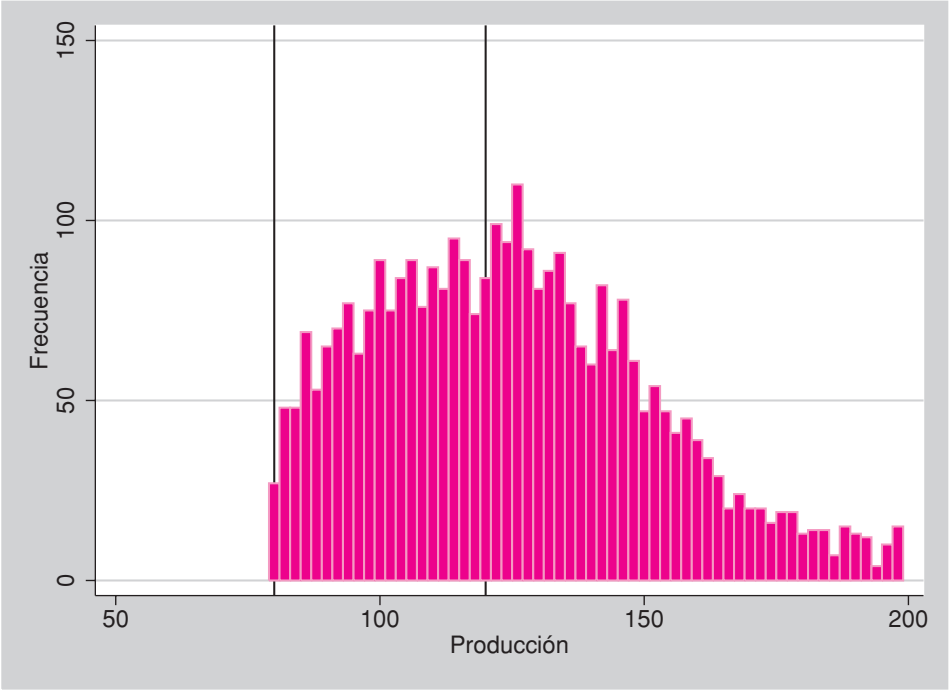
distribución de la producción en el primer semestre de 2004 (Figura 6) muestra aún una distribución normal, sin prácticamente ningún pico remarcable. Es posible que esta ausencia de picos en torno a los umbrales de referencia refleje que los jueces han tardado algún tiempo en entender el funcionamiento del sistema de módulos. Sin embargo, en el año 2005 ya se puede observar claramente un pico de producción por encima del umbral de 120% (Figura 7). Además, también se observa un pico de producción alrededor del 100%. Este pico quizá refleje la importancia de este umbral como punto referencia, a pesar de no estar asociado en este momento a ninguna bonificación monetaria.

Figura 5. Producción en el primer semestre de 2003



Notas: *Elaboración Propia. La información sobre producción en 2003 está sólo disponible para aquellos jueces cuya producción superó el 120% del nivel de referencia y que, por lo tanto, obtuvieron la prima (1.275 jueces de un total de 3.890).*

Figura 6. Producción en el primer semestre de 2004



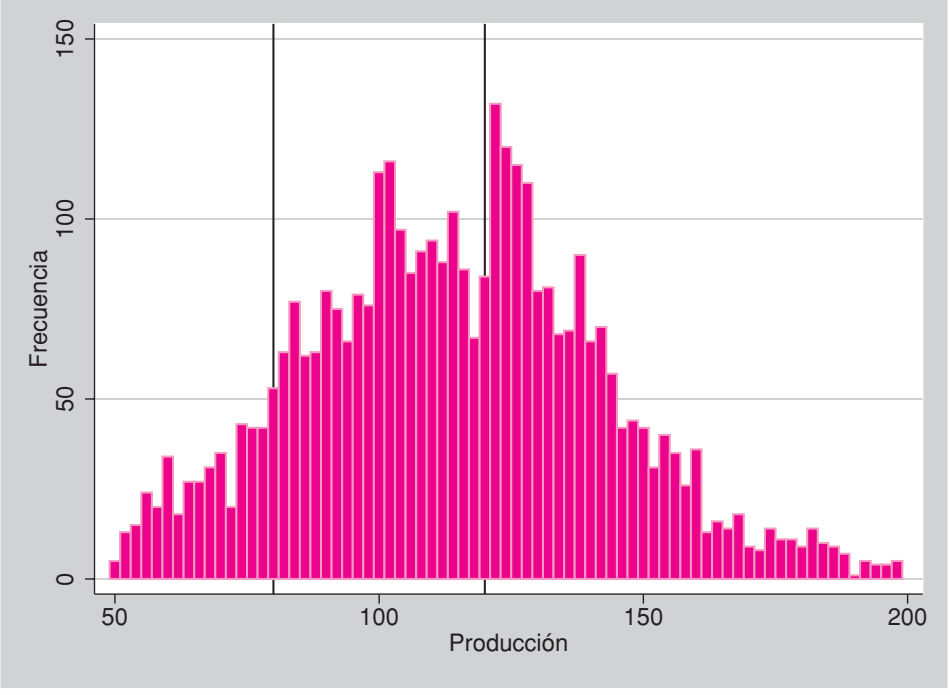
Notas: *Elaboración Propia. La información sobre producción en 2004 está disponible para aquellos jueces cuya producción fue superior al 80% (3.343 jueces de un total de 4.081). Las barras verticales representan los umbrales de producción del 80 y 120%, respectivamente. Según el esquema de retribución variable en vigor en ese momento, los jueces cuyo rendimiento superaba el valor de referencia del 120% eran recompensados con una prima equivalente al 5% de su sueldo bruto, y los jueces cuya producción no llegaba al 80% podían ser sancionados con una reducción de 5% .*

Comparando más en detalle la producción de los jueces en el primer semestre de 2003 y en el segundo semestre de 2005, podemos ver que el aumento en el número de jueces que producen por encima del 120% del valor de referencia se debe fundamentalmente al aumento del número de jueces que producen justo por encima del 120%[12] (Figura 10). Al mismo tiempo, la figura muestra que el número de jueces que producen más del 160% del valor de referencia se redujo con la introducción del primer sistema. En particular, el número de jueces con un rendimiento

12. El test de *Kolmogorov-Smirnov* indica que ambas distribuciones son significativamente distintas.

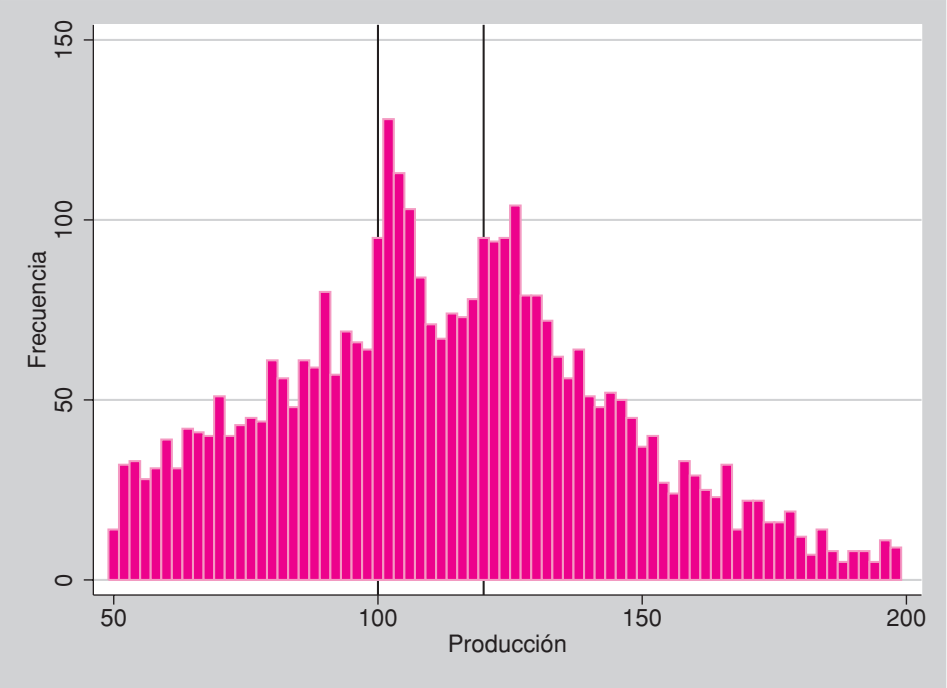
superior al 160% se redujo en aproximadamente un 25%, pasando de 329 a 251 jueces. Esto es consistente con al menos dos hipótesis. En primer lugar, es posible que los jueces con un alto rendimiento no hayan sido conscientes hasta este momento de su alto nivel de producción. En ese sentido, proporcionarles valores de referencia puede haberles inducido a ajustar a la baja su producción, quizás para evitar ejercer un mayor esfuerzo que sus compañeros. En segundo lugar, también es posible que la introducción de una motivación extrínseca –una recompensa monetaria para aquellos jueces que superan unos determinados niveles de referencia– haya desplazado a la motivación intrínseca. Esto sería consistente con la evidencia empírica presentada por Gneezy y Rustichini (2000a, b).

Figura 7. Producción en el segundo semestre de 2005



Notas: *Elaboración Propia. Las barras verticales representan los umbrales de producción del 80 y 120%, respectivamente. Según el sistema de retribución variable vigor en ese momento, los jueces cuyo rendimiento superaba el valor de referencia del 120% eran recompensados con un aumento del 5% en su sueldo bruto y los jueces cuya producción no llegaba al 80% podían ser sancionados con una reducción de 5%.*

Figura 8. Producción en el primer semestre de 2008

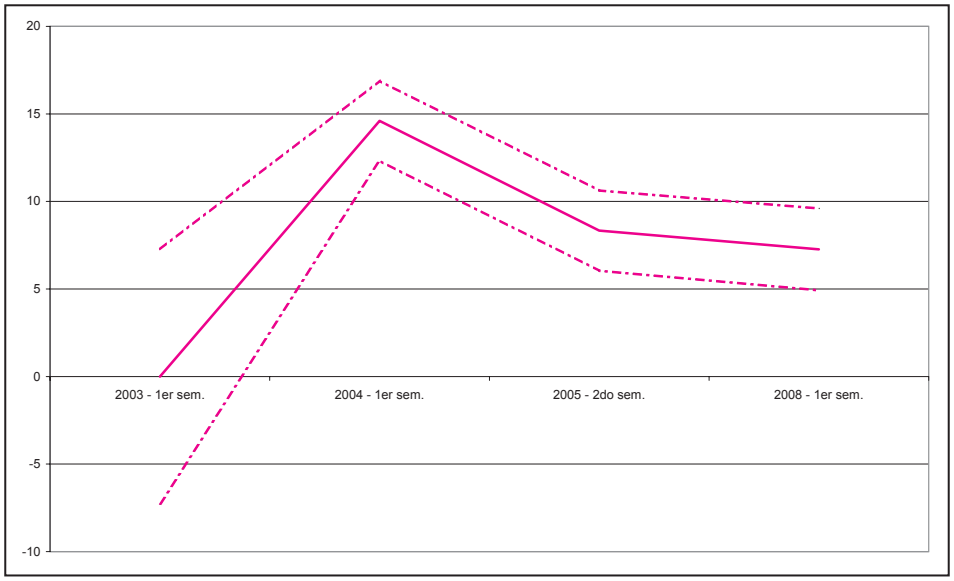


Notas: *Elaboración Propia. Las barras verticales representan los umbrales de producción del 100 y 120%, respectivamente. Según el sistema de retribución variable en vigor en ese momento, los jueces cuyo rendimiento superaba el 100% (120%) del valor de referencia eran recompensados con un aumento del 3% (5%) en su salario bruto.*

En resumen, la introducción del primer sistema de retribución variable tuvo dos efectos contrapuestos. Por una parte, aumentó el número de jueces que producen más del 120% del objetivo de producción pero, por otra parte, redujo el número de jueces "hiperproductivos". Para estimar el efecto neto del nuevo sistema, estimamos como ha variado la producción a lo largo del tiempo, controlando por efectos fijos a nivel individual. Como muestra la Figura 9, la producción media de los jueces aumentó en torno a unos ocho puntos (un 7%) entre 2003 y 2005. Si atribuimos esta variación únicamente al efecto del nuevo sistema de retribución, un sencillo cálculo sugiere que, en términos de análisis coste-beneficio, el nuevo esquema de retribución variable fue relativamente exitoso, al menos desde una perspectiva puramente cuantitativa: la producción aumentó un 7%, mientras que los costes sólo lo hicieron en un 2% (el 40% de los jueces obtuvieron una bonificación del 5%). Naturalmente, un análisis coste-beneficio completo exigiría estimar los efectos de la

retribución variable sobre la calidad. Aunque cabe presumir que en este aspecto el efecto puede haber sido negativo, desgraciadamente la falta de información adecuada nos impide extender el análisis en esta dirección.

Figura 9. Producción media estimada en los años 2003-2008



Notas: *La figura muestra los resultados de una estimación tobit donde la variable dependiente es la producción a nivel individual, y las variables independientes incluyen variables ficticias para personas y años. Las líneas punteadas superior e inferior indican los intervalos de confianza al 95%.*

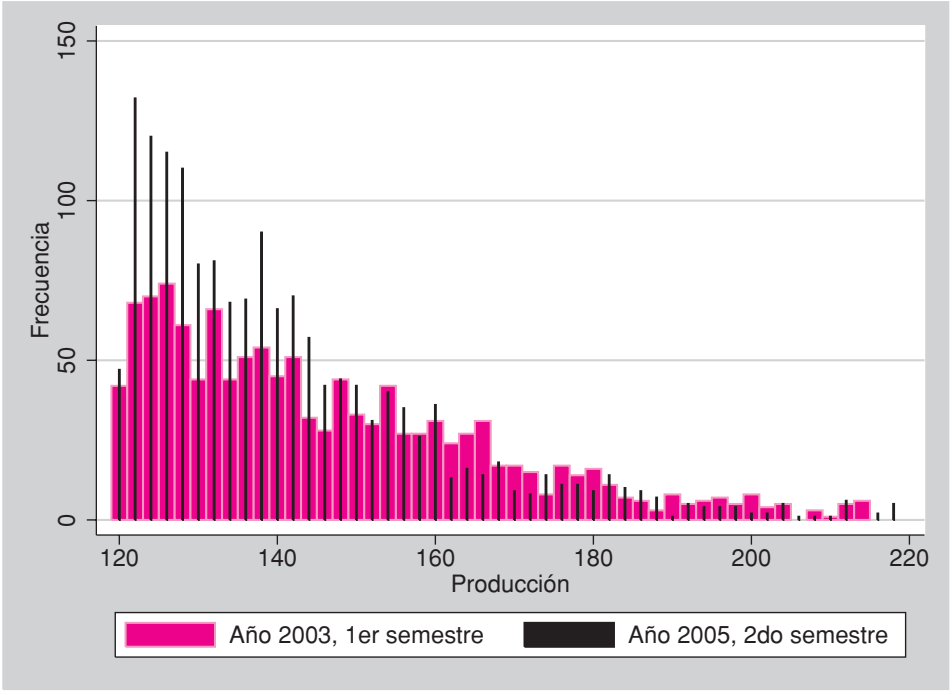
4.2.2. El sistema de retribución variable introducido en 2008

Seguidamente procedemos a examinar el efecto del sistema de retribución variable reintroducido, con algunos cambios, en noviembre de 2007. Para ello comparamos la producción judicial en el segundo semestre de 2005 con la producción en el primer semestre de 2008. Recordemos que el nuevo sistema de retribución variable mantenía el umbral del 120% (con un 5% de bonificación), introducía una bonificación del 3% para aquellos jueces que superasen el 100% del valor de referencia de producción, y eliminaba el requisito de superar el umbral del 80%.

En consonancia con la supresión del umbral del 80%, observamos que aumenta el número de jueces cuya producción no alcanza el 80% del valor de referencia de producción (Figura 11). Consistentemente con la introducción del umbral del 100%, la figura también muestra un aumento

en el número de jueces que producen ligeramente por encima este umbral, y una reducción en el número de jueces que producen ligeramente por encima de 120%. El análisis coste-beneficio del nuevo sistema es claramente negativo: aumentan los costes y disminuye la producción. Como muestra la Figura 9, el efecto en términos de la producción media estimada de los jueces es negativo: la producción media en 2007 es un punto menor que en 2005. Por otro lado, los costes salariales aumentaron aproximadamente en un 0,7%[13]. Si lo comparamos con la situación en 2003, antes de que el primer sistema fuese introducido, el balance es, sin embargo, positivo. Se observa un aumento en la producción media de un 7% y un aumento de los costes salariales asociados a la retribución variable de un 2,6%.

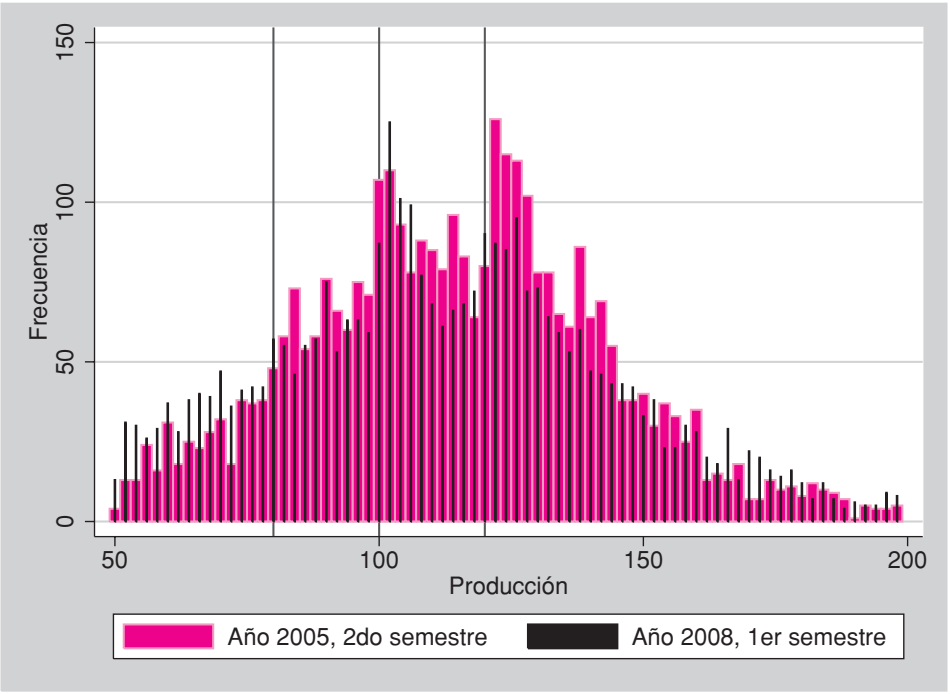
Figura 10. Producción en el primer semestre de 2003 y en el segundo trimestre de 2005



Notas: *Las líneas verticales representan los umbrales de producción del 80 y 120%, respectivamente.*

13. Mientras que el número de jueces con rendimiento superior al 120% es 1,5 puntos porcentuales menor, el número de jueces con derecho a una prima del 3% es igual al 20%.

Figura 11. Producción en el segundo semestre de 2005 y en el primer trimestre de 2008



Notas: *Las líneas verticales representan los umbrales de producción del 80, 100 y 120%, respectivamente.*

5. Conclusiones

A finales de 2003, el CGPJ fijó unos niveles de referencia de producción y estableció un sistema de retribución variable con bonificaciones para aquellos jueces que superasen determinados umbrales. Hasta el año 2005, aquellos jueces cuya producción superaba el valor de referencia en al menos un 20% recibieron una bonificación del 5%. Tras ser anulado el sistema de retribución variable por el Tribunal Supremo en 2006, es reintroducido con algunas modificaciones en 2007. Además de la bonificación del 5% para aquellos jueces que superasen el valor de referencia en al menos un 20%, se introduce una prima del 3% para los jueces con producciones situadas entre el 100% y el 120% del valor de referencia, y se elimina el requisito de superar el umbral del 80%

Este trabajo estudia los efectos cuantitativos de la retribución variable en la producción judicial. La evidencia empírica sugiere que inicialmente

la introducción del sistema de retribución variable tuvo un efecto positivo sobre la producción media pero, sin embargo, su modificación en el año 2006 conllevó una reducción de la producción. Por otra parte, en consonancia con la hipótesis del deterioro de la motivación intrínseca, tras la implantación del sistema de retribución variable se observa una disminución en el número de jueces con un alto nivel de rendimiento. La motivación intrínseca pudo haberse deteriorado debido a una serie de razones. Por ejemplo, los jueces pudieron quizás haber percibido que el establecimiento de módulos detallados de producción y valores de referencia como forma de control mermaba su independencia y autodeterminación. Del mismo modo, algunos jueces con elevados niveles de producción pudieron haber entendido el establecimiento de un nivel de referencia como una señal de que su producción era demasiado alta.

En el futuro nos gustaría explorar dos importantes líneas de investigación en conexión con este trabajo. En primer lugar, es importante evaluar el control estratégico del tiempo por parte de los jueces (como Oyer 1998, que analiza los efectos estacionales en los negocios ligados al calendario del año fiscal). En segundo lugar, un análisis completo del efecto de la retribución variable exige analizar la potencial existencia de distorsiones. La retribución variable puede haber inducido a los agentes a adoptar un comportamiento estratégico, disminuyendo la calidad judicial. Para contrastar esta hipótesis sería necesario obtener información individualizada acerca del número de casos apelados y confirmados por un tribunal superior.

Referencias

Doménech Pascual, Gabriel (2008), "La Perniciosa Influencia de las Retribuciones Variables de los Jueces sobre el Sentido de sus Decisiones", *InDret*, No. 3.

Gneezy, Uri y Aldo Rustichini (2000a), "Pay Enough or Don't Pay at All", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, pp. 791-810.

Gneezy, Uri y Aldo Rustichini (2000b), "A Fine Is a Price", *Journal of Legal Studies*, Vol. 29(1), pp. 1-17.

Holmstrom, Bengt y Paul Milgrom (1991), "Multitask Principal-Agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design", *Journal of Law, Economics, & Organisation*, Vol. 7, pp. 24-52.

Lazear, Edward P. (1986), "Salaries and Piece Rates", *Journal of Business*, Vol. 59(3), pp. 405-39.

Lazear, Edward P. (2000), "Performance Pay and Productivity", *American Economic Review*, Vol. 90(5), pp. 1346-61.
Oettinger, G.S. (2001), "Do Piece Rates Influence Effort Choices? Evidence from Stadium Vendors," *Economics Letters*, Vol. 73, pp. 117-23.
Oyer, Paul (1998), "Fiscal Year Ends and Nonlinear Incentive Contracts: The Effect on Business Seasonality", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113(1), pp. 149-85.
Paarsch, Harry J. y Bruce Shearer (2000), "Piece Rates, Fixed Wages, and Incentive Effects: Statistical Evidence from Payroll Records", *International Economic Review*, Vol. 41, pp.59-92.

fedea

monografías

Brindusa Anghel (Fedea), Manuel Bagüés (Universidad Carlos III), Antonio Cabrales (Universidad Carlos III y Fedea), Juanjo Dolado (Universidad Carlos III), Berta Esteve-Volart (York University), Florentino Felgueroso (Universidad de Oviedo y Fedea), Manuel Hidalgo (Universidad Pablo de Olavide), Sergi Jiménez (Universitat Pompeu Fabra y Fedea), Gustavo Marrero (Universidad de La Laguna y Fedea), Sara de la Rica (Universidad del País Vasco y Fedea), Juan Gabriel Rodríguez (Universidad Complutense de Madrid), José V. Rodríguez Mora (University of Edinburgh y Universitat Pompeu Fabra), Raquel Vegas (Fedea) y Natalia Zinovyeva (Instituto de Políticas y Bienes Públicos, CSIC).

Tras las monografías de investigación sobre *Los efectos economicos de la inmigración* y *La crisis de la economía española*, Fedea promueve una nueva monografia. En este caso distintos investigadores presentan trabajos sobre *Talento, esfuerzo y movilidad social*. El volumen recoge los Documentos de Trabajo debatidos en la III Fedea Annual Policy Conference que ha tenido lugar en mayo de 2010 en la Universitat Pompeu Fabra en Barcelona. El volumen nace desde la convicción que para fomentar el crecimiento es preciso volver los ojos a la asignación del talento, remover las barreras a la movilidad social y dar un premio razonable al esfuerzo. Los descubrimientos científicos, el progreso técnico, las decisiones empresariales y políticas cruciales para conseguir ese crecimiento se están gestando hoy en nuestras universidades, laboratorios, oficinas y parlamentos. Es importante preguntarse si quien participa en estas actividades está bien motivado y realiza el trabajo para el que está mejor cualificado.