

La educación en España. Una visión académica

fedea
monografías

La educación en España

Una visión académica



Coordinado por
Antonio Cabrales y Antonio Ciccone

fedea
monografías

La educación en España
Una visión académica

ÍNDICE

Equipo Fedea
Alfonso Arellano
Almudena Gallego
Manu García
Esther Gómez
María Jesús González
Analía Viola

Coordinación editorial
Pedro Artilles

Maquetación
Andrés Vázquez Calabuig
Juan Miguel González Guerra

Fotografía de portada
David Lara Casas

Impresión
Índigo Soluciones Gráficas, SL

Asistencia técnica
Victor Rodríguez Mesa

| | |
|--|-----------|
| Introducción | 8 |
| 1 Publicación de los resultados de las pruebas estandarizadas externas: ¿Tiene ello un efecto sobre los resultados escolares? | 16 |
| 1 Introducción | 19 |
| 2 Estructura institucional | 25 |
| 3 Descripción de los datos | 27 |
| 4 Metodología Econométrica y Resultados | 34 |
| 5 Método de Control Sintético | 40 |
| 6 Conclusiones | 46 |
| 7 Bibliografía | 47 |
| 2 Evaluación de un programa de educación bilingüe en España: el impacto más allá del aprendizaje del idioma extranjero | 50 |
| 1 Introducción | 54 |
| 2 El contexto institucional y la descripción del programa | 59 |
| 3 Descripción de los datos y el modelo econométrico | 64 |
| 4 Resultados | 77 |
| 5 Conclusiones | 89 |
| 6 Referencias | 91 |
| 3 ¿Cómo escogen los padres la escuela de sus hijos? Teoría y evidencia para España | 94 |
| 1 Introducción | 97 |
| 2 La literatura sobre la elección de una escuela: lecciones de la teoría y la evidencia experimental | 100 |
| 3 Restricción en el número de escuelas que se incluyen en el ranking: un error a evitar | 106 |
| 4 ¿Las familias de Barcelona pueden escoger escuela para sus hijos?: Evidencia de un experimento natural | 111 |
| 5 Conclusiones | 119 |
| 6 Bibliografía | 121 |

| | | | |
|---|------------|---|------------|
| 4 Efectos de género en las escuelas, un enfoque basado en cohortes de edad | 122 | 3 Estructura y reformas del sistema educativo español | 282 |
| 1 Introducción | 127 | 4 Resultados detallados de las ecuaciones de salarios, participación y ocupación | 284 |
| 2 Un marco conceptual | 137 | 5 Comparación con los resultados obtenidos con la EES de 2002 | 290 |
| 3 Antecedentes y datos | 154 | 6 Detalles del cálculo de los parámetros impositivos y de prestaciones sociales | 292 |
| 4 Resultados empíricos | 159 | 7 Valores de las variables utilizadas en el cálculo de las rentabilidades | 299 |
| 5 Análisis contrafactual | 163 | 8 Referencias | 302 |
| 6 Conclusión | 173 | | |
| 7 Apéndice | 174 | 7 Brechas de Género en los Resultados de PISA: El Impacto de las Normas Sociales y la Transmisión Intergeneracional de las Actitudes de Género | 306 |
| 8 Bibliografía | 182 | 1 introducción | 309 |
| | | 2 Datos | 314 |
| 5 ¿Por qué el abandono escolar se ha mantenido tan elevado en España en las últimas dos décadas? el papel de la ley de educación (LOGSE) | 184 | 3 Cultura y Diferencias de Género en los resultados de las Pruebas – Comparativa entre países | 316 |
| 1 Introducción | 189 | 4 Transmisión Intergeneracional de las Actitudes de Género | 327 |
| 2 La literatura | 194 | 5 Análisis Inter-Regional dentro de un mismo País: España | 333 |
| 3 Evidencia Empírica: diferencias del abandono escolar por regiones y período de tiempo | 197 | 6 Conclusiones | 342 |
| 4 Modelo econométrico | 204 | 7 Referencias | 345 |
| 5 Resultados | 211 | | |
| 6 Conclusiones | 220 | 8 Tiempo de Estudio y Rendimiento Académico en PISA | 348 |
| 7 Referencias | 222 | 1 introducción | 351 |
| 8 Apéndice. | 225 | 2 Datos | 356 |
| | | 3 El Tiempo de Estudio | 361 |
| 6 La rentabilidad privada y fiscal de la educación en España y sus regiones | 230 | 4 Tiempo de estudio y rendimiento académico | 372 |
| 1 Introducción | 235 | 5 Conclusiones | 378 |
| 2 Metodología: el cálculo de los rendimientos privados y fiscales de la educación | 237 | 6 Bibliografía | 381 |
| 3 Estimaciones econométricas de los efectos económicos de la escolarización | 241 | 7 Apéndice | 384 |
| 4 Otros datos y parámetros | 248 | | |
| 5 Rentabilidades privadas por niveles y regiones y el impacto de las políticas públicas | 259 | | |
| 6 Las implicaciones fiscales de la inversión educativa | 267 | | |
| 7 Conclusiones | 271 | | |
| | | | |
| Anexo | 273 | | |
| 1 La rentabilidad privada de la educación | 273 | | |
| 2 La rentabilidad fiscal de la educación | 278 | | |

INTRODUCCIÓN

INTRODUCCIÓN

Esta colección de documentos de trabajo pretende poner en manos del público, de manera accesible y compacta, los resultados de un conjunto de proyectos de investigación sobre la economía de la educación.

El volumen permite dar al lector una idea de cómo se puede avanzar en la comprensión de nuestro sistema de educación con la evaluación rigurosa de datos. En cambio, no creemos que el lector pueda terminar con una comprensión global de los problemas educativos en España, ni de sus posibles soluciones. Quizá parezca poco ambicioso, dada la magnitud y urgencia de esos problemas, pero la evaluación rigurosa necesita datos y en este momento su disponibilidad es limitada (una excepción importante corresponde a la prueba de Conocimientos y Destrezas Indispensables de la Comunidad de Madrid, a la cual tuvimos acceso hasta el año 2011).

Nos gustaría que este conjunto de proyectos de investigación ayude a que la sociedad y sus administraciones públicas apuesten más por la evaluación rigurosa de las políticas públicas. Creemos que el cambio podría ser revolucionario.

Para realizar este cambio sería necesario que las administraciones públicas pusieran los datos existentes a disposición de los investigadores. Además, es necesaria una cooperación más estrecha entre las administraciones públicas y los investigadores para garantizar que cualquier nueva medida de política educativa se pueda evaluar mejor.

Idealmente la evaluación de nuevas medidas de políticas públicas se debería hacer de forma experimental. El primer paso sería una propuesta detallada de la política pública con una explicación de los resultados esperados,

basada en políticas parecidas en otros países y en la opinión de expertos en política educativa. Después se permitiría a escuelas e individuos solicitar la introducción de la nueva política. Una parte de los que solicitan introducir la nueva política, elegida al azar, la introduciría; la otra parte serviría como grupo de control. Al final se observaría si los dos grupos se distinguen entre sí en varias dimensiones importantes. A la vista de esta evidencia se decidiría si vale la pena introducir la reforma para más escuelas o individuos.

Casi podemos ver la mirada indignada de algún lector: “utilizar a los niños como conejillos de Indias, ¡qué escándalo! Los ... (rellene la línea de puntos con el calificativo ideológico/insultante que prefiera según su inclinación) de FEDEA por fin se quitan la careta”. Pero ¿se imaginan dónde estaríamos si nuevos tratamientos médicos no se pudieran evaluar de manera experimental? ¿Cuántas vidas más habríamos perdido por la gripe, el cáncer, o los infartos?

Quizá no todas las políticas puedan introducirse experimentalmente, pero hay otros procedimientos para hacer la evaluación. Las administraciones públicas tienen que hacer suyo el principio de que para evaluar hay que medir e involucrar a la comunidad científica en cómo medir y cómo evaluar. Los países escandinavos ya lo hacen así, y pensamos que esto les ha ayudado a hacer que muchos debates sean menos ideológicos y menos basados en apriorismos que en nuestro entorno.

Esta última sugerencia no quiere decir que pensemos que la investigación lo resolverá todo y que la política no tenga importancia. Por ejemplo, la evidencia empírica seguramente a veces acabará concluyendo que una determinada intervención mejora los resultados de algunos alumnos y empeora los resultados de otros. O podríamos encontrar que un instrumento didáctico es bueno para mejorar las habilidades cuantitativas, pero empeora el rendimiento en habilidades sociales. O, finalmente, podríamos averiguar que un sistema pedagógico elimina el abandono escolar a un coste de varios centenares de miles de euros por persona. La decisión final sobre si cada una de estas intervenciones se debe realizar será, naturalmente, política. Pero política informada y racional.

Este volumen es sólo una prueba de concepto, no una panorámica sobre las respuestas a todo lo que usted siempre quiso saber sobre economía de la

educación. Hay otros lugares para eso, por ejemplo el Handbook of Economics of Education, una especie de enciclopedia del mejor conocimiento actual sobre el asunto. Esperamos que algún día se puede replicar en España un volumen así.

Ahora les dejamos con un pequeño resumen de lo que se hace en cada capítulo, que están ordenados por el apellido del primer autor, de manera que el orden no revela ninguna información sobre la importancia del problema o el rigor del análisis. En cada caso, y para mantener la tensión dramática, les contaremos solamente qué problema se analiza. Quien quiera conocer los resultados, es mejor que lea el capítulo.

El capítulo 1, “Publicación de los resultados de las evaluaciones estandarizadas externas. ¿Tiene ello algún efecto sobre los resultados escolares?”, de Brindusa Anghel, Antonio Cabrales, Jorge Sainz e Ismael Sanz, utiliza los datos de PISA para intentar identificar los efectos de una reforma en la Comunidad de Madrid. A partir de 2005 se comenzaron a realizar y publicar los resultados de unas evaluaciones censales de diagnóstico al final de la educación primaria (que luego se extendieron a la E.S.O.), la prueba C.D.I. (de Conocimientos y Destrezas Indispensables), algo que no sucede en otras comunidades que tienen evaluaciones similares.

El capítulo 2, “Evaluación de un programa de educación bilingüe en la Comunidad Madrid: el impacto más allá del aprendizaje del idioma extranjero”, de Brindusa Anghel, Antonio Cabrales y Jesús M. Carro, evalúa los efectos del programa de bilingüismo en inglés de la Comunidad de Madrid en las asignaturas que no son el inglés propiamente dicho explotando los datos de la prueba C.D.I. Se aprovecha que el bilingüismo se aplica en primaria y cuando se anunció la política la mayoría de los estudiantes ya estaban en las escuelas seleccionadas cursando la educación infantil, con lo que los habituales problemas de selección se aminoran.

El capítulo 3, “¿Cómo escogen los padres la escuela de sus hijos? Teoría y evidencia para España”, de Caterina Calsamiglia y Maia Güell, comienza describiendo los avances más recientes en la teoría de asignación de estudiantes a escuelas, por cuyas aportaciones pioneras recibieron el premio Nobel Lloyd Shapley y Al Roth (y lo habría compartido también David Gale si viviera).

Luego describen a la luz de la teoría los resultados de un experimento natural que tuvo lugar en Barcelona al cambiar la zonificación escolar.

El capítulo 4, “Efectos de género en las escuelas, un enfoque basado en cohortes de edad,” de Antonio Ciccone y Walter García-Fontes, estudia cómo las diferencias en la proporción de chicas y chicos en cohortes de edad adyacentes dentro de un mismo colegio afectan al rendimiento educativo según la prueba C.D.I. Como dichas diferencias dentro de un mismo colegio parecen aleatorias, los resultados se pueden interpretar de manera causal.

El capítulo 5 se titula “¿Por qué el abandono escolar se ha mantenido tan elevado en España en las últimas dos décadas? El papel de la Ley de Educación (LOGSE)”, de Florentino Felgueroso, María Gutiérrez-Domènech y Sergi Jiménez-Martín. El título de este capítulo es suficientemente descriptivo, pues se trata de estudiar la relación entre la expansión de la comprensividad del sistema educativo de los 14 a los 16 años establecida por la LOGSE y el abandono escolar, aprovechando las distintas velocidades de implementación de esta ley en las diferentes comunidades autónomas.

El capítulo 6, “La rentabilidad privada y fiscal de la educación en España y sus regiones”, de Ángel de la Fuente y Juan Francisco Jimeno, estima la rentabilidad privada de la educación por regiones y lo que esto significa para el erario público, teniendo en cuenta los efectos en las tasas de empleo, salarios y por tanto las pensiones y el seguro de desempleo, así como los impuestos que se pagarían dependiendo de cada decisión sobre la educación. Evidentemente, también tienen en cuenta los costes de educarse, tanto los directos como los de oportunidad.

El capítulo 7, “Brechas de género en los resultados de PISA: El impacto de las normas sociales y la transmisión intergeneracional de las actitudes de género”, de Sara de la Rica y Ainara González de San Román, intenta explicar las diferencias entre los chicos y las chicas en el examen de PISA de matemáticas utilizando como variable explicativa las diferencias en el estatus laboral de las madres entre países de Europa y entre regiones de España.

El capítulo 8, “Tiempos de estudio y rendimiento académico en PISA,” de Zoë Kuehn y Pedro Landeras, utiliza datos de PISA para analizar cuánto

tiempo dedican los estudiantes a estudiar, tanto en horario lectivo como en casa haciendo tareas o asistiendo a clases particulares, e intentan averiguar el impacto de este tiempo en los resultados académicos, teniendo en cuenta la interacción con el entorno familiar y económico.

1

PUBLICACIÓN DE LOS RESULTADOS DE LAS PRUEBAS ESTANDARIZADAS EXTERNAS: ¿TIENE ELLO UN EFECTO SOBRE LOS RESULTADOS ESCOLARES?

Brindusa Anghel

FEDEA

Antonio Cabrales

Universidad Carlos III de Madrid

Jorge Sainz

Universidad Rey Juan Carlos

Ismael Sanz

Universidad Rey Juan Carlos

Diciembre 2012

Resumen

Estudiamos el efecto de pruebas estandarizadas externas sobre los resultados académicos de los estudiantes. Explotamos el hecho de que sólo una de las 17 regiones españolas empezó realizando y publicando los resultados de las pruebas estandarizadas en 2005 para aplicar una metodología de diferencias en diferencias, usando los resultados del estudio de PISA de 2000 a 2009. A continuación, confirmamos lo obtenido usando métodos de control sintéticos. La utilización de datos de un único país nos permite minimizar los sesgos derivados de diferencias en marcos legales, entornos sociales o culturales. Nuestro análisis econométrico aporta credibilidad a la hipótesis de que este tipo de prueba mejora significativamente los resultados académicos. Una novedad clave es que nuestros exámenes no tienen consecuencias académicas para los alumnos, por lo tanto, los efectos tienen que venir directamente del impacto en los profesores y administradores.

Palabras clave: pruebas externas y estandarizadas, PISA, diferencias en diferencias, métodos de control sintéticos.

1. INTRODUCCIÓN

Las pruebas estandarizadas externas permiten a la administración supervisar mejor el proceso de educación y el resultado de los colegios. En la mayoría de los países que tienen estas pruebas, los resultados del examen son públicos y pueden ser usados por los padres para tomar decisiones. Esta supervisión más cercana por parte de padres y administradores proporciona una motivación adicional para maestros y directores para mejorar los resultados escolares de sus estudiantes. Este potencial de mejora ha animado a un número de países cada vez mayor a usar los exámenes externos como una herramienta para aumentar la rendición de cuentas en los colegios. El informe de PISA (Programa para la Evaluación de los Estudiantes Internacionales) (OCDE, 2010) recoge el hecho de que 22 de los 34 países de la OCDE han introducido exámenes externos estandarizados en la mayoría de sus colegios. Dos países más, Alemania y EE.UU., tienen este tipo de exámenes sólo en algunos de sus “Ländern” y estados. En conjunto, dos terceras partes de los estudiantes de 15 años de la OCDE asisten a escuelas donde hay una prueba externa y estandarizada.

La evidencia empírica existente apoya la hipótesis de que los países con sistemas de exámenes finales externos tienen un mejor comportamiento en las pruebas internacionales de rendimiento de los estudiantes. La primera evidencia de esto fue dada por Bishop (1997) para los estudiantes que realizaron las pruebas IAEP en 1991 de matemáticas, ciencias y geografía y por Bishop (2006) con los resultados de PISA del año 2000. En general, la evidencia existente entre países sugiere que el efecto de los exámenes finales externos en el rendimiento estudiantil podría ser la mitad o más de un nivel equivalente, o entre 20 y 40 por ciento de una desviación estándar de

¹ Incluso en los países donde las zonas escolares comprenden una sola escuela, los padres afectados pueden decidir donde vivir según la calidad de la escuela como un factor para su elección.

las respectivas pruebas internacionales (OECD, 2010 y 2012 y Hanushek y Woessmann, 2011).

Esta evidencia ha sido criticada por dos motivos. Primero, estos estudios utilizan datos de corte transversal y por lo tanto la introducción de un examen estandarizado por país es endógena, y la heterogeneidad no observable podría sesgar los resultados. Segundo, la introducción de pruebas externas puede dar lugar a “enseñar para el examen”. Sin embargo, algunos estudios han encontrado la misma asociación positiva entre exámenes centrales y los logros de estudiantes dentro de países donde algunas regiones cuentan con sistemas de exámenes externos y otras donde no los tienen². Esta evidencia excluye la posibilidad de que factores a nivel nacional no observables correlacionados con la existencia de los exámenes conducen a una correlación positiva observable entre esos exámenes y los rendimientos de los estudiantes. Además, se ha encontrado que los estudiantes en países con exámenes nacionales externos han alcanzado mejores resultados en otras pruebas internacionales tales como PISA, PIRLS o TIMMS. En la medida en que esas pruebas son de naturaleza distinta a las nacionales, esto puede descartar el hecho de que “enseñar para la prueba” es un factor principal que lleva a unos mejores resultados de los estudiantes en países o regiones con pruebas nacionales externas.

Una dificultad diferente presente en estudios anteriores es que no está muy claro cuales son los canales por medio de los cuales las pruebas finales son efectivas. Esto es porque en la mayoría de los casos estos exámenes tienen consecuencias académicas para los estudiantes, así pues, proporcionan razones para la mejora tanto de los profesionales como de los estudiantes. El presente estudio utiliza una característica especial del sistema educativo español para separar los incentivos del colegio y de los estudiantes, mientras al mismo tiempo se controlan los sesgos que provienen de la heterogeneidad no observable a nivel nacional y posiblemente también del hecho de “enseñar para la prueba”.

El rasgo especial al cual nos referimos antes es que la principal ley de educación española (Ley Orgánica de la Educación, LOE 2006) permite a las

² Ver, e.g. Bishop (1997) para provincias canadienses, Jürges et al. (2005) y Woessman (2010) para Alemania, y Bishop et al. (2001), para EE.UU.

regiones llevar a cabo evaluaciones del sistema educativo siempre y cuando los resultados no se utilicen para evaluar a los estudiantes o clasificar colegios (artículo 140). Esto significa que los exámenes españoles no son “Curriculum-Based External Exit Examination (CBEEE)” como definido por Bishop (1997) que significa examen externo final basados en el plan de estudios, así pues dichos exámenes deberían “ofrecer señales de los logros del alumno que tengan consecuencias reales para el alumno y definan los avances de acuerdo a un estándar externo, no en relación con otros estudiantes en el aula o en el colegio”. Esto significa que los efectos de tales exámenes en España, en su caso, deban notarse solo directamente en cambios en incentivos de los colegios, aunque al final probablemente puedan tener un impacto en el esfuerzo de los estudiantes.

La Comunidad de Madrid introdujo una prueba estándar externa, llamada “prueba de Conocimientos y Destrezas Indispensables” (también conocida por sus siglas como prueba CDI) en el año académico 2004/05. La nota alcanzada por los estudiantes en este examen no tiene “consecuencias académicas reales” para la mayoría de los estudiantes, por lo que no puede ser considerada un CBEEE³. De modo que los efectos de esta iniciativa irán necesariamente de forma directa a través sólo de cambios en la motivación de los profesores. La Comunidad de Madrid es también la única que publica y pone a disposición de la opinión pública los resultados medios sobre la prueba externa en cada una de las escuelas³.

Todas las regiones en España operan bajo el mismo marco legal que regula los principios, objetivos y la organización de los diferentes niveles escolares (pre-primaria, primaria, secundaria obligatoria, post secundaria obligatoria), además de aumentar al 65% (55% en regiones históricas) los contenidos y asignaturas estudiadas. Por lo tanto, junto con el importe de la financiación pública de los colegios, los cuales podemos controlar, la otra

³ Un estudiante con buenas notas en la educación secundaria obligatoria y una buena nota en la prueba CDI obtiene un certificado con mérito o con distinción, en lugar de solo un certificado, pero esto no tiene ninguna implicación para admisiones a escuelas después de la educación obligatoria, o para becas, tampoco hay evidencia de que los directores tengan en cuenta esas distinciones. Los estudiantes con notas realmente extraordinarias (solo 25 por año en una región con más de 50.000 estudiantes en el año pasado en educación secundaria obligatoria) pueden obtener un Premio Extraordinario que consiste en un premio en metálico de 1.000 euros y un viaje a un “destino cultural”.

⁴ Otras regiones tienen pruebas externas estandarizadas donde todos los colegios son evaluados, pero Madrid es la única que publica los resultados.

principal diferencia observable en educación entre regiones españolas es la aparición en el período de estudio de este examen estandarizado externo en Madrid cuyos resultados son publicados.

Esta característica nos permite llevar a cabo un análisis de diferencias en diferencias (“diff-in-diff”) comparando los resultados de PISA de la región analizada (Madrid) antes y después de que la prueba CDI fuera introducida en el resto de Comunidades españolas antes y después del análisis. Este enfoque de diferencias en diferencias nos permite controlar los factores no observables invariantes en el tiempo que afectan a Madrid. Al trabajar con regiones del mismo país también excluimos algunos efectos no observables que aparecen en estudios entre países con diferentes legislaciones y culturas.

El hecho de que se trata de un solo país también nos permite aplicar los nuevos métodos de inferencia de control sintético para estudios de casos comparativos propuestos por Abadie y Gardeazabal (2003) y Abadie et al. (2010). Usamos una combinación de otras regiones españolas para construir una región de control sintético, la cual imita las características importantes de la educación de Madrid antes de la introducción de la prueba CDI. La evolución resultante de la educación subsiguiente a esta situación hipotética en Madrid sin CDI es comparada con la experiencia real de Madrid. La idea detrás del enfoque de control sintético es que una combinación de unidades a menudo proporciona una mejor comparación para la unidad expuesta a la intervención que cualquier unidad sola. La transparencia y la protección contra la extrapolación son dos características atractivas del método de control sintético relacionadas con los métodos de regresión tradicionales.

Nuestros resultados también están más protegidos que otros de la crítica de que son el resultado de “enseñar para el examen”. Esto se debe a que nuestra medida del rendimiento, es decir, los resultados en el examen de PISA, tienen en cierto modo objetivos distintos y miden cosas diferentes que el examen CDI en cuyos efectos estamos interesados. Las preguntas del examen CDI de Madrid evalúan el conocimiento y están directamente relacionadas con el material visto en clases de Lengua y Matemáticas durante el curso académico. Por el contrario, las preguntas del examen de PISA (llamado estímulo) están más relacionadas con procesos cognitivos (el dominio de los procesos, el entendimiento de los conceptos y la habilidad de actuar o fun-

cionar en varias situaciones dentro de cada dominio), además de cómo usar el conocimiento en contextos particulares. Esto es, la evaluación de PISA está más relacionada con competencias mientras que el CDI de Madrid está más relacionado con el conocimiento.

El artículo se encuentra organizado de la siguiente manera. La Sección 2 describe con cierto detalle la estructura institucional y la prueba CDI externa y estándar. La Sección 3 describe los datos. La Sección 4 trata sobre la metodología econométrica y contiene los principales resultados del artículo. La Sección 5 muestra los resultados de los métodos de control sintéticos. En la Sección 6 se concluye.

2. ESTRUCTURA INSTITUCIONAL

El gobierno de la Comunidad de Madrid ha llevado a cabo desde el año académico 2004/2005 un examen externo estandarizado para todos los estudiantes de sexto grado en la región, quienes están por lo tanto en el último año de escuela primaria (en torno a los 11-12 años de edad). Tres años más tarde, la región introdujo otro examen externo y estandarizado en el noveno grado (el tercer año de la escuela secundaria, el cual es el último año académico común para los estudiantes). Estos exámenes son obligatorios para todos los colegios primarios y secundarios (públicos y privados). El examen mide lo que las autoridades consideran conocimiento básico en matemáticas (ejercicios y problemas) y en lengua (dictado, lectura, conocimiento general y preguntas relacionadas con un texto).

Nuestro objetivo es evaluar si la introducción de estos exámenes ha mejorado los resultados académicos de los estudiantes en Madrid. Utilizamos como medida de rendimiento de los estudiantes las notas de los exámenes realizados por el Programa para la Evaluación Internacional de Estudiantes (PISA) de la OCDE. PISA analiza las capacidades básicas en lectura, matemáticas y ciencias de estudiantes de 15 años en países miembros de la OCDE y países/economías asociadas a través de encuestas trienales. La medida de la escala global de lectura está basada en un promedio de los países de la OCDE establecida en 500 en PISA 2000, con una desviación estándar de 100. PISA llevó a cabo sus primeras pruebas en 2000 considerando la lectura como un área de evaluación importante, y proporcionando un resumen de las habilidades en matemáticas y ciencias. En 2003, las matemáticas fueron el área principal y en 2006 fue la ciencia. En 2009, PISA empezó otro ciclo, centrándose de nuevo en la lectura. Cuando un área es el principal objetivo del examen, dos terceras partes del tiempo del examen está dedicado a dicho área, lo que permite su análisis más profundo. Dado que tanto PISA

2000 como PISA 2009 se centraron en la lectura, es posible obtener comparaciones muy detalladas de cómo el desempeño del estudiante en esa área cambió durante ese tiempo. Comparaciones en el tiempo de las materias de matemáticas y ciencias son algo más limitadas.

En la prueba de PISA, cada estudiante participante tarda dos horas en realizar las tareas con lápiz y papel de lectura, matemáticas y ciencias. La evaluación incluye tareas requiriendo a los estudiantes elaborar sus propias respuestas además de incluir preguntas de elección múltiple. Asimismo, los estudiantes también responden a una encuesta que tardan aproximadamente 30 minutos en completar y que incluye preguntas sobre su entorno personal.

3. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

El primer examen CDI tuvo lugar en el año académico 2004/05, por lo que consideramos éste como el año en el que la evaluación (la introducción de un examen estandarizado) fue por primera vez implementada. Por esta razón, comparamos los resultados de los estudiantes de la región de Madrid en (i) Lectura, utilizando PISA 2000 y PISA 2009 y (ii) en Matemáticas, utilizando PISA 2003 y PISA 2009⁵.

Nuestra primera metodología para el análisis será un método de regresión de diferencias en diferencias. Construimos el tratamiento y los grupos de control de la siguiente forma: el grupo de tratamiento antes del tratamiento (la introducción de la prueba CDI) es el grupo de estudiantes de la Comunidad de Madrid que realizó el examen PISA en 2000 de lectura o en 2003 de matemáticas, el grupo de tratamiento después del tratamiento es el grupo de estudiantes que realizó el examen de PISA en 2009, y el grupo de control está formado por estudiantes de otras regiones de España antes del tratamiento (PISA 2000 o 2003) y después (PISA 2009).

El cuestionario de PISA nos permite controlar por varias características relacionadas con el estudiante, la familia y el colegio. Las características del estudiante y de la familia son: sexo, edad, nacionalidad (inmigrante o español), nacionalidad de los padres, idiomas diferentes al castellano hablados en casa, estructura de la familia (familia monoparental, familia nuclear, familia mixta), tiempo de aprendizaje en horas por semana dedicado a la lectura y las matemáticas (horas a la semana de clases de lengua o matemáticas), índice del estatus económico, social y cultural (índice ESCS) calculado por la

⁵ No vamos a utilizar las notas de PISA en ciencias, ya que el primer año en el que la materia de ciencias fue el principal objetivo fue 2006 y esto es después de aplicar nuestro análisis.

OCDE⁶. Las características del colegio son: tipo de escuela (pública, concertada o privada), ubicación de la escuela (pueblo, ciudad pequeña, ciudad, urbe o urbe grande), ratio estudiante/profesor, tamaño del colegio, si el colegio utiliza evaluaciones para comparar con el rendimiento del distrito/nacional, si el colegio utiliza evaluaciones para hacer juicios sobre la efectividad del profesor, proporción de niñas en el colegio, promedio del colegio respecto al índice ESCS, porcentaje de alumnos inmigrantes en la escuela, y el tiempo medio de aprendizaje en la escuela en lectura y matemáticas.

Las siguientes tablas contienen estadísticas descriptivas de estos cuatro grupos, para las características más relevantes de los estudiantes y de los colegios. La Tabla 1 describe el tratamiento y el control de grupos en PISA 2000 y en PISA 2009 en lectura y la Tabla 2 describe los dos grupos en PISA 2003 y en PISA 2009 en matemáticas.

⁶ El índice PISA de estatus económico, social y cultural (ESCS) se derivó de los siguientes tres índices: mayor nivel de ocupación de los padres, mayor nivel de educación de los padres en años de enseñanza según ISCED y las posesiones del hogar (OECD, 2010).

Tabla 1: Estadísticas Descriptivas de estudiantes y colegios en PISA 2000 y PISA 2009 (Lectura)

| Variable | Media | Desv. Est. | Min | Máx | Media | Desv. Est. | Min | Máx | Media | Desv. Est. | Min | Máx | Media | Desv. Est. | Min | Máx |
|--|--------|------------|--------|--------|--------|------------|--------|--------|--------|------------|--------|--------|--------|------------|-------|--------|
| Grupo de tratamiento antes del cambio - Colegio Madrid en el examen de PISA 2000 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Lectura - VP1 | 510.16 | 79.75 | 245.12 | 697.46 | 491.56 | 84.70 | 150.64 | 777.08 | 504.38 | 85.14 | 74.61 | 721.54 | 483.75 | 89.49 | 6.65 | 814.71 |
| Lectura - VP2 | 509.94 | 82.20 | 204.02 | 711.64 | 491.47 | 84.37 | 151.55 | 756.66 | 504.39 | 85.52 | 91.12 | 822.19 | 483.82 | 89.90 | 60.42 | 824.33 |
| Lectura - VP3 | 510.29 | 81.44 | 237.66 | 716.00 | 491.89 | 84.88 | 157.91 | 768.72 | 503.43 | 83.68 | 60.18 | 733.45 | 483.84 | 89.65 | 19.36 | 814.71 |
| Lectura - VP4 | 508.55 | 81.72 | 229.34 | 710.26 | 491.36 | 84.87 | 117.01 | 751.45 | 503.58 | 85.14 | 80.22 | 702.07 | 483.67 | 90.16 | 29.15 | 877.24 |
| Lectura - VP5 | 508.86 | 81.96 | 176.62 | 709.59 | 491.23 | 85.21 | 112.65 | 782.35 | 504.67 | 84.54 | 124.31 | 729.32 | 483.96 | 89.75 | 64.42 | 904.50 |
| Grupo de control después del cambio - Colegio NO Madrid en el examen de PISA 2009 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Características individuales | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Hembra | 0.51 | 0.50 | 0 | 1 | 0.51 | 0.50 | 0 | 1 | 0.50 | 0.50 | 0 | 1 | 0.49 | 0.50 | 0 | 1 |
| Edad | 15.80 | 0.28 | 15.33 | 16.25 | 15.79 | 0.28 | 15.33 | 16.25 | 15.87 | 0.28 | 15.33 | 16.33 | 15.86 | 0.29 | 15.33 | 16.33 |
| Inmigrante | 0.03 | 0.18 | 0 | 1 | 0.02 | 0.15 | 0 | 1 | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 | 0.09 | 0.28 | 0 | 1 |
| Madre inmigrante | 0.07 | 0.25 | 0 | 1 | 0.04 | 0.19 | 0 | 1 | 0.21 | 0.41 | 0 | 1 | 0.12 | 0.33 | 0 | 1 |
| Padre inmigrante | 0.05 | 0.22 | 0 | 1 | 0.03 | 0.18 | 0 | 1 | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 | 0.11 | 0.31 | 0 | 1 |
| Idioma diferente al castellano hablado en casa | 0.01 | 0.09 | 0 | 1 | 0.17 | 0.37 | 0 | 1 | 0.05 | 0.22 | 0 | 1 | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 |
| Familia monoparental | 0.17 | 0.37 | 0 | 1 | 0.17 | 0.37 | 0 | 1 | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 | 0.13 | 0.34 | 0 | 1 |
| Familia nuclear | 0.79 | 0.41 | 0 | 1 | 0.79 | 0.41 | 0 | 1 | 0.83 | 0.38 | 0 | 1 | 0.85 | 0.35 | 0 | 1 |
| Familia mixta | 0.04 | 0.21 | 0 | 1 | 0.05 | 0.21 | 0 | 1 | 0.01 | 0.09 | 0 | 1 | 0.01 | 0.11 | 0 | 1 |
| Tiempo de estudio (horas/semana) en lengua | 3.30 | 0.74 | 0.00 | 4.58 | 3.04 | 0.74 | 0.00 | 4.33 | 3.66 | 0.68 | 1.67 | 9.00 | 3.37 | 0.70 | 0.00 | 9.00 |
| ESCS (índice del nivel económico, social y cultural) | -0.16 | 1.01 | -2.79 | 2.13 | -0.40 | 1.05 | -4.05 | 2.21 | -0.09 | 1.05 | -3.40 | 2.85 | -0.26 | 1.05 | -5.34 | 3.41 |
| ESCS al cuadrado | 1.05 | 1.14 | 0.00 | 7.80 | 1.26 | 1.42 | 0.00 | 16.42 | 1.11 | 1.30 | 0.00 | 11.57 | 1.18 | 1.44 | 0.00 | 28.54 |
| Características del colegio | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Colegio público | 0.56 | 0.50 | 0 | 1 | 0.63 | 0.48 | 0 | 1 | 0.60 | 0.49 | 0 | 1 | 0.63 | 0.48 | 0 | 1 |
| Colegio privado | 0.16 | 0.36 | 0 | 1 | 0.08 | 0.27 | 0 | 1 | 0.08 | 0.27 | 0 | 1 | 0.03 | 0.18 | 0 | 1 |
| Colegio concertado | 0.28 | 0.45 | 0 | 1 | 0.29 | 0.46 | 0 | 1 | 0.32 | 0.47 | 0 | 1 | 0.34 | 0.47 | 0 | 1 |
| Colegio en pueblo | 0.00 | 0.00 | 0 | 0 | 0.02 | 0.15 | 0 | 1 | 0.02 | 0.14 | 0 | 1 | 0.06 | 0.24 | 0 | 1 |
| Colegio en pequeña ciudad | 0.00 | 0.00 | 0 | 0 | 0.24 | 0.42 | 0 | 1 | 0.11 | 0.32 | 0 | 1 | 0.26 | 0.44 | 0 | 1 |
| Colegio en ciudad | 0.18 | 0.38 | 0 | 1 | 0.34 | 0.47 | 0 | 1 | 0.27 | 0.44 | 0 | 1 | 0.35 | 0.48 | 0 | 1 |
| Colegio en urbe | 0.36 | 0.48 | 0 | 1 | 0.36 | 0.48 | 0 | 1 | 0.16 | 0.36 | 0 | 1 | 0.32 | 0.47 | 0 | 1 |

Tabla 1: Estadísticas Descriptivas de estudiantes y colegios en PISA 2000 y PISA 2009 (Lectura)

| Variable | Media | Desv. Est. | Mín | Máx | Media | Desv. Est. | Mín | Máx | Media | Desv. Est. | Mín | Máx |
|--|------------|------------|--------|----------|-------------|------------|-------|----------|-------------|------------|--------|----------|
| | | | | | | | | | | | | |
| Asignaturas - Valores Plausibles | | | | | | | | | | | | |
| Colegio en una gran urbe | 0.47 | 0.50 | 0 | 1 | 0.04 | 0.21 | 0 | 1 | 0.44 | 0.50 | 0 | 1 |
| Ratio estudiante/profesor | 16.93 | 4.39 | 10.90 | 26.80 | 14.15 | 4.66 | 5.66 | 27.60 | 12.76 | 4.23 | 1.18 | 20.27 |
| Tamaño del colegio | 1,048.43 | 493.49 | 335.00 | 2,139.00 | 725.64 | 345.15 | 93.00 | 1,742.00 | 851.82 | 416.07 | 100.00 | 2,268.00 |
| Evaluación para comparar el colegio con el resultado en el distrito/país | 0.32 | 0.47 | 0 | 1 | 0.18 | 0.39 | 0 | 1 | 0.50 | 0.50 | 0 | 1 |
| Evaluación para juzgar la efectividad del profesor | 0.47 | 0.50 | 0 | 1 | 0.40 | 0.49 | 0 | 1 | 0.62 | 0.48 | 0 | 1 |
| Nº de observaciones - colegios | 20 | | | | 165 | | | | 51 | | | |
| Nº de observaciones - estudiantes | 679 | | | | 5535 | | | | 1453 | | | |

| | | | | | | | | | | | | |
|---|--|--|--|--|--|--|--|--|--|--|--|--|
| Grupo de control antes del cambio - Colegio NO Madrid en el examen de PISA 2000 | | | | | | | | | | | | |
| Grupo de tratamiento después del cambio - Colegio Madrid en el examen de PISA 2009 | | | | | | | | | | | | |
| Media | | | | | | | | | | | | |
| Desv. Est. | | | | | | | | | | | | |
| Mín | | | | | | | | | | | | |
| Máx | | | | | | | | | | | | |
| Media | | | | | | | | | | | | |
| Desv. Est. | | | | | | | | | | | | |
| Mín | | | | | | | | | | | | |
| Máx | | | | | | | | | | | | |

Tabla 2: Estadísticas Descriptivas de estudiantes y colegios en PISA 2003 y PISA 2009 (Matemáticas)

| Variable | Media | Desv. Est. | Mín | Máx | Media | Desv. Est. | Mín | Máx | Media | Desv. Est. | Mín | Máx |
|---|--------|------------|--------|--------|--------|------------|--------|--------|--------|------------|--------|--------|
| Asignaturas - Valores Plausibles | | | | | | | | | | | | |
| Matemáticas - VP1 | 493.98 | 92.37 | 238.46 | 706.68 | 495.25 | 85.81 | 122.01 | 807.17 | 497.47 | 88.34 | 179.79 | 773.49 |
| Matemáticas - VP2 | 492.34 | 91.10 | 197.49 | 701.70 | 495.11 | 86.17 | 56.27 | 788.63 | 497.52 | 88.68 | 205.49 | 820.23 |
| Matemáticas - VP3 | 494.73 | 87.87 | 216.34 | 694.69 | 494.23 | 85.59 | 137.67 | 793.61 | 498.24 | 88.22 | 222.63 | 749.35 |
| Matemáticas - VP4 | 495.29 | 90.48 | 229.35 | 731.61 | 495.14 | 85.91 | 117.34 | 770.01 | 496.53 | 87.95 | 196.22 | 740.23 |
| Matemáticas - VP5 | 491.91 | 92.66 | 202.94 | 723.35 | 494.47 | 85.62 | 143.82 | 777.49 | 497.89 | 87.76 | 193.03 | 777.39 |
| Individual characteristics | | | | | | | | | | | | |
| Hembra | 0.50 | 0.50 | 0 | 1 | 0.51 | 0.50 | 0 | 1 | 0.50 | 0.50 | 0 | 1 |

| | | | | | | | | | | | | |
|---|--|--|--|--|--|--|--|--|--|--|--|--|
| Grupo de control antes del cambio - Colegio NO Madrid en el examen de PISA 2000 | | | | | | | | | | | | |
| Grupo de tratamiento después del cambio - Colegio Madrid en el examen de PISA 2009 | | | | | | | | | | | | |
| Media | | | | | | | | | | | | |
| Desv. Est. | | | | | | | | | | | | |
| Mín | | | | | | | | | | | | |
| Máx | | | | | | | | | | | | |

Individual characteristics

| | | | | | | | | | | | | |
|--|-------|------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|------|-------|-------|
| Edad | 15.85 | 0.29 | 15.25 | 16.33 | 15.86 | 0.29 | 15.25 | 16.42 | 15.87 | 0.28 | 15.33 | 16.33 |
| Inmigrante | 0.07 | 0.25 | 0 | 1 | 0.03 | 0.17 | 0 | 1 | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 |
| Madre inmigrante | 0.12 | 0.33 | 0 | 1 | 0.04 | 0.20 | 0 | 1 | 0.21 | 0.41 | 0 | 1 |
| Padre inmigrante | 0.09 | 0.29 | 0 | 1 | 0.04 | 0.19 | 0 | 1 | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 |
| Idioma diferente al castellano hablado en casa | 0.04 | 0.19 | 0 | 1 | 0.14 | 0.35 | 0 | 1 | 0.05 | 0.22 | 0 | 1 |
| Familia monoparental | 0.18 | 0.38 | 0 | 1 | 0.13 | 0.33 | 0 | 1 | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 |
| Familia nuclear | 0.79 | 0.41 | 0 | 1 | 0.83 | 0.38 | 0 | 1 | 0.83 | 0.38 | 0 | 1 |
| Familia mixta | 0.02 | 0.15 | 0 | 1 | 0.02 | 0.15 | 0 | 1 | 0.01 | 0.09 | 0 | 1 |
| Tiempo de estudio (horas/semana) en matemáticas | 3.05 | 0.60 | 0.92 | 7.33 | 2.97 | 0.73 | 0.00 | 15.00 | 3.20 | 0.81 | 1.67 | 9.00 |
| ESCS (Índice del nivel económico, social y cultural) | -0.12 | 0.97 | -3.74 | 2.10 | -0.20 | 0.98 | -3.40 | 2.39 | -0.09 | 1.05 | -3.40 | 2.85 |
| ESCS al cuadrado | 0.94 | 1.38 | 0.00 | 13.96 | 1.00 | 1.28 | 0.00 | 11.55 | 1.11 | 1.30 | 0.00 | 11.57 |

School characteristics

| | | | | | | | | | | | | |
|--|--------|--------|------|-------|--------|--------|------|-------|--------|--------|------|-------|
| Colegio público | 0.54 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 0.55 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 0.60 | 0.49 | 0.00 | 1.00 |
| Colegio privado | 0.07 | 0.26 | 0 | 1 | 0.06 | 0.24 | 0 | 1 | 0.08 | 0.27 | 0 | 1 |
| Colegio concertado | 0.39 | 0.49 | 0 | 1 | 0.39 | 0.49 | 0 | 1 | 0.32 | 0.47 | 0 | 1 |
| Colegio en pueblo | 0.00 | 0.00 | 0 | 0 | 0.05 | 0.22 | 0 | 1 | 0.02 | 0.14 | 0 | 1 |
| Colegio en pequeña ciudad | 0.05 | 0.23 | 0 | 1 | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 | 0.11 | 0.32 | 0 | 1 |
| Colegio en ciudad | 0.23 | 0.42 | 0 | 1 | 0.33 | 0.47 | 0 | 1 | 0.27 | 0.44 | 0 | 1 |
| Colegio en urbe | 0.13 | 0.33 | 0 | 1 | 0.36 | 0.48 | 0 | 1 | 0.16 | 0.36 | 0 | 1 |
| Colegio en una gran urbe | 0.59 | 0.49 | 0 | 1 | 0.02 | 0.15 | 0 | 1 | 0.44 | 0.50 | 0 | 1 |
| Ratio estudiante/profesor | 15.61 | 5.48 | 9.44 | 24.36 | 13.23 | 5.31 | 1.38 | 44.30 | 12.76 | 4.23 | 1.18 | 20.27 |
| Tamaño del colegio | 880.37 | 401.45 | 389 | 1951 | 710.70 | 432.90 | 95 | 2819 | 851.82 | 416.07 | 100 | 2268 |
| Evaluación para comparar el colegio con el resultado en el distrito/país | 0.12 | 0.33 | 0 | 1 | 0.26 | 0.44 | 0 | 1 | 0.50 | 0.50 | 0 | 1 |
| Evaluación para juzgar la efectividad del profesor | 0.24 | 0.42 | 0 | 1 | 0.40 | 0.49 | 0 | 1 | 0.62 | 0.48 | 0 | 1 |

| | | | | | | | | | | | | |
|--|------------|--|--|--|--------------|--|--|--|-------------|--|--|--|
| Nº de observaciones - colegios | 18 | | | | 365 | | | | 51 | | | |
| Nº de observaciones - estudiantes | 511 | | | | 10280 | | | | 1453 | | | |

Las dos tablas muestran una evolución muy similar de las características de los alumnos y de los colegios cuando comparamos PISA 2000 y PISA 2009 en lectura y cuando comparamos PISA 2003 y PISA 2009 en matemáticas.

Si comparamos el grupo de tratamiento y el grupo de control antes y después del cambio en lectura, podemos ver tendencias que son muy similares entre ambos grupos: la proporción de niñas y estudiantes provenientes de familias monoparentales disminuye ligeramente mientras que la edad, los inmigrantes, el tiempo de aprendizaje, y el índice de estatus económico, social y cultural (ESCS) aumenta. Esto es consistente con el hecho de que España ha experimentado una gran afluencia de inmigrantes en la última década y ha convergido hacia el PIB per cápita de la UE y la OCDE, un proceso que desde 2009 se ha invertido⁷. Sin embargo, el aumento en la proporción de inmigrantes entre 2000 y 2009 fue mayor en la Comunidad de Madrid (desde el 3% al 16%) que en el resto de las Comunidades (desde el 2% al 9%). Además, la proporción de estudiantes hablando idiomas extranjeros diferentes al español aumentó en Madrid durante el período (desde el 1% al 5%) mientras que permaneció constante en el grupo de control (17% frente al 16%).

Si nos fijamos en las características de las escuelas, observamos una disminución en el número de escuelas privadas y un aumento en el número de escuelas concertadas en el período 2000-2009. Esto podría ser debido al hecho de que algunos colegios privados han solicitado y logrado de la Administración Pública su transformación en colegios concertados, lo que disminuye las tasas que pagan las familias de los alumnos y evita que desciendan las inscripciones en esos colegios. Sin embargo, los datos oficiales de la Oficina de Estadística del Ministerio Español de Educación, Cultura y Deporte muestra que el aumento de los alumnos de las escuelas concertadas procede de una reducción en el número de estudiantes en los colegios públicos. Esto contrasta con la muestra de PISA, la cual muestra que el aumento de los estudiantes en colegios concertados procede de un descenso en los colegios privados. Esto es, la cobertura de PISA en las escuelas privadas disminuyó desde 2000 a 2009 mientras que la cobertura de escuelas públicas aumentó. Esto podría ser debido al hecho de que la muestra de las escuelas

⁷ España pasó de menos del 1% de inmigrantes en la población a casi el 10% durante este período. El PIB per cápita español en términos PPA aumentó desde el 97% del correspondiente al de la UE-27 en 2000 al 103% en 2009 (Source: Eurostat).

en las ciudades o grandes urbes en 2009 disminuyó mientras que en ciudades pequeñas y pueblos aumentó.

Estudiante/profesor y el ratio del tamaño de la escuela disminuyó a lo largo de los dos períodos. También, observamos que el porcentaje de colegios que declararon que llevaron a cabo evaluaciones utilizadas para comparar el colegio con el rendimiento del distrito/nacional o evaluaciones utilizadas para hacer juicios sobre la efectividad del profesor aumentó durante los dos períodos tanto en el grupo de control como en el de tratamiento. En resumen, las estadísticas descriptivas muestran que las tendencias que observamos cuando comparamos el grupo de tratamiento y de control son similares.

El grupo de control y de tratamiento tienen también patrones similares en PISA 2003 y en PISA 2009, que son los años que estamos utilizando para el análisis de matemáticas. Las únicas excepciones son la proporción de niñas y, sobre todo, el índice ESCS. En ambos casos, el indicador de la Comunidad de Madrid aumentó mientras que el del grupo de control disminuyó ligeramente.

4. METODOLOGÍA ECONÓMÉTRICA Y RESULTADOS

Con el fin de estimar el impacto de la introducción de un examen estandarizado en la Comunidad de Madrid sobre el rendimiento de los estudiantes, proponemos un enfoque de diferencias en diferencias. Utilizamos como resultado del desempeño de los estudiantes, sus notas presentadas por PISA. Éstas se calculan usando métodos de imputación, designados los valores plausibles (OCDE, 2009). Así, para un año dado, la nota del estudiante i en el colegio j viene dada por:

$$y_{ij} = \alpha_0 + a_1 \text{Madrid}_j + a_2 \text{PISA2009} + \delta \text{Madrid}_j \cdot \text{PISA2009} + \beta x_i + \beta x_j + u_i + \varepsilon_{ij}$$

donde y_{ij} son características observables de los estudiantes y sus familias descritas anteriormente, x_i son características observables de los colegios, Madrid_j es una variable dummy para las escuelas ubicadas en la Comunidad de Madrid (es decir, toma el valor 1 para el grupo tratado), PISA2009 es una variable dummy para los estudiantes que realizaron el examen de PISA en 2009 (después de la introducción del examen estandarizado en la Comunidad de Madrid), $\text{Madrid}_j \cdot \text{PISA2009}$ indica si la escuela j está en la Comunidad de Madrid y participa en el examen de PISA de 2009 (es decir, toma el valor 1 para el grupo tratado después del tratamiento), x_i son características no observables de los estudiantes, tales como esfuerzo o capacidad, x_j son características no observables del colegio, como calidad del director y de los maestros, y ε_{ij} es un shock aleatorio.

Nuestro parámetro de interés es δ , correspondiente a la variable $\text{Madrid}_j \cdot \text{PISA2009}$, que coincide con la introducción de un examen estandarizado (el examen CDI) en la Comunidad de Madrid.

Las tablas 3 y 4 de abajo muestran los resultados de la estimación de diferencias en diferencias para la lectura, usando las muestras de los estudian-

tes de España en PISA 2000 y PISA 2009, y para matemáticas, usando las muestras de estudiantes de España en PISA 2003 y PISA 2009. Dado que la base de datos de PISA proporciona cinco valores plausibles, que se asignan a cada estudiante, usamos la metodología propuesta por la OCDE para el cálculo de los coeficientes de regresión y sus respectivos errores estándar. Según la OCDE (2009), los análisis estadísticos deberían comportarse independientemente en cada uno de estos cinco valores plausibles y los resultados deberían ser agregados para obtener las estimaciones finales de las estadísticas y sus errores estándar respectivos.

Tabla 3: Estimaciones de diferencias en diferencias para PISA 2000 y PISA 2009 en lectura

| Variable | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|---------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| Madrid | 13.620* (8.107) | 9.327 (5.841) | 2.071 (8.001) | 2.761 (6.869) |
| Madrid*PISA2009 | 12.267 (9.703) | 13.718** (6.867) | 16.985** (8.083) | 15.415** (7.657) |
| PISA2009 | -13.185*** (3.635) | -9.499*** (2.995) | -5.448 (3.843) | -8.436** (3.744) |
| Características de los estudiantes | | | | |
| Hembra | | 27.230*** (1.789) | 26.115*** (1.781) | 26.231*** (1.696) |
| Edad | | 18.521*** (3.118) | 19.680*** (3.372) | 19.180*** (3.366) |
| Inmigrante | | -17.608*** (6.301) | -16.988** (6.778) | -19.294*** (6.504) |
| Madre inmigrante | | -13.890** (6.766) | -14.851** (7.345) | -11.932* (7.027) |
| Padre inmigrante | | -8.080 (5.609) | -7.079 (5.983) | -5.043 (6.043) |
| Idioma extranjero hablado en el hogar | | -4.108 (2.689) | -2.888 (2.615) | -0.192 (2.721) |
| Familia monoparental | | -4.899** (2.288) | -5.730** (2.312) | -6.146*** (2.178) |
| Familia mixta | | -22.204*** (5.404) | -24.441*** (5.750) | -25.051*** (5.911) |
| Tiempo de estudio (horas/semana) en lectura | | -8.492*** (1.420) | -8.690*** (1.545) | -12.495*** (1.587) |
| ESCS (Índice del nivel económico, social y cultural) | | 27.955*** (1.100) | 24.845*** (1.072) | 19.628*** (0.852) |
| ESCS al cuadrado | | -1.564** (0.757) | -1.868** (0.763) | -1.656** (0.710) |
| Características del colegio | | | | |
| Colegio privado | | | 23.473*** (8.548) | -3.719 (8.095) |
| Colegio concertado | | | 12.103** (5.776) | -1.032 (5.099) |
| Colegio en pequeña ciudad | | | 1.078 (6.443) | 1.581 (4.890) |
| Colegio en ciudad | | | 1.749 (6.653) | 0.086 (5.042) |
| Colegio en urbe | | | 7.013 (7.233) | 4.163 (5.556) |
| Colegio en una gran urbe | | | 12.746 (8.965) | 8.784 (6.671) |

Tabla 3: Estimaciones de diferencias en diferencias para PISA 2000 y PISA 2009 en lectura

| Variable | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Características del colegio | | | | |
| Ratio estudiante/profesor | | | 0.038 (0.657) | 0.373 (0.544) |
| Tamaño del colegio | | | 0.005 (0.004) | -0.006* (0.004) |
| Evaluación para comparar el colegio con el resultado en el distrito/país | | | -1.527 (2.993) | -2.520 (-2.959) |
| Evaluación para juzgar la efectividad del profesor | | | 0.592 (2.669) | -0.442 (2.389) |
| Proporción de niñas en el colegio | | | | -14.228 (13.844) |
| Media del colegio del índice ESCS | | | | 23.880*** (2.808) |
| Media del colegio del índice ESCS al cuadrado | | | | -8.226*** (2.706) |
| % de estudiantes inmigrantes en el colegio | | | | 0.471 (0.451) |
| % de madres inmigrantes en el colegio | | | | -0.109 (0.336) |
| % de padres inmigrantes en el colegio | | | | -0.538 (0.415) |
| Promedio de la escuela del tiempo de dedicación (horas/semana) a la lectura | | | | 11.089*** (3.485) |
| Constante | 490.770*** (2.793) | 229.792*** (49.645) | 197.296*** (54.414) | 221.023*** (55.028) |

Fuente: 1. Errores estándar en paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1% 2. Categorías base para dummies: varón, estudiante de España, madre de España, padre de España, familia nuclear, colegio público, colegio en pueblo.

Tabla 4: Estimaciones de diferencias en diferencias para PISA 2003 y PISA 2009 en matemáticas

| Variable | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Madrid | 9.580 (9.973) | 7.819 (6.039) | -3.420 (7.350) | -6.879 (6.791) |
| Madrid*PISA2009 | 5.415 (10.559) | -0.084 (6.606) | 4.272 (7.268) | 7.323 (7.509) |
| PISA2009 | -2.296 (3.360) | 6.752** (2.688) | 6.619** (3.227) | 8.484** (3.514) |
| Características de los estudiantes | | | | |
| Hembra | | -13.744*** (1.626) | -14.519*** (1.605) | -15.746*** (1.584) |
| Edad | | 15.847*** (3.269) | 14.596*** (3.433) | 15.139*** (3.325) |
| Inmigrante | | -21.247*** (6.481) | -21.009*** (6.973) | -20.172*** (6.948) |
| Madre inmigrante | | -9.528** (4.416) | -8.680* (4.507) | -7.674* (4.433) |
| Padre inmigrante | | -13.285*** (5.073) | -15.604*** (5.339) | -13.873*** (5.268) |
| Idioma extranjero hablado en el hogar | | 2.083 (2.619) | 2.103 (2.852) | -0.132 (2.997) |
| Familia monoparental | | -8.722*** (2.771) | -9.873*** (2.723) | -10.985*** (2.699) |
| Familia mixta | | -5.591 (5.366) | -10.635 (6.748) | -11.649* (6.902) |

Tabla 4: Estimaciones de diferencias en diferencias para PISA 2003 y PISA 2009 en matemáticas

| Variable | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Características de los estudiantes | | | | |
| Tiempo de estudio (horas/semana) en lectura | | -6.616*** (1.560) | -6.759*** (1.620) | -4.840*** (1.844) |
| ESCS (Índice del nivel económico, social y cultural) | | 29.471*** (1.024) | 26.666*** (1.043) | 21.539*** (0.853) |
| ESCS al cuadrado | | -0.177 (0.735) | -0.644 (0.799) | -0.046 (0.657) |
| Características del colegio | | | | |
| Colegio privado | | | 14.301** (6.453) | -0.962 (6.895) |
| Colegio concertado | | | 10.068** (4.193) | 2.393 (4.053) |
| Colegio en pequeña ciudad | | | 3.890 (4.283) | 3.007 (4.901) |
| Colegio en ciudad | | | -1.624 (4.961) | -2.684 (5.075) |
| Colegio en urbe | | | 4.235 (5.395) | 1.968 (5.389) |
| Colegio en una gran urbe | | | 17.099** (8.373) | 15.854* (8.311) |
| Ratio estudiante/profesor | | | -0.024 (0.441) | -0.161 (0.446) |
| Tamaño del colegio | | | 0.009* (0.005) | -0.000 (0.004) |
| Evaluación para comparar el colegio con el resultado en el distrito/país | | | | -0.661 (3.322) |
| Evaluación para juzgar la efectividad del profesor | | | | -1.618 (3.460) |
| Proporción de niñas en el colegio | | | | 49.186*** (15.062) |
| Media del colegio del índice ESCS | | | | 22.307*** (3.094) |
| Media del colegio del índice ESCS al cuadrado | | | | -10.684*** (3.716) |
| % de estudiantes inmigrantes en el colegio | | | | 0.032 (0.333) |
| % de madres inmigrantes en el colegio | | | | 0.106 (0.342) |
| % de padres inmigrantes en el colegio | | | | -0.420 (0.386) |
| Promedio de la escuela del tiempo de dedicación (horas/semana) a la lectura | | | | -1.111 (4.785) |
| Constante | 483.786*** (2.370) | 273.629*** (52.352) | 285.233*** (55.280) | 281.827*** (54.504) |

Fuente: 1. Errores estándar en paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1% 2. Categorías base para dummies: varón, estudiante de España, madre de España, padre de España, familia nuclear, colegio público, colegio en pueblo.

La primera columna de las tablas muestra los resultados de la estimación sin variables de control. Este sería el efecto bruto promedio de nuestro tratamiento. La segunda columna incluye características individuales de los estudiantes y la tercera y la cuarta columna agregan gradualmente características de los colegios.

Cuando estimamos diferencias en diferencias sin variables de control, el coeficiente para el tratamiento no es estadísticamente significativo para la lectura ni para matemáticas.

Sin embargo, los resultados de la estimación de diferencias en diferencias para la lectura en la tabla 3, columnas (2)-(4), muestran un efecto positivo y estadístico significativo de nuestro tratamiento en las notas de PISA. En la segunda columna, cuando controlamos por las características individuales de los estudiantes, el coeficiente de la variable de tratamiento es positivo y significativo⁸. La inclusión de las características de la escuela en las columnas (3) y (4) no cambia este resultado. Encontramos una mejora relativa en las notas de PISA en lectura en la Comunidad de Madrid entre 2000 y 2009 de una magnitud de 14 a 17 puntos de PISA que no puede explicarse por variables observables. En 2009, España estaba significativamente por debajo de la media de la OCDE en lectura en 12 puntos. Si los resultados son totalmente explicados por la introducción y la publicación de exámenes externos, esto podría implicar que la generalización de esos exámenes aumentaría el nivel de España en lectura sobre la media de la OCDE.

En la tabla 4 se llevan a cabo las mismas estimaciones pero para matemáticas y utilizando los resultados de PISA 2003 y PISA 2009. En este caso, no encontramos ningún impacto de nuestro tratamiento en el rendimiento de los estudiantes. El coeficiente cambia de positivo a negativo de una especificación a otra y no es estadísticamente significativo en ninguna de ellas. La falta de significatividad podría explicarse en parte por el hecho de que estamos utilizando como rendimiento del estudiante las puntuaciones de PISA en una materia, la cual fue objeto del examen de PISA sólo en 2003 y no en 2009, por lo que las comparaciones no son del todo válidas.

Los datos parecen indicar que algo diferente ha ocurrido en Madrid entre 2000 y 2009 con respecto a otras regiones españolas. Una hipótesis lógica en este contexto es que la introducción y la publicación de los resultados del examen estandarizado toma un papel importante en este cambio. Es muy difícil ofrecer una prueba definitiva con estos datos, pero podemos descartar algunas explicaciones alternativas.

⁸ En una especificación adicional, quitamos el índice ESCS, que es un índice agregado del perfil socioeconómico de los estudiantes y controlamos por separado la situación del mercado laboral y el nivel de educación de la madre y del padre. Nuestros resultados no cambiaron significativamente. Estos resultados están disponibles bajo petición.

El gasto público en educación por alumno afecta hasta cierto punto a los rendimientos de los estudiantes (OCDE, 2010). El Ministerio español de Educación proporciona datos sobre gasto público en educación por alumno y por regiones a partir de 2004. Durante el período 2004-2009, Madrid aumentó el gasto público en educación por alumno en un 21%, menos que la media española (33%). Más importante aún, Madrid ha sido la región que menos ha aumentado el gasto en educación por alumno de entre las 17 regiones españolas. Por lo tanto, el gasto en educación no puede explicar el mejor comportamiento de las puntuaciones de PISA en Madrid.

España recibió una gran cantidad de inmigrantes entre 2000 y 2009 (los inmigrantes pasaron del 2% al 12% de la población durante el período, según el Instituto Nacional de Estadística, INE), y Madrid fue un importante lugar de destino (tiene aproximadamente el 18% de los inmigrantes y sobre el 13% de la población). Nuestros datos pueden identificar si el estudiante es inmigrante y si el número de inmigrantes varía bastante entre colegios cuyo efecto es probablemente captado a nivel escolar. Este es también un período de rápido crecimiento económico, el cual no es igual entre regiones, pero el índice ESCS tiene suficiente información sobre esta variable a nivel individual para controlar adecuadamente el efecto de los datos económicos. Otros factores afectan a los colegios más directamente. Madrid tiene un mayor número de colegios concertados que otras regiones. Madrid también ha aumentado la proporción de colegios concertados pero su tendencia ha sido similar a la del resto de Comunidades, si acaso un poco más pequeña. En cualquier caso, ya que la identidad de las escuelas es observable su efecto puede ser controlado.

La otra reforma institucional importante en los colegios de Madrid en este período, más allá de la introducción y publicación de exámenes externos, es la introducción de colegios bilingües en la región, donde inglés es un medio de enseñanza durante al menos una tercera parte del tiempo⁹. Aunque esto es claramente una importante reforma, se ha llevado a cabo sólo gradualmente a partir del primer grado, y los alumnos mayores expuestos al programa ahora tienen 13 años. Además, Anghel, Cabrales and Carro (2012) han encontrado efectos significativos del programa tanto en lengua como en matemáticas, y posiblemente un efecto negativo en las ciencias sociales y naturales (las materias enseñadas en inglés).

⁹ Estudiantes no sólo estudian inglés como lengua extranjera sino que también algunas asignaturas (al menos ciencias, historia y geografía) son impartidas en inglés. Lengua española y matemáticas se imparten sólo en español.

5. MÉTODO DE CONTROL SINTÉTICO

En esta sección, utilizamos la metodología propuesta por Abadie y Gardeazabal (2003) y Abadie et al. (2010), que aplica métodos de control sintéticos para los estudios de casos comparativos. Su metodología está motivada por el hecho de que, en estudios de casos comparativos, el investigador se ve obligado a encontrar similitudes entre unidades tratadas y no tratadas utilizando características observables, algo que a menudo es difícil en la práctica. Para resolver este problema proponen construir una combinación de unidades con fines comparativos, ya que la combinación normalmente se parecerá a la unidad tratada mucho mejor que cualquier unidad sola.

En nuestro caso construimos una combinación de regiones españolas que se asemeja a la región de Madrid en términos de varias características antes del tratamiento y observamos la evolución de esta combinación en ausencia del tratamiento. Esta combinación se denomina grupo de control sintético. Se construye buscando una combinación ponderada de las regiones españolas no tratadas, en términos de diferentes variables de predicción, las cuales son la media de todo el período antes de la intervención. Según Abadie et al. (2010) “debido a que la elección del control sintético no requiere acceso a los resultados posteriores a la intervención, el método de control sintético permite a los investigadores decidir sobre el diseño del estudio sin conocer cómo esas decisiones afectarán a las conclusiones de sus estudios”.

Para construir el grupo de control sintético (el Madrid sintético), tenemos que agregar los datos a nivel del colegio y después a nivel regional. El año en el que el examen estandarizado CDI fue llevado a cabo en la Comunidad de Madrid fue 2004/05, por lo tanto tenemos dos años de datos de PISA anteriores al tratamiento (PISA 2000 y 2003). PISA 2006 y PISA 2009 será

nuestro período posterior al tratamiento. El Madrid sintético se construye como una media ponderada del grupo de regiones no tratadas. Este grupo incluye 15 regiones¹⁰. Las ponderaciones se eligen de manera que el sintético de Madrid resultante se parezca a la verdadera región de Madrid lo máximo posible en términos de los valores de un conjunto de predicciones del rendimiento de los estudiantes antes de la introducción del examen CDI, esto es, antes del tratamiento.

Incluimos en la lista de las variables de predicción para calcular los pesos las siguientes variables: el ratio profesor/estudiante, el tamaño del colegio, el índice del colegio ESCS, la proporción de inmigrantes en el colegio y la proporción de repetidores en el colegio. Todas las variables son medias a nivel regional y durante el período antes de la intervención (2000 y 2003).

Utilizando estas variables de predicción construimos el Madrid sintético como la combinación convexa de las regiones, que se parezca más a la región de Madrid en el período antes del tratamiento. La Tabla 5 muestra las características de la región de Madrid real, de la región sintética de Madrid y del grupo de las regiones (la media de las 15 regiones las cuales forman el grupo), en términos de las variables de control. Las cifras demuestran que el Madrid sintético construido es mucho más parecido al real, tanto en lectura como en matemáticas, que el promedio simple de las regiones que forman el grupo. En lectura, el ratio estudiante/profesor en la región real de Madrid es 16,18 y en el Madrid sintético es 15 (la media del grupo de control es 14,03). La media del tamaño del colegio es 933,74 en el Madrid real y 852,74 en el Madrid sintético (el promedio del grupo es 720,08). La media del colegio del índice ESCS es -0,16 en el Madrid real y -0,19 en el Madrid sintético (el promedio del grupo de control es -0,31). En términos del porcentaje de repetidores encontramos que la región sintética y el grupo de control son ambos bastante similares a la región de Madrid real. Finalmente, hay una diferencia sustancial en el porcentaje de estudiantes inmigrantes entre la región real de Madrid y la sintética. Por otra parte, encontramos también afinidades entre el Madrid sintético y el real en los resultados de PISA de los estudiantes.

¹⁰ Hay 17 regiones (incluyendo la región de Madrid) y dos ciudades autónomas (Ceuta y Melilla) en España. Tuvimos que quitar Baleares y Ceuta y Melilla por falta de datos, por lo que esto nos deja con 15 Comunidades o regiones.

Tabla 5: Medias de predicción para el rendimiento de los estudiantes en PISA

| Variable | LECTURA | | METEMÁTICAS | | LECTURA | MATEMÁTICAS |
|--|---------|-----------|-------------|-----------|----------------------|----------------------|
| | Madrid | | Madrid | | Media de 15 regiones | Media de 15 regiones |
| | Real | Sintético | Real | Sintético | | |
| Ratio estudiante/profesor | 16,18 | 15,00 | 16,18 | 14,85 | 14,03 | 14,03 |
| Tamaño del colegio | 933,74 | 852,74 | 933,74 | 907,70 | 720,08 | 720,08 |
| Media del colegio del índice ESCS | -0,16 | -0,19 | -0,16 | -0,16 | -0,31 | -0,31 |
| % de estudiantes inmigrantes en el colegio | 5,43 | 3,35 | 5,43 | 2,52 | 2,77 | 2,77 |
| % de repetidores en el colegio | 0,36 | 0,31 | 0,36 | 0,29 | 0,27 | 0,27 |
| PISA calificación 2000 | 506,80 | 500,46 | 490,83 | 493,04 | 496,92 | 482,30 |
| PISA calificación 2003 | 490,66 | 480,00 | 492,11 | 485,63 | 488,63 | 493,23 |
| PISA calificación 2006 | 477,27 | 474,42 | 500,11 | 502,07 | 471,05 | 492,25 |
| PISA calificación 2009 | 500,86 | 483,61 | 494,63 | 495,33 | 484,70 | 490,64 |

Fuente: Nota: Todas las variables, excepto las calificaciones de PISA, son la media a nivel regional para el período anterior al tratamiento (2000 y 2003).

La Tabla 6 proporciona los pesos de las 15 regiones que forman el grupo en el Madrid sintético. Muestra que el rendimiento de los estudiantes en la región de Madrid está mejor aproximada por una combinación de Aragón, Asturias y las Islas Canarias en lectura y de Aragón y las Islas Canarias en matemáticas. El resto de regiones en el grupo se les asigna ponderaciones cero.

Tabla 6: Pesos por región en el Madrid Sintético (PISA2000-PISA2009)

| Región | Pesos lectura | Pesos matemáticas |
|----------------------|---------------|-------------------|
| Andalucía | 0 | 0 |
| Aragón | 0,454 | 0,801 |
| Asturias | 0,286 | 0 |
| Canarias | 0,259 | 0,199 |
| Cantabria | 0 | 0 |
| Castilla - La Mancha | 0 | 0 |
| Castilla-León | 0 | 0 |
| Cataluña | 0 | 0 |
| Extremadura | 0 | 0 |
| Galicia | 0 | 0 |
| La Rioja | 0 | 0 |
| Murcia | 0 | 0 |
| Navarra | 0 | 0 |
| País Vasco | 0 | 0 |
| Valencia | 0 | 0 |

Los próximos dos gráficos muestran la evolución de la región de Madrid real y de la sintética en 2000 y 2003 (los años antes de la intervención) y en 2006 y 2009 (los años posteriores a la intervención), por separado la lectura y las matemáticas.

Gráfico 1: La evolución del Madrid real y del Madrid sintético en lectura en 2000, 2003, 2006 y 2009

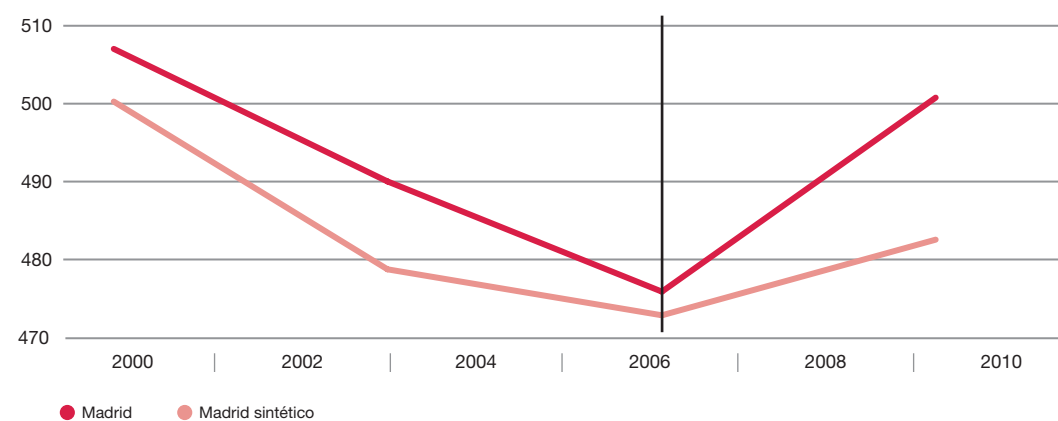
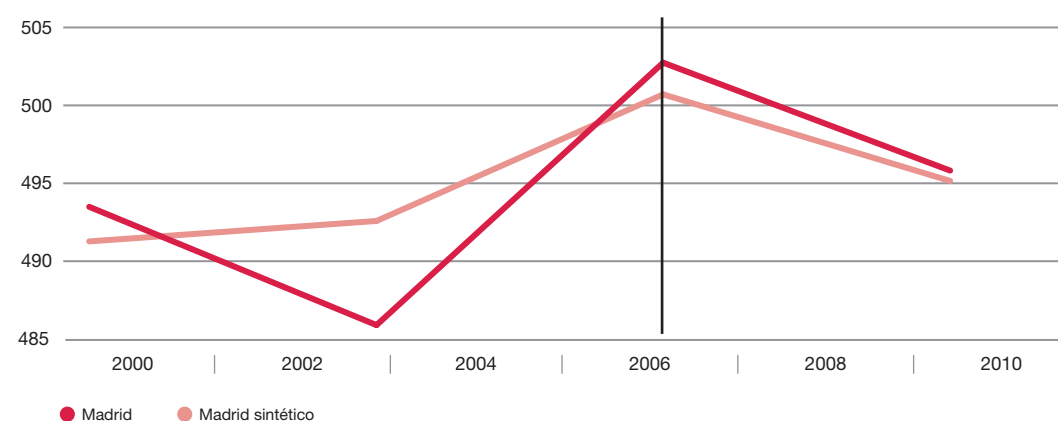


Gráfico 2: La evolución del Madrid real y del Madrid sintético en matemáticas en 2000, 2003, 2006 y 2009



Para la lectura, el gráfico muestra que el Madrid sintético aproxima muy bien la evolución del Madrid real en el período antes del tratamiento. Después del tratamiento, el cual nos lleva a la introducción del examen estandarizado CDI en la región de Madrid, en 2006 y 2009, la evolución del grupo de control sintético es diferente que la del grupo de tratamiento. En particular vemos que, aunque tanto la región de Madrid real como la sintética han tenido una tendencia creciente después de 2006, el Madrid sintético está comportándose peor que la región de Madrid real: en 2009, la diferencia del rendimiento es 17,24 puntos PISA a favor de la región de Madrid real. Esta diferencia podría atribuirse a la introducción de un examen estandarizado en la región de Madrid, al menos con la información que podemos observar.

Esto confirma, incluso cuantitativamente, los resultados que obtuvimos previamente con la metodología de diferencias en diferencias, donde encontramos que controlando las características de la escuela, la región de Madrid mejoró su rendimiento relativo a otras regiones de España en el período de 2000 a 2009, entre 14 y 17 puntos PISA. La principal publicación sobre educación de la OCDE, Panorama de la Educación, llega a una conclusión similar en la última edición de 2012: “Los estudiantes en los sistemas escolares que utilizan pruebas externas basadas en estándares obtuvieron 16 puntos más de media entre los países de la OCDE, que los estudiantes en sistemas escolares donde no se usan esas pruebas (Education at a Glance, 2012, página 527). Nuestra estimación es un poco más pequeña que el rango encontrado en la literatura por Hanushek y Woessmann (2011) del 20% al 40% de la desviación estándar (20 a 40 puntos de PISA).

Para matemáticas, sin embargo, la metodología del grupo de control sintético no funciona bien. El Madrid sintético no se aproxima muy bien a la evolución del Madrid real en 2000 y 2003, el período anterior al tratamiento. En el período después del tratamiento, el Madrid sintético está funcionando algo mejor que el Madrid real. No obstante, la estimación de diferencias en diferencias no mostró ningún impacto estadístico en la materia de matemáticas.

Como prueba de robustez, introducimos otras variables entre las variables de predicción que se han especificado anteriormente. En particular, incluimos el porcentaje medio de niñas en el examen PISA y la proporción media de escuelas públicas, concertadas y privadas. Nuestros resultados no cambian significativamente.

El resultado diferente para lectura y para matemáticas podría explicarse por el hecho de que la lectura fue el principal objetivo de la prueba de PISA en 2000 y 2009, mientras que las matemáticas fueron el principal objetivo en 2003 pero no en 2009. Ser el objetivo del estudio significa, como se indicó en el apartado de Estructura Institucional, que dos terceras partes del estudio se dedican a esta materia, mientras que la otra tercera parte se divide por igual entre las otras dos áreas. Este análisis más detallado en una de las materias permite desagregar los rendimientos de los estudiantes por sub-áreas de la materia elegida. En 2009, PISA calculó en detalle los niveles de competencia de los estudiantes en varios aspectos de la lectura,

tales como la habilidad de los estudiantes para acceder y conseguir datos, la incorporación y la interpretación de los mismos, y la reflexión y evaluación de la información que ellos obtienen por medio de la lectura. También examinó la capacidad de los estudiantes para leer y entender textos continuos y discontinuos. Por el contrario, PISA 2009 sólo calculó un rendimiento agregado para matemáticas y ciencias. Por lo tanto, el rendimiento en lectura es una estimación más precisa que el de matemáticas en 2009 mientras que en 2012 será al revés.

Somos conscientes de las limitaciones de nuestros datos en la realización de la estimación usando métodos de control sintéticos. Una de las principales limitaciones es que debido a que el estudio de PISA empezó en 2000 y es llevado a cabo cada tres años, tenemos solo dos años de datos antes de la intervención (2000 y 2003), lo que complica el cálculo de los pesos de las regiones para el grupo de control sintético. El resultado en matemáticas, donde el Madrid sintético no es tan similar al Madrid real en el año anterior al tratamiento puede estar en parte explicado por este hecho.

6. CONCLUSIONES

Este trabajo trata de identificar si la implementación y la publicación de los resultados de pruebas externas y estandarizadas podrían tener algún impacto en el rendimiento de los estudiantes. Utilizamos el hecho de que en la Comunidad de Madrid se realizó un examen estandarizado por primera vez (y sus resultados se publicaron) en 2004/2005 para todos los alumnos de 6º de primaria, mientras que en otras regiones de España, no existía dicho examen. Empleando un enfoque de diferencias en diferencias encontramos un efecto positivo en la lectura del orden de 14 a 17 puntos PISA. El método de control sintético conduce a un efecto parecido incluso en términos cuantitativos. Nuestros resultados están en línea con las investigaciones previas en el área, pero nuestro estudio proporciona una innovación importante, ya que los exámenes externos en Madrid no tienen consecuencias para los estudiantes, por lo que el efecto tiene que provenir del impacto en maestros y directores de las escuelas.

Hemos identificado un posible efecto en lengua, pero no en matemáticas. Esto es sorprendente, ya que muchos programas educativos han observado efectos que son mayores en matemáticas que en lengua (véase por ejemplo Abdulkadiroglu et al. 2011). Una posible explicación puede venir del diferente énfasis que tiene el plan de estudios en los niveles educativos del colegio primario en España con respecto a otros países, pero esta idea merece una investigación más a fondo, la cual aplazamos a futuros estudios.

7. BIBLIOGRAFÍA

- Abadie, Alberto y Javier Gardeazabal (2003), “The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country”, *The American Economic Review*, 93 (1), 113-132
- Abadie, Alberto, Alexis Diamond y Jens Hainmueller (2010), “Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program”, *Journal of the American Statistical Association*, 105 (490), 493-505
- Abdulkadiroglu, Attila, Joshua Angrist, Susan M. Dynarski, Thomas J. Kane, y Parag A. Pathak (2011), “Accountability and Flexibility in Public Schools: Evidence from Boston’s Charters and Pilots,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, pág. 699–748.
- Anghel, Brindusa y Antonio Cabrales (2010), “The Determinants of Success in Primary Education in Spain,” Documento de trabajo FEDEA, N.º. 2010-20.
- Anghel, Brindusa, Antonio Cabrales y Jesús M. Carro (2012), “Evaluating a bilingual education program in Spain: the impact beyond foreign language learning”, CEPR Documento de trabajo, N.º. 8995.
- Bishop, John H. (1997), “The Effect of National Standards and Curriculum-Based Examinations on Achievement”, *American Economic Review*, vol. 87 (2), pág. 260-264.
- Bishop John H. (2006), “Drinking from the fountain of knowledge: student incentive to study and learn,” In: Hanushek EA, Welch F (eds) *Handbook of the economics of education*. North-Holland, Amsterdam
- Bishop, John H., Ferran Mane, Michael Bishop y Joan Moriarty (2001), “The Role of End-of-Course Exams and Minimum Competency Exams in Standards-Based Reforms,” *Brookings Papers on Education Policy* vol. 4, pág. 267-345.

- Hanushek, Eric y Ludger Woessmann (2011): “The Economics of International Differences in Educational Achievement”, in Hanushek, E, Machin, S. and Woessmann, L. (Eds.) Handbook of the Economics of Education, vol. 3, pág. 89-200, Amsterdam: North Holland
- Jürges, Hendrik, Kerstin Schneider y Felix Büchel (2005), “The Effect Of Central Exit Examinations On Student Achievement: Quasi-Experimental Evidence From TIMSS Germany”, Journal of the European Economic Association, vol. 3(5), pág. 1134-1155, 09.
- OECD (2009), “PISA Data Analysis Manual: SPSS Second Edition”.
OECD (2010), “PISA 2009 Results: What Makes a School Successful?” Volume IV.
- Wößmann, Ludger (2010), “Institutional Determinants of School Efficiency and Equity: German States as a Microcosm for OECD Countries”, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik vol. 230 (2), pág. 234–270,

2

EVALUACIÓN DE UN PROGRAMA DE EDUCACIÓN BILINGÜE EN ESPAÑA: EL IMPACTO MÁS ALLÁ DEL APRENDIZAJE DEL IDIOMA EXTRANJERO

Brindusa Anghel

FEDEA. banghel@fedea.es

Antonio Cabrales

Universidad Carlos III de Madrid. acabrale@eco.uc3m.es

Jesús M. Carro

Universidad Carlos III de Madrid. jcarro@eco.uc3m.es

Octubre 2012

Resumen

Evalúamos un programa que introdujo la educación bilingüe en inglés y castellano en educación primaria en algunos colegios públicos de la Comunidad de Madrid en el año 2004. En este programa, los estudiantes no solo estudian inglés como idioma extranjero, sino que el inglés es la lengua en la que se enseñan otras asignaturas (al menos ciencias naturales, historia y geografía). Lengua Castellana y Matemáticas se enseñan solamente en castellano. Una prueba estandarizada de las habilidades consideradas indispensables para todos los alumnos del 6º curso en Madrid es nuestra medida del resultado en educación primaria para evaluar el programa. Nuestros resultados indican que hay un claro efecto negativo en el aprendizaje de la asignatura enseñada en inglés para los niños cuyos padres tienen, como máximo, estudios secundarios obligatorios; y ningún efecto claro en matemáticas y lectura, que se enseñaron en castellano.

Palabras clave: Educación bilingüe, evaluación de programas, enseñanza en inglés. Clasificación JEL: H40, I21, I28

* Agradecemos la ayuda de José Carlos Gibaja e Ismael Sanz en obtener los datos y la ayuda financiera del Ministerio de Ciencia y Tecnología de España en los proyectos ECO2009-07530 (Anghel), ECO2009-10531 (Cabrales) ECO2009-11165 (Carro), CONSOLIDER-INGENIO 2010 -CSD2006-0016 (todos) y Consejería de Educación de la Comunidad de Madrid bajo el proyecto Excelecon.

1. INTRODUCCIÓN

El conocimiento de un segundo idioma es ampliamente reconocido como esencial para que los trabajadores tengan éxito en un mundo de negocios cada vez más interconectado, y la investigación tiende a estar de acuerdo con este hecho. Ginsburgh y Prieto-Rodríguez (2011), por ejemplo, encontraron unos coeficientes estimados grandes para los efectos del conocimiento de un idioma extranjero sobre los salarios en regresiones Mincerianas: los aumentos en los salarios oscilaban entre un 11% en Austria y un 39% en España para el conocimiento de inglés y se encontraron efectos incluso más grandes para el conocimiento de otros idiomas^{1,2}. Los rendimientos del aprendizaje del inglés no solamente fluyen hacia los individuos, el país entero se podría beneficiar: Fidrmuc y Fidrmuc (2009) muestran, por ejemplo, que un extenso conocimiento de idiomas es un determinante importante del comercio internacional, donde el inglés juega un papel especialmente importante.

La iniciativa privada se ha fijado en estos beneficios del aprendizaje de un segundo idioma. Muchas escuelas en los países de habla española, especialmente aquellas que atienden a las élites, ofrecen educación bilingüe a sus alumnos; Banfi y Day (2004) comprueban esto para Argentina, y Ordoñez (2004) para Colombia. El alto rendimiento de las competencias en idiomas extranjeros, y, probablemente también la asociación con las escuelas de élite ha movido a algunas administraciones españolas a ofrecer educación bilingüe en algunos colegios del país. El Ministerio de Educación financia un

¹ Un análisis anterior de los mismos datos, de William (2011), encontró un impacto más pequeño: entre un 5% en Austria o Finlandia hasta un impacto no significativo en España o Francia. Pero el reanálisis de Ginsburgh y Prieto-Rodríguez (2011) utilizó técnicas más refinadas para controlar la endogeneidad.

² Los efectos sobre los trabajadores americanos son bastante pequeños, como se esperaría debido al estatus del inglés de lingua franca. Véase por ejemplo Fry and Lowell (2003) que no encontraron ningún efecto sobre los salarios, o Saiz y Zoido (2005) que encontraron un efecto de aproximadamente el 5%.

acuerdo con el British Council que selecciona 80 colegios en España donde la enseñanza en inglés ocupa una proporción importante del currículo. Mucho más ambicioso en escala es un programa en la Comunidad de Madrid que actualmente incluye 340 colegios públicos (276 colegios de primaria y 64 institutos)³ donde cerca del 40% de la enseñanza, incluyendo todo el currículo de ciencias naturales y sociales, se enseña en inglés⁴. Estos programas han tenido tanto éxito con los votantes que ambos partidos mayoritarios incluyeron en sus programas electorales del 2011 la promesa de extenderlos a todo el país⁵.

Así, tanto para los investigadores como para el público en general parece claro que aprender un idioma extranjero es importante por razones económicas. Pero también tiene algunos costes. Los más obvios son los costes financieros: se tienen que contratar, formar y reciclar a los profesores, y, dado el valor del mercado del conocimiento del inglés, pueden ser más costosos que otros profesores; es posible que se tengan que contratar ayudantes extra de conversación; si es exitoso, la demanda crecerá y habrá que extender el programa. Pero aparte de estos costes, el tiempo es finito y no hay nada gratuito en temas educativos; por lo tanto puede haber otros efectos negativos de la política. El objetivo de este trabajo es precisamente comprobar si los programas de educación bilingüe tienen algún coste en términos de ralentizar el aprendizaje en otras asignaturas.

Para verificar esta idea analizamos datos del programa de educación bilingüe de la Comunidad de Madrid. Aunque lo describiremos más detenidamente más tarde, el programa (para colegios de educación primaria) consiste básicamente en utilizar el inglés para enseñar la asignatura llamada “Conocimiento del Medio” que incluye toda la enseñanza de ciencias naturales, historia y geografía. El inglés también se utiliza como medio de enseñanza para artes plásticas y, a veces, para educación física, y obviamente para las

³ Los 276 colegios de primaria representan el 35% del número total de colegios públicos y los 64 institutos representan el 20% del número total de institutos en la Comunidad de Madrid.

⁴ Andalucía tiene también un programa bilingüe, pero el porcentaje de enseñanza en inglés es más bajo, cerca del 20% del tiempo total de enseñanza.

⁵ Véase, por ejemplo, en el programa del PSOE la afirmación “apoyaremos el diseño de proyectos lingüísticos para promover el aprendizaje del inglés, Del mismo modo se fomentarán los centros que impartan enseñanza bilingüe, tanto en formación profesional como en universidad.”, (disponible en: <http://www.rubalcaba.es/wp-content/uploads/2011.pdf/10/progpsoe2011.pdf>) o el del partido conservador PP, que afirma “Promoveremos el bilingüismo español-inglés en todo el sistema educativo desde el segundo ciclo de educación infantil hasta la universidad” (disponible en : <http://www.pp.es/actualidad-noticia/programa-electoral-pp5741.html>).

clases de inglés. En total, la enseñanza en inglés incluye entre 10 y 12 de las 25 horas de clase semanales.

Para identificar los efectos del programa utilizamos un examen estandarizado que se ha administrado cada año en todos los colegios de educación primaria en la Comunidad de Madrid a los alumnos del 6º curso (de 12-13 años), empezando con el año académico 2004/05. El examen evalúa lo que se llaman “Conocimientos y Destrezas Indispensable” en tres áreas: el castellano, matemáticas y cultura general; la última corresponde al material enseñado dentro de “Conocimiento del Medio”. Los resultados del examen son anónimos, pero cada alumno contesta a un cuestionario que incluye una serie de variables del entorno socioeconómico, que podemos utilizar como variables de control. Utilizamos datos del primer grupo de escuelas que se hicieron bilingües en la Comunidad de Madrid en 2004/05, y comprobamos los resultados de los grupos de alumnos que hicieron el examen en 2009/10 y 2010/11. Después repetimos el análisis con el segundo grupo de colegios que se hicieron bilingües, cuyos alumnos hicieron el examen en 2010/11. Para controlar los problemas de endogeneidad, utilizamos un enfoque de diferencias en Diferencias, comparando los resultados en el examen de los alumnos en los colegios tratados antes y después de ser bilingües con el grupo de colegios no-bilingües antes y después de tratamiento.

Encontramos que el efecto del programa no es significativamente diferente de cero ni en matemáticas ni en castellano, aunque pasa de positivo a negativo. Para cultura general, el programa bilingüe tiene un efecto significativo y negativo sobre los resultados del examen, para los alumnos cuyos padres no tienen educación universitaria. El tamaño del efecto es sustancial, del orden de 0,2 desviaciones estándar⁶. Puesto que cultura general es la única asignatura enseñada en inglés entre las tres presentes en el examen, parecería que el esfuerzo extra hecho para utilizar el inglés como medio de enseñanza empeora el aprendizaje de esa asignatura. Una posible precaución al interpretar esa conclusión es que el examen se hace en castellano y la asignatura se aprende en inglés. Pero, si tomamos en serio el resultado, esto podría sugerir que el nivel de competencia lingüística en inglés no es suficiente para

⁶ Este efecto es cercano en magnitud a los efectos encontrados por Angrist y Lavy (1999) en Israel para una reducción de la clase de 8 alumnos, y por Krueger (1999) para el experimento Tennessee STAR, donde se redujo el tamaño de la clase en 7 alumnos.

pasar esa barrera. En definitiva, la conclusión tiene que ser que realmente nada es gratis: o el aprendizaje de las asignaturas enseñadas en inglés se ve perjudicado, o el aprendizaje del idioma inglés no es suficiente.

En el grupo de colegios que empezaron a participar en 2004 los resultados de la segunda hornada de alumnos expuestos al programa son muy similares a los de la primera hornada, incluso cuantitativamente. Sin embargo, para el grupo de escuelas que empezaron a participar en 2005, los efectos son también negativos y significativos solo en cultura general, pero son más pequeños en tamaño y solamente para los alumnos cuyos padres tienen como máximo estudios de secundarios obligatorios. Nuestra hipótesis es que esto se debe a una mejor selección de colegios que participaron en el programa, en términos de los conocimientos de inglés, de los profesores, puesto que para ese grupo de colegios las condiciones para formar parte del programa fueron más estrictas en ese sentido.

Hay una gran cantidad de investigación con el objetivo de entender los efectos de los programas de educación bilingües para inmigrantes en los EEUU. Esta literatura encuentra, en su mayoría, resultados positivos de esos programas. Willig (1985) concluye que cuanto mejor el diseño experimental del estudio, más positivos son los efectos de la educación bilingüe, y Greene (1998) en otro meta-estudio de la literatura afirma que: “una lectura no sesgada de la investigación académica sugiere que la educación bilingüe ayuda a los niños que están aprendiendo inglés”. Jepsen (2009), por el otro lado, encuentra que “los alumnos en educación bilingüe tienen un dominio de inglés sustancialmente más bajo que otros alumnos de inglés en el primero y el segundo curso. Por el contrario, hay poca diferencia entre la educación bilingüe y otros programas para alumnos en los cursos tercero hasta quinto”. Pero estos son típicamente programas para inmigrantes en un país extranjero y la validez externa de estos resultados para aplicarlos a nuestra población es bastante débil.

Hay mucha menos evidencia relacionada con los efectos de la educación bilingüe en inglés en los países cuyo idioma oficial no es el inglés. Una excepción es Admiraal, Westhoff y de Bot (2006), quienes estudian el efecto del uso de inglés como idioma de enseñanza en educación secundaria en Holanda. Ellos afirman que: “No se encontraron efectos para el conocimiento

del vocabulario como receptores y no se encontraron efectos negativos respecto a los resultados en los exámenes al final de la educación secundaria en holandés y en las asignaturas enseñadas en inglés.” No se pueden interpretar muy bien las diferencias entre este estudio y el nuestro, puesto que los sistemas educativos son muy diferentes, así como las sociedades donde los programas se implementan. Pero surge una pregunta ante este análisis: ¿se podrían reducir los costes de la educación bilingüe si el programa empezara en la educación secundaria? Esta es una pregunta importante para investigaciones futuras.

El artículo se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 describe algunos detalles del contexto institucional y el programa bilingüe. La Sección 3 analiza los datos y el modelo econométrico. La Sección 4 contiene los resultados principales del trabajo e incluye algunas estimaciones adicionales y de robustez. La sección 5 concluye.

2. EL CONTEXTO INSTITUCIONAL Y LA DESCRIPCIÓN DEL PROGRAMA

La orden de la Comunidad de Madrid que inició el programa de colegios bilingües argumenta que este es necesario porque: “La plena integración de España en el contexto europeo exige que los alumnos tengan que adquirir mayores y mejores destrezas comunicativas en las diferentes lenguas europeas. El poder desenvolverse con normalidad utilizando la lengua inglesa como segunda lengua abrirá nuevas perspectivas y nuevas posibilidades de relación a los alumnos de los centros bilingües de la Comunidad de Madrid.”. El mercado europeo integrado de trabajo y comercio es, por lo tanto, la razón utilizada por la administración para impulsar el programa.

Es una buena razón; en la actual recesión con una tasa de paro general de casi el 25% y una tasa de paro de los jóvenes de más del 50%, solo 50.521 españoles emigraron en 2011. Esto contrasta notablemente con los más de 5 millones de parados, o con los 40.000 emigrantes al año que Bergin et al. (2009) estiman para Irlanda, un país 10 veces más pequeño que España y con la mitad de su tasa de paro. Por supuesto, hay muchas razones para ello, Bentolila e Ichino (2008) argumentan que el estado de bienestar y la familia pueden acomodar grandes choques de desempleo, pero el estado de bienestar y la familia son similares en España y en Irlanda, por tanto es posible que la falta de conocimiento de inglés de los grupos de adultos españoles sea un problema que dificulta la emigración, que las cifras de desempleo podrían sugerir como una válvula de seguridad para la situación.

El sistema de educación español se compone de 6 años de educación primaria, 4 años de educación secundaria obligatoria (ESO) y 2 años de educación no-obligatoria, que se dividen en ciclos formativos y bachillerato. También existen tres años de educación infantil, desde los 3 hasta los 5 años, que se financian con fondos públicos. Los niños de infantil comparten el

colegio con los de educación primaria. Asimismo, los niños de infantil en un colegio tienen prioridad ante otros niños que solicitan la admisión al mismo colegio. De hecho, si todas las vacantes para los niños de 3 años se llenan y ninguno de ellos deja el colegio una vez llegado a la educación primaria, no habrá vacantes a ese nivel en esa cohorte. Como resultado, la elección del colegio se hace casi universalmente cuando el niño tiene tres años. Después de ese momento, no son frecuentes los cambios de colegio, porque es extremadamente difícil entrar en colegios con una demanda alta.

Los hechos mencionados en el párrafo anterior sobre la elección del colegio y la selección son importantes para nuestro estudio. El programa bilingüe se aplica al nivel de educación primaria, no al de educación infantil. Puesto que en el momento en el que el programa bilingüe se diseñó y se anunció ya había alumnos en infantil en los colegios seleccionados, la elección del colegio por parte de los padres ya se había hecho tres años antes de este momento, cuando el programa no existía y ni siquiera se había planeado. Por esta razón las diferencias entre el primer grupo de alumnos tratados y los grupos anteriores no se pueden relacionar con la introducción del programa.

El programa empezó con niños en el primer curso de los colegios de primaria seleccionados en el año académico 2004/05 y dejó sin tratamiento a otros en el mismo colegio, así como en el resto de los colegios. El programa avanzó con la enseñanza para los alumnos tratados. Las cohortes sucesivas de los colegios tratados también estuvieron expuestas al tratamiento, y otros colegios de primaria entraron en el programa en los años siguientes, siempre empezando el tratamiento con los alumnos del primer curso. Nuestros datos incluyen solo los colegios del primer curso. Una vez los alumnos del grupo de 2004/05 llegaron al nivel de educación secundaria (en 2010/11), una segunda fase se puso en marcha y algunos institutos entraron en el programa. Puesto que esa fase del programa se está todavía desarrollando, no podremos analizarla.

El programa se inició en 2004 con una convocatoria de colegios, de los cuales se seleccionaron 25 en el primer año⁷, con planes iniciales de extensión hasta 110, que luego se ampliaron hasta los 276 debido a la alta demanda

⁷ De hecho, hubo 26 colegios que se hicieron bilingües en 2004/05, de los cuales tenemos información válida para 25.

(de un total de aproximadamente 740 colegios públicos). Un colegio que desea ser seleccionado para el programa tiene que entregar una solicitud. Los tres criterios utilizados para evaluar las solicitudes son:

- 1. Grado de aceptación de la comunidad educativa** expresado a través de la solicitud por los profesores del colegio y el consejo escolar (un cuerpo para tomar decisiones que se compone del director y de profesores y padres elegidos).
- 2. La viabilidad de la solicitud.** Tiene en cuenta la experiencia previa del colegio (algunos colegios han implementado pequeños programas piloto por su cuenta), el cuerpo de profesores, en particular los profesores con especialización en inglés, los recursos del colegio y el número de clases y de alumnos.
- 3. La distribución equilibrada de los colegios seleccionados entre las diferentes áreas geográficas,** teniendo en cuenta la población del colegio entre tres y dieciséis años.

Los colegios seleccionados no fueron los 25 que tuvieron más puntos en los dos primeros criterios, debido al criterio de equilibrio geográfico. De todos modos, los colegios seleccionados tuvieron puntuaciones muy cerca de las más altas en esos criterios.

Para los colegios que se seleccionaron en el programa en los años siguientes al 2005, los criterios utilizados en la evaluación cambiaron. La antigua regla 3 se reemplazó por:

- 3' El nivel de inglés de los profesores en la clase. Este nivel se comprueba mediante algún certificado oficial (como el concedido por la Universidad de Cambridge) que acredita un nivel suficiente de conocimientos del inglés o mediante una evaluación organizada directamente por Consejería de Educación de la Comunidad de Madrid.

La distribución geográfica equilibrada se sigue mencionando como un criterio deseable de la selección pero no recibe puntos explícitos.

La orden define bilingüe un colegio donde el idioma de enseñanza es inglés

durante al menos un tercio del tiempo de clases, y donde las clases del idioma inglés son 5 a la semana (de 45 hasta 60 minutos). Excluye explícitamente el castellano y las matemáticas de las asignaturas que se pueden enseñar en inglés.

En la Tabla 1 describimos el horario semanal del primer curso hasta el sexto en colegios bilingües y no-bilingües para que se pueda ver el margen de autonomía en el número de horas de clase en los colegios bilingües.

Tabla 1: Horario semanal por área en educación primaria, colegios bilingües y no-bilingües

| Áreas | Número de horas semanales Colegios no bilingües | | | Número de horas semanales Colegios bilingües | | |
|----------------------------|--|---------------|--------------|---|---------------|--------------|
| | Primer ciclo | Segundo ciclo | Tercer ciclo | Primer ciclo | Segundo ciclo | Tercer ciclo |
| | 1o y 2o | 3o y 4o | 5o y 6o | 1o y 2o | 3o y 4o | 5o y 6o |
| Conocimiento del Medio | 4 | 4 | 4 | 2,5 | 2,5 | 2,5 |
| Educación Artística | 3 | 2,5 | 2,5 | 1,5 | 1,5 | 1,5 |
| Educación Física | 3 | 3 | 2,5 | 2 | 1,5 | 1,5 |
| Lengua Castellana | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| Lengua extranjera (inglés) | 2 | 2,5 | 3 | 5 | 5 | 5 |
| Matemáticas | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 |
| Cultura/Religión | 1,5 | 1,5 | 1,5 | 1,5 | 1,5 | 1,5 |
| Recreo | 2,5 | 2,5 | 2,5 | 2,5 | 2,5 | 2,5 |
| Horas de libre asignación | | | 1 | 1,5 | 1,5 | 69,89 |
| Total | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 |

Nota: Las horas de libre asignación se pueden añadir a las materias que puedan ser impartidas en inglés.

Con Conocimiento del Medio (una asignatura que incluye ciencia natural, geografía e historia) más 5 clases de inglés, se cumple el mínimo de horas de clase en inglés. Varios colegios eligen aumentar la docencia en inglés enseñando también en ese idioma artes plásticas, educación física y religión (o su alternativa para los que no quieren religión, que suele ser una clase de normas sociales y cultura). Aumentar la enseñanza en inglés por encima del mínimo requerido depende de la disponibilidad de los profesores, pero la mayoría de los colegios tienen finalmente más del 40% de las horas de clase en inglés.

El programa tiene obviamente costes. Los profesores involucrados reciben un complemento aparte de su salario básico que se explica por “La actividad y dedicación extraordinaria, que se manifiesta en la mayor jornada que deben realizar, tanto los maestros, a causa de más elevadas exigencias que imponen las actividades de preparación de las clases, de elaboración y de

adaptación de los materiales didácticos a otro idioma, y la asistencia periódica a reuniones de coordinación fuera del horario escolar”. Se estima que el trabajo extra es “en promedio de tres horas a la semana para profesores, y de cuatro horas para coordinadores”. La ordenanza no especifica como se llegó a esta estimación. Para compensar la dedicación extra, los coordinadores del programa en cada colegio reciben 1.980 euros al año; un profesor que enseña más de 15 horas en inglés en asignaturas diferentes del idioma inglés, 1.500 euros; entre 8 y 15 horas, 1.125 euros; y menos de 8 horas, 750 euros. El programa proporciona “ayudantes de conversación” en los colegios, típicamente estudiantes de universidad de países de habla inglesa. Finalmente, el programa proporciona cursos de formación en inglés para los profesores, tanto en España como en el extranjero. En este último caso, el programa cubre el transporte, los datos de alojamiento y la matrícula en las escuelas de inglés, la mayoría en el Reino Unido e Irlanda.

Para enseñar en inglés, los profesores tienen que ser especialistas en inglés o aprobar un examen. El examen se divide en dos partes. La primera parte es un examen escrito, donde se examinan la lectura, la comprensión escrita y la comprensión oral, más vocabulario y gramática. La segunda parte es oral y se compone de una conversación de 20 minutos con el examinador.

3. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y EL MODELO ECONOMETRICO

3.1. Descripción de los datos

Nuestros datos provienen de un examen estandarizado que se ha hecho cada año en todos los colegios de primaria en la Comunidad de Madrid a los alumnos del sexto curso (de 12-13 años), empezando con el año académico 2004/05⁸. El examen se llama CDI (prueba de Conocimientos y Destrezas Indispensables). Es obligatorio para todas las escuelas (públicas, privadas o concertadas). Al igual que el examen PISA de la OCDE, el examen CDI no tiene consecuencias académicas para el alumno, solamente pretende proporcionar información adicional para los profesores, padres y alumnos.

El examen consiste de dos partes de 45 minutos cada una: la primera parte incluye pruebas de dictado, lectura, lengua y cultura general y la segunda parte se compone de ejercicios de matemáticas. Utilizamos como medida de los resultados de los alumnos las notas en el examen, estandarizadas con respecto a la media anual, en cultura general (cuyo contenido es similar a la asignatura Conocimiento del Medio, que se enseña en inglés en los colegios bilingües), en lectura y en matemáticas (que se enseñan en español en todos los colegios). Los exámenes se llevan a cabo en castellano para todos los alumnos, independientemente si están o no en un colegio bilingüe.

Antes de resolver el examen, los alumnos rellenan un breve cuestionario. En el cuestionario se les pregunta sobre ellos mismos, sus padres y el ambiente en el que viven. Las respuestas a estas preguntas proporcionan información muy rica sobre características individuales de los alumnos: la edad

⁸ Desde el año académico 2009/10 el examen se organizó también para todos los estudiantes del tercer curso en educación secundaria obligatoria (de 14-15 años)

del alumno, el país de nacimiento (distinguimos España, China, América Latina, Marruecos, Rumania y otros, para tener un número suficiente de observaciones en cada categoría), el nivel de educación de los padres, la ocupación de los padres, la composición del hogar en el que viven, la edad a la que empezó a ir al colegio/guardería. Del examen tenemos información a nivel de alumnos sobre género, si el alumno tiene alguna necesidad educativa especial y si tiene algún tipo de discapacidad.

En cuanto a la educación de los padres, a los alumnos se les pidió información tanto de la madre como del padre. Para facilitar la interpretación hemos elegido el nivel de educación más alto entre la madre y el padre. Distinguimos las siguientes categorías: educación universitaria, bachillerato, formación profesional, estudios obligatorios de secundaria y sin educación obligatoria. Hicimos lo mismo con la ocupación de los padres: puesto que tenemos tanto la ocupación de la madre como la del padre, hemos elegido el nivel más alto. Así, diferenciamos entre las siguientes categorías: ocupaciones profesionales (por ejemplo profesor, investigador, doctor, ingeniero, abogado, psicólogo, artista, etc.); ocupaciones administrativas y de negocios (por ejemplo director, trabajador en un Ministerio, en una Comunidad Autónoma o en un Ayuntamiento); y ocupaciones manuales cualificadas y no cualificadas (por ejemplo vendedor, trabajador de limpieza, bombero, trabajador en construcción, etc.)⁹.

La variable sobre la composición del hogar del alumno se construye a partir de las respuestas a la pregunta: “¿Con quién vives habitualmente?”. Distinguimos entre las siguientes siete categorías: vive solo con la madre, vive con la madre y un hermano/a, vive con la madre y más de un hermano/a, vive con la madre y el padre, vive con la madre y el padre y un hermano/a, vive con la madre y el padre y más de un hermano/a, y otras situaciones.

Para nuestro análisis empírico utilizamos datos del primer grupo de colegios bilingües de la Comunidad de Madrid que empezó el primer curso en primaria en 2004/05 e hizo el examen CDI en 2009/10 (25 colegios).

Para controlar los problemas de endogeneidad causados por los problemas

⁹ Los análisis de robustez utilizando por separado el nivel de educación de cada padre dio resultados muy similares.

de auto-selección de alumnos y de colegios que explicaremos más abajo, utilizamos un enfoque de Diferencias-en-Diferencias. Comparamos los resultados de los alumnos en los colegios tratados antes y después de ser bilingües con el grupo de colegios no-bilingües antes y después del tratamiento. Por tanto, utilizamos datos de los grupos de 2008/09 y 2009/10. Los cuatro grupos que analizaremos son los siguientes: el grupo de colegios bilingües en 2008/09 (el grupo de tratamiento antes del cambio), el grupo de colegios no-bilingües en 2008/09 (el grupo de control antes del cambio), el grupo de colegios bilingües en 2009/10 (el grupo de tratamiento después del cambio) y el grupo de colegios no-bilingües en 2009/10 (el grupo de control después del cambio).

La Tabla 2 proporciona estadísticos descriptivos de estos cuatro grupos. Si comparamos los colegios donde se implementó el programa bilingüe, antes y después del tratamiento, observamos un aumento en la proporción de estudiantes con características que están positivamente correlacionadas con los resultados académicos. Más en concreto, la proporción de alumnos cuyos padres tienen educación universitaria aumenta de un 33% a un 39%, la proporción de alumnos cuyos padres tienen estudios de secundaria obligatorios disminuye de un 26% a un 22% y la proporción de alumnos cuyos padres no acabaron los estudios obligatorios también disminuye de un 8% a un 5%. Asimismo, hay cambios importantes con respecto a las ocupaciones de los padres de los niños de estos dos grupos: la proporción de alumnos cuyos padres tienen ocupaciones profesionales aumenta de un 24% a un 29% y la proporción de alumnos cuyos padres tienen ocupaciones manuales cualificadas o no cualificadas disminuye de un 58% a un 51%.

Además, hay un aumento en la proporción de alumnos españoles en el grupo de 2008/09 con respecto al grupo de 2009/10 de un 81% a un 87%, que determina un descenso en la proporción de alumnos inmigrantes (el cambio más importante es la reducción de la proporción de alumnos de América Latina de un 10% a un 6%, cuyos resultados académicos suelen ser peores que los de los alumnos españoles o incluso que los de otros alumnos inmigrantes, después de controlar por las variables observables (Anghel y Cabrales, 2010)). También detectamos un aumento en el porcentaje de alumnos que empezaron a ir a la guardería antes de los 3 años de un 46% a un 51%.

Tabla 2: Estadísticos descriptivos base

| Variable | Trat. antes | Cont. antes | Trat. después | Cont. después | Dif-en-dif |
|--|-------------|--------------|---------------|---------------|------------|
| | Media | Media | Media | Media | |
| Pruebas | | | | | |
| Dictado | 5,29 | 5,59 | 7,9 | 7,89 | 0,31 |
| Matemáticas | 8,94 | 9,54 | 10,55 | 10,88 | 0,26 |
| Lengua | 10,44 | 10,87 | 14,6 | 14,84 | 0,18 |
| Lectura | 2,87 | 2,93 | 3,53 | 3,59 | 0,01 |
| Cultura general | 2,28 | 2,35 | 3,17 | 3,37 | -0,13 |
| Pruebas estandarizadas | | | | | |
| Dictado | -0,09 | 0 | 0 | 0 | 0,09 |
| Matemáticas | -0,11 | 0 | -0,06 | 0 | 0,05 |
| Lengua | -0,08 | 0 | -0,05 | 0 | 0,03 |
| Lectura | -0,04 | 0 | -0,04 | 0 | 0 |
| Cultura general | -0,05 | 0 | -0,15 | 0 | -0,11 |
| Caract. individuales | | | | | |
| Chica | 0,5 | 0,49 | 0,51 | 0,49 | 0,01 |
| Alumnos con neces. educ. especiales | 0,11 | 0,07 | 0,06 | 0,06 | -0,04 |
| Alumno con discap. | 0,04 | 0,03 | 0,03 | 0,03 | -0,01 |
| Edad del alumno | 12,15 | 12,14 | 12,12 | 12,14 | -0,04 |
| Alumno España | 0,81 | 0,81 | 0,87 | 0,81 | 0,06 |
| Alumno Rumania | 0,03 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | -0,01 |
| Alumno Marruecos | 0,01 | 0,01 | 0 | 0,01 | 0 |
| Alumno América Latina | 0,1 | 0,11 | 0,06 | 0,1 | -0,03 |
| Alumnos China | 0 | 0,01 | 0 | 0,01 | 0 |
| Alumno otro país | 0,05 | 0,04 | 0,04 | 0,05 | -0,01 |
| Educ. de los padres | | | | | |
| Univ. | 0,33 | 0,48 | 0,39 | 0,47 | 0,07 |
| Bachillerato | 0,21 | 0,17 | 0,2 | 0,18 | -0,02 |
| Formación prof. | 0,12 | 0,12 | 0,14 | 0,12 | 0,01 |
| Estud. obligatorios | 0,26 | 0,17 | 0,22 | 0,17 | -0,04 |
| No acabó los estud. oblig. | 0,08 | 0,06 | 0,05 | 0,05 | -0,02 |
| Ocupación de los padres | | | | | |
| Funcionario, negocios | 0,17 | 0,22 | 0,19 | 0,22 | 0,02 |
| Profesional | 0,24 | 0,33 | 0,29 | 0,33 | 0,05 |
| Trabaj. manual | 0,58 | 0,46 | 0,51 | 0,45 | -0,06 |
| Edad empezó a ir al colegio/guardería | | | | | |
| Antes de los 3 | 0,46 | 0,51 | 0,51 | 0,54 | 0,02 |
| Entre los 3 y los 5 | 0,49 | 0,44 | 0,47 | 0,43 | 0 |
| A los 6 | 0,03 | 0,03 | 0,02 | 0,02 | -0,01 |
| A los 7 o más | 0,02 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | -0,01 |
| Obs. Colegios | 25 | 1201 | 25 | 1217 | |
| Obs. Alumnos | 1135 | 55793 | 1145 | 53150 | |

En cambio, si analizamos el grupo de control no observamos ningún cambio importante en la composición de los grupos de un año al otro: estas proporciones se mantienen casi constantes en ambos años (como máximo hay una diferencia de una décima).

Los números presentados arriba sugieren que podría haber un cambio endógeno en las características de los alumnos matriculados en los colegios bilingües, antes y después del tratamiento. Este cambio supone una mejora en

las características de los alumnos como el nivel de educación y la ocupación de los padres o su nacionalidad, que son determinantes de los resultados académicos de los alumnos¹⁰.

Además, el cambio en las características observables de un año al otro sugiere que, aparte del tratamiento, podría haber un cambio en características no observables. Para averiguar si este es el caso, analizamos datos adicionales sobre los alumnos de estos colegios bilingües.

Una posible explicación para los cambios entre grupos podría proceder de los alumnos que entraron o que se fueron de estos colegios después de hacerse bilingües. Estos flujos de estudiantes podrían generar algunos de los cambios que observamos. Para comprobar esta teoría, obtuvimos la lista de alumnos que estaban en los colegios tratados cuando tenían cinco años, el último año de educación infantil.

Con esta lista, analizamos en primer lugar el grupo de colegios donde el número de alumnos que entraron después de hacerse bilingües (es decir, los alumnos que no estaban matriculados en ese colegio cuando tenían 5 años) es menor de 4 (lo que representa cerca del 16% en una clase media de 25 alumnos). Consideramos que estos colegios son colegios con un número bajo de alumnos nuevos, y la composición socioeconómica de los grupos no debería variar mucho de un año al siguiente. Hay ocho colegios tratados que satisfacen esta condición. Como antes, comparamos estos colegios antes de ser bilingües (el grupo de 2008/09) y después de ser bilingües (el grupo de 2009/10) y utilizamos como grupo de control el grupo de colegios no-bilingües (eliminamos de las estadísticas descriptivas los otros 17 colegios bilingües).

El análisis descriptivo de la Tabla 3 muestra una situación muy similar a la de la Tabla 2. Observamos que el cambio en características de los alumnos desde el año en el que se implementó el programa bilingüe y el siguiente va en la misma dirección y, cuantitativamente es similar al de toda la muestra. Vemos un aumento importante en la proporción de alumnos cuyos padres tienen estudios universitarios, de un 27% en el grupo de 2008/09 a un 36%

¹⁰ En el caso de la Comunidad de Madrid y para el mismo examen CDI, esto se muestra en Anghel y Cabrales (2010).

en el grupo de 2009/10, y un descenso en la proporción de alumnos cuyos padres no acabaron la educación obligatoria (de un 8% a un 5%). También identificamos un pequeño aumento en la proporción de niños cuyos padres tienen ocupaciones profesionales y una leve disminución en la proporción de niños cuyos padres tienen ocupaciones manuales. Asimismo, se registra un aumento en la proporción de estudiantes españoles de un grupo al otro en los colegios tratados y una caída grande en la proporción de alumnos de América Latina. Finalmente, el porcentaje de niños que empezaron a ir a la guardería antes de los 3 años aumenta en seis puntos porcentuales (de un 44% a un 50%). En total, el problema de selección que detectamos con toda la muestra persiste en la muestra de ocho colegios donde entraron muy pocos alumnos nuevos cuando se hicieron bilingües.

En segundo lugar, restringimos incluso más el grupo de estudiantes que analizamos, estudiando solamente las características del grupo de alumnos que estaban ya matriculados en los 25 colegios tratados cuando tenían cinco años y empezaron el programa de educación bilingüe en estos colegios. La introducción del programa de educación bilingüe no se anunció cuando estos alumnos se matricularon en los colegios tratados, por tanto no debería haber cambios endógenos al tratamiento en las características de los alumnos tratados. Este análisis proporciona conclusiones casi idénticas a las del los casos anteriores (Tabla 4): detectamos un aumento en la proporción de alumnos con características que son positivamente relacionadas con sus resultados académicos y este hecho revela una vez más un problema de selección.

En tercer lugar, analizamos el grupo de alumnos nuevos en los 25 colegios que se hicieron bilingües en 2004/05 para averiguar si sus características demográficas podrían ser una fuente parcial de endogeneidad.

De la Tabla 5 está claro que estos alumnos tienen un nivel socio-económico muy similar al del resto de los alumnos de los colegios bilingües. Solamente hay una excepción; parece que la proporción de alumnos inmigrantes entre los nuevos estudiantes es significativamente más grande: cerca de 29% de los nuevos alumnos son inmigrantes (de los cuales el 12% son latino-americanos), mientras que solo el 13% de todos los estudiantes en los colegios bilingües son inmigrantes (de los cuales el 6% son latino-americanos).

Tabla 3: Estadísticos descriptivos - Colegios con pocos movimientos

| Variable | 8 colegios antes | 8 colegios después |
|--|------------------|--------------------|
| | Media | Media |
| Pruebas | | |
| Dictado | 5,46 | 7,97 |
| Matemáticas | 8,73 | 10,48 |
| Lengua | 10,65 | 14,68 |
| Lectura | 2,92 | 3,61 |
| Cultura general | 2,28 | 3,11 |
| Pruebas estandarizadas | | |
| Dictado | -0,04 | 0,03 |
| Matemáticas | -0,15 | -0,07 |
| Lengua | -0,04 | -0,04 |
| Lectura | -0,01 | 0,02 |
| Cultura general | -0,05 | -0,2 |
| Caract. individuales | | |
| Chica | 0,49 | 0,5 |
| Alumnos con neces. educ. especiales | 0,08 | 0,07 |
| Alumno con disabil. | 0,05 | 0,04 |
| Edad del alumno | 12,17 | 12,12 |
| Alumno España | 0,85 | 0,93 |
| Alumno Rumania | 0,02 | 0,01 |
| Alumno Marruecos | 0,01 | 0 |
| Alumno America Latina | 0,1 | 0,05 |
| Alumno China | 0 | 0 |
| Alumno otro país | 0,03 | 0,01 |
| Educ. de los padres | | |
| Univ. | 0,27 | 0,36 |
| Bachillerato | 0,2 | 0,22 |
| Formación prof. | 0,15 | 0,12 |
| Estud. obligatorios | 0,31 | 0,25 |
| No acabó los estud. oblig. | 0,08 | 0,05 |
| Ocupación de los padres | | |
| Funcionario, negocios | 0,17 | 0,2 |
| Profesional | 0,23 | 0,26 |
| Trabaj. manual | 0,6 | 0,54 |
| Edad empezó a ir al colegio/guardería | | |
| Antes de los 3 | 0,46 | 0,55 |
| Entre los 3 y los 5 | 0,52 | 0,44 |
| A los 6 | 0,02 | 0,01 |
| A los 7 o más | 0,01 | 0 |
| Obs. Colegios | 8 | 8 |
| Obs. Alumnos | 416 | 434 |

Finalmente, examinamos la muestra de colegios que solicitaron entrar en el programa de educación bilingüe pero no tuvieron éxito y cuyas puntuaciones fueron muy cercanas al punto de corte para ser admitidos en el programa. Hay 38 colegios que satisfacen estas condiciones. Si estas escuelas son similares a las que son parte del programa, podrían representar un grupo de control mejor que el grupo de control entero. Además, si para estos colegios observamos un cambio en las características demográficas de un año al siguiente similar al cambio que observamos para nuestro grupo tratado,

esto podría indicar que la explicación para este cambio no está necesariamente en la introducción del programa de educación bilingüe.

Los estadísticos descriptivos de estos colegios en la Tabla 6 revelan que ambas hipótesis son parcialmente válidas. Primero, estos colegios son más similares en características demográficas a los colegios bilingües tratados que a los colegios del grupo de control completo (comparación con la columna 3 de la Tabla 2). No obstante, hay diferencias: la diferencia más importante es que la proporción de alumnos latino-americanos en este grupo nuevo de colegios es mayor que en los colegios bilingües. Segundo, las características de los alumnos cambian del grupo de 2008/09 al grupo de 2009/10 en la misma dirección en la que se cambian para los colegios bilingües para esos grupos, aunque estos cambios son un poco más pequeños que en los colegios bilingües.

Observamos un hecho sorprendente en este grupo de colegios. Las notas medias de sus alumnos son significativamente más bajas que las notas de los alumnos en los colegios bilingües en el año antes del tratamiento (2008/09). No obstante, en el examen CDI de 2009/10, las notas de los alumnos en estos colegios mejoran considerablemente, alcanzando casi los mismos niveles que las notas de los alumnos de los colegios bilingües de 2009/10.

Sin embargo, dadas las similitudes entre este grupo de colegios y los colegios tratados, en la sección siguiente, como una prueba de robustez, utilizaremos este grupo de colegios como grupo de control.

Estos análisis descriptivos muestran que ha habido un cambio importante en la composición de los colegios bilingües una vez se hicieron bilingües, mientras que en el grupo de control de los colegios no-bilingües no observamos tales diferencias. El problema de auto-selección al que nos enfrentamos en el caso de los colegios bilingües podría contaminar nuestros resultados, por tanto tenemos que utilizar técnicas econométricas que atenúan ese problema.

3.2 Modelo econométrico de la función de producción en educación

3.2.1 El modelo y los problemas de endogeneidad

Tabla 4: Estadísticos descriptivos - Alumnos que no se han cambiado de colegio

| Variable | Trat. antes | Cont. antes | Trat. después | Cont. después | Dif-en-dif |
|--|-------------|--------------|---------------|---------------|------------|
| | Media | Media | Media | Media | |
| Pruebas | | | | | |
| Dictado | 5,29 | 5,59 | 8,04 | 7,89 | -0,45 |
| Matemáticas | 8,94 | 9,54 | 10,54 | 10,88 | -0,25 |
| Lengua | 10,44 | 10,87 | 14,76 | 14,84 | -0,35 |
| Lectura | 2,87 | 2,93 | 3,57 | 3,59 | -0,05 |
| Cultura general | 2,28 | 2,35 | 3,16 | 3,37 | 0,14 |
| Pruebas estandarizadas | | | | | |
| Dictado | -0,09 | 0 | 0,05 | 0 | -0,14 |
| Matemáticas | -0,11 | 0 | -0,06 | 0 | -0,05 |
| Lengua | -0,08 | 0 | -0,02 | 0 | -0,06 |
| Lectura | -0,04 | 0 | -0,01 | 0 | -0,03 |
| Cultura general | -0,05 | 0 | -0,16 | 0 | 0,12 |
| Caract. individuales | | | | | |
| Chica | 0,5 | 0,49 | 0,51 | 0,51 | 0,02 |
| Alumnos con neces. educ. especiales | 0,11 | 0,07 | 0,05 | 0,07 | 0,06 |
| Alumno con disabil. | 0,04 | 0,03 | 0,04 | 0,03 | 0,01 |
| Edad del alumno | 12,15 | 12,14 | 12,09 | 12,15 | 0,07 |
| Alumno España | 0,81 | 0,81 | 0,93 | 0,81 | -0,11 |
| Alumno Rumania | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,02 | 0,02 |
| Alumno Marruecos | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0 |
| Alumno America Latina | 0,1 | 0,11 | 0,04 | 0,1 | 0,06 |
| Alumno China | 0 | 0,01 | 0 | 0,01 | 0 |
| Alumno otro país | 0,05 | 0,04 | 0,02 | 0,05 | 0,03 |
| Educ. de los padres | | | | | |
| Univ. | 0,33 | 0,48 | 0,38 | 0,47 | -0,05 |
| Bachillerato | 0,21 | 0,17 | 0,2 | 0,18 | 0,02 |
| Formación prof. | 0,12 | 0,12 | 0,14 | 0,12 | -0,01 |
| Estud. obligatorios | 0,26 | 0,17 | 0,24 | 0,17 | 0,02 |
| No acabó los estud. oblig. | 0,08 | 0,06 | 0,05 | 0,05 | 0,02 |
| Ocupación de los padres | | | | | |
| Funcionario, negocios | 0,17 | 0,22 | 0,2 | 0,22 | -0,02 |
| Profesional | 0,24 | 0,33 | 0,27 | 0,33 | -0,02 |
| Trabaj. manual | 0,58 | 0,46 | 0,53 | 0,45 | 0,05 |
| Edad empezó a ir al colegio/guardería | | | | | |
| Antes de los 3 | 0,46 | 0,51 | 0,52 | 0,54 | -0,03 |
| Entre los 3 y los 5 | 0,49 | 0,44 | 0,47 | 0,43 | 0 |
| A los 6 | 0,03 | 0,03 | 0,01 | 0,02 | 0,02 |
| A los 7 o más | 0,02 | 0,01 | 0 | 0,01 | 0,01 |
| Obs. Colegios | 25 | 1201 | 25 | 1217 | |
| Obs. Alumnos | 1135 | 55973 | 849 | 53150 | |

Utilizamos como resultado para el rendimiento en educación primaria las notas estandarizadas de los alumnos en el examen CDI descrito en la sección 3.1. Para un año dado, la nota en una prueba para el estudiante i en la escuela j , y_{ij} , se determina por:

$$y_{ij} = \delta bil_j + \beta x_i + v_j + u_i + \xi_{ij}$$

donde x_i son características observables de los estudiantes y sus familias descritas en la sección 3.1, bil_j indica si el colegio j participó en el programa

Tabla 5: Estadísticos descriptivos - Alumnos que se han cambiado de colegio

| Variable | Media | Desv. Estand. |
|--|------------|---------------|
| Pruebas | | |
| Dictado | 7,55 | 2,99 |
| Matemáticas | 10,62 | 5,86 |
| Lengua | 14,23 | 4,83 |
| Lectura | 3,42 | 1,5 |
| Cultura general | 3,26 | 1,24 |
| Pruebas estandarizadas | | |
| Dictado | -0,13 | 1,1 |
| Matemáticas | -0,05 | 1,07 |
| Lengua | -0,14 | 1,09 |
| Lectura | -0,11 | 1,05 |
| Cultura general | -0,08 | 0,98 |
| Caract. individuales | | |
| Chica | 0,49 | 0,5 |
| Alumnos con neces. educ. especiales | 0,12 | 0,33 |
| Alumno con disabil. | 0,03 | 0,16 |
| Edad del alumno | 12,21 | 0,45 |
| Alumno España | 0,71 | 0,46 |
| Alumno Rumania | 0,05 | 0,21 |
| Alumno Marruecos | 0,02 | 0,14 |
| Alumno America Latina | 0,12 | 0,33 |
| Alumnos China | 0,01 | 0,09 |
| Alumno otro país | 0,1 | 0,3 |
| Educ. de los padres | | |
| Univ. | 0,44 | 0,5 |
| Bachillerato | 0,19 | 0,39 |
| Formación prof. | 0,13 | 0,34 |
| Estud. obligatorios | 0,18 | 0,38 |
| No acabó los estud. oblig. | 0,06 | 0,25 |
| Ocupación de los padres | | |
| Funcionario, negocios | 0,2 | 0,4 |
| Profesional | 0,35 | 0,48 |
| Trabaj. manual | 0,45 | 0,5 |
| Edad empezó a ir al colegio/guardería | | |
| Antes de los 3 | 0,47 | 0,5 |
| Entre los 3 y los 5 | 0,46 | 0,5 |
| A los 6 | 0,05 | 0,22 |
| A los 7 o más | 0,02 | 0,14 |
| Obs. Colegios | 26 | |
| Obs. Alumnos | 341 | |

ma bilingüe, u_i son características no observables de los alumnos, como esfuerzo o habilidad, v_j son características del colegio, como la calidad del director y de los profesores, y ε_{ij} es un término de error aleatorio. Nuestro parámetro de interés es el efecto medio del programa bilingüe sobre y_{ij} , que en la ecuación (1) es δ . La dificultad a la que nos enfrentamos cuando estimamos la regresión de y_{ij} sobre bil_j y x_i es que podríamos tener sesgo de endogeneidad debido a dos problemas de auto-selección:

1. Los estudiantes no se asignan de manera aleatoria entre colegios. Sus

Tabla 6: Estadísticos descriptivos - Colegios que solicitaron el programa bilingüe y tuvieron una puntuación alta en los criterios de selección

| Variable | Media en el examen CDI 2008/09 | Media en el examen CDI 2009/10 |
|--|--------------------------------|--------------------------------|
| Pruebas | | |
| Dictado | 4,79 | 7,62 |
| Matemáticas | 8,32 | 10,31 |
| Lengua | 9,32 | 14,47 |
| Lectura | 2,46 | 3,51 |
| Cultura general | 2,06 | 3,34 |
| Pruebas estandarizadas | | |
| Dictado | -0,23 | -0,1 |
| Matemáticas | -0,22 | -0,1 |
| Lengua | -0,29 | -0,08 |
| Lectura | -0,32 | -0,06 |
| Cultura general | -0,2 | -0,02 |
| Caract. individuales | | |
| Chica | 0,47 | 0,47 |
| Alumnos con neces. educ. especiales | 0,09 | 0,09 |
| Alumno con discap. | 0,04 | 0,05 |
| Edad del alumno | 12,2 | 12,18 |
| Alumno España | 0,71 | 0,72 |
| Alumno Rumania | 0,04 | 0,04 |
| Alumno Marruecos | 0,01 | 0,02 |
| Alumno America Látina | 0,17 | 0,16 |
| Alumno China | 0 | 0,01 |
| Alumno otro país | 0,06 | 0,06 |
| Educ. de los padres | | |
| Univ. | 0,38 | 0,39 |
| Bachillerato | 0,2 | 0,21 |
| Formación prof. | 0,11 | 0,11 |
| Estud. obligatorios | 0,21 | 0,21 |
| No acabó los estud. oblig. | 0,1 | 0,07 |
| Ocupación de los padres | | |
| Funcionario, negocios | 0,19 | 0,17 |
| Profesional | 0,22 | 0,27 |
| Trabaj. manual | 0,59 | 0,56 |
| Edad empezó a ir al colegio/guardería | | |
| Antes de los 3 | 0,46 | 0,52 |
| Entre los 3 y los 5 | 0,49 | 0,44 |
| A los 6 | 0,03 | 0,02 |
| A los 7 o más | 0,02 | 0,02 |
| Obs. Colegios | 38 | 38 |
| Obs. Alumnos | 1341 | 1292 |

padres eligen el colegio. Si no hay exceso de demanda en los colegios que han escogido, se les admite. Si hay exceso de demanda, la admisión se basa en criterios como la cercanía del colegio y la renta de la familia, características que no son aleatorias y están correlacionadas con los resultados académicos.

2. Los colegios que implementan el programa bilingüe no se seleccionan de manera aleatoria. El programa se implementó solamente en (algunos de los) colegios que lo solicitaron. Una solicitud podría ser una señal posi-

tiva de la calidad del director y de los profesores, debido a que el programa requiere una cantidad de trabajo extra significativa. También podría ser una señal de que el colegio tenía una demanda baja (quizás debido a la calidad mala) con profesores a punto de estar reemplazados¹¹.

3.2.2 Estrategia de estimación

Para controlar los problemas de endogeneidad causados por el problema de la auto-selección de los colegios y los estudiantes explicado anteriormente, utilizamos la estimación de Diferencias-en-Diferencias (dif-en-dif). Este método soluciona la auto-selección de las escuelas en el programa porque observamos la misma escuela en el primer año en el que el programa bilingüe se implementa en el sexto curso y en el año anterior. Dado el contexto institucional, los únicos cambios significativos en recursos y en personal de un año al siguiente son los asociados con el programa bilingüe.

Con respecto a la auto-selección de los alumnos, la estrategia dif-en-dif también ayuda a solucionar este problema. Como mencionamos en la sección 2, puesto que las reglas de admisión en educación primaria dan prioridad a los alumnos de infantil del mismo colegio, y dado el momento del anuncio del programa, las diferencias entre el primer grupo de alumnos tratados y los grupos anteriores no se pueden relacionar con la introducción del programa. Dado esto, si los movimientos de estudiantes de los colegios bilingües después de que se introdujo el programa fueran los mismos que en ausencia del programa (es decir los mismos cambios que en los colegios no tratados), una estrategia dif-en-dif controlaría el hecho de que los alumnos están distribuidos de manera diferente entre los colegios tratados y no tratados. Sin embargo, como se puede ver en la Tabla 2 y según hemos explicado en la sección 3.1, hay un cambio en las características de los alumnos en los colegios bilingües después de la introducción del programa. Afortunadamente, el método dif-en-dif nos permite incorporar fácilmente en la estimación las características observables de los alumnos para controlar estos cambios.

Dada la estrategia de dif-en-dif, estimaremos las siguientes regresiones a

¹¹ En España, la gran mayoría de los profesores son funcionarios y no pueden ser despedidos. Pero se pueden mover entre colegios dentro de una región. Incluso en una región como la Comunidad de Madrid, esto podría conllevar un inconveniente sustancial y estarían dispuestos a hacer esfuerzos significativos para evitar cierres de colegios.

través de MCO:

$$y_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 bil_j + \alpha_2 y10 + \delta y10 * bil_j + \varepsilon_{ij}$$

$$y_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 bil_j + \alpha_2 y10 + \delta y10 * bil_j + \beta x_i + \varepsilon_{ij}$$

donde $y10$ es una variable ficticia para el año académico 2009/10, el primer año en el que observamos alumnos expuestos al programa de educación bilingüe en el examen CDI. Asimismo, analizaremos si el cambio en la población de estudiantes de los colegios bilingües afecta nuestros resultados, comprobando la robustez de los resultados a otras comparaciones y maneras de estimar el efecto del programa.

4. RESULTADOS

4.1 Resultados principales

En la Tabla 7 presentamos los resultados estimados de los modelos (2) y (3). El parámetro asociado a la variable Colegio bilingüe en el examen CDI 2009/10 ($y10*bil_j$) proporciona el efecto del programa que queremos estimar. Sin variables de control, el efecto del programa no es significativo en ninguna de las tres pruebas. No obstante, como mencionamos cuando presentamos las estadísticas descriptivas de los datos, el grupo de alumnos tratados tiene características diferentes que el grupo anterior de alumnos de esos colegios. Esas características afectan de manera positiva el resultado; esto explica por qué el efecto del programa es más pequeño una vez se tiene en cuenta este cambio en las características observables. Este cambio en el efecto estimado del programa cuando se introducen las variables de control refleja el hecho de que hay selección entre los alumnos después de la introducción del programa. Para matemáticas y lectura el efecto no es significativamente diferente de cero en ninguno de los casos, aunque varía de positivo a negativo. Para cultura general, el programa bilingüe tiene un efecto negativo y significativo sobre la puntuación. Esta es la única prueba del examen CDI que está relacionada con una asignatura enseñada en inglés. Por tanto, parece que el esfuerzo adicional que se hace al aprender inglés utilizándolo como idioma de enseñanza en una asignatura que no es la lengua inglesa tiene como coste un peor desempeño al aprender esa asignatura.

Para hacer un uso más intensivo y más flexible de las características observables, estimamos la regresión dif-en-dif por grupos de estudiantes que tienen características observables similares. De esta manera, los resultados de los alumnos tratados se comparan con los resultados de alumnos con las mismas características observables en colegios y períodos no tratados. La Tabla

Tabla 7: Dif-en-dif con y sin variables de control. Todos los alumnos

| | Matemáticas | | Lectura | | Cultura general | |
|--|-------------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | Media | Media | Media | Media | Media | Media |
| Constante | 0.002 (0.015) | 4.517*** (0.132) | 0.001 (0.014) | 3.093*** (0.132) | 0.001 (0.014) | 3.391*** (0.137) |
| Año 2010 | -0.001 (0.012) | -0.073*** (0.011) | 0.000 (0.013) | -0.084*** (0.012) | 0.002 (0.015) | -0.072*** (0.015) |
| Colegio bilingüe 2004/2005 | -0.110 (0.074) | -0.006 (0.058) | -0.043 (0.096) | 0.053 (0.091) | -0.046 (0.093) | 0.069 (0.094) |
| Colegio bilingüe 2004/2005 en el examen CDI 2009/10 | 0.053 (0.075) | -0.068 (0.069) | 0.002 (0.096) | -0.110 (0.099) | -0.096 (0.102) | -0.229** (0.112) |
| Chica | | -0.157*** (0.007) | | -0.035*** (0.006) | | -0.176*** (0.007) |
| Alumno con necesid. educ. especiales | | -0.744*** (0.017) | | -0.702*** (0.019) | | -0.620*** (0.020) |
| Alumno con discapacidad | | -1.080*** (0.020) | | -1.127*** (0.026) | | -0.892*** (0.025) |
| Edad del alumno | | -0.384*** (0.011) | | -0.262*** (0.010) | | -0.280*** (0.011) |
| Alumno Rumania | | 0.036 (0.027) | | 0.017 (0.025) | | 0.061* (0.031) |
| Alumno Marruecos | | -0.053* (0.032) | | -0.256*** (0.038) | | -0.147*** (0.043) |
| Alumno America Latina | | -0.249*** (0.015) | | -0.073*** (0.014) | | -0.193*** (0.016) |
| Alumno China | | 0.600*** (0.051) | | -0.282*** (0.054) | | -0.319*** (0.052) |
| Alumno otro país | | -0.129*** (0.017) | | -0.031* (0.016) | | -0.100*** (0.016) |
| Educ. padres - Univ. | | 0.340*** (0.016) | | 0.273*** (0.018) | | 0.249*** (0.018) |
| Educ. padres - Bachillerato | | 0.182*** (0.015) | | 0.173*** (0.018) | | 0.169*** (0.017) |
| Educ. padres - Form. Profesional | | 0.181*** (0.016) | | 0.204*** (0.019) | | 0.184*** (0.018) |
| Educ. padres - Estud. oblig. | | 0.100*** (0.015) | | 0.105*** (0.019) | | 0.102*** (0.017) |
| Ocup. padres - Negocios, funcionario de ministerio, CCAA, Ayunt. | | 0.167*** (0.010) | | 0.139*** (0.010) | | 0.102*** (0.011) |
| Ocup. Padres - Profesional | | 0.251*** (0.009) | | 0.205*** (0.009) | | 0.151*** (0.010) |
| Vive con la madre | | -0.099*** (0.023) | | -0.080*** (0.024) | | -0.079*** (0.027) |
| Vive con la madre y un hermano/a | | 0.071*** (0.025) | | 0.034 (0.025) | | 0.030 (0.029) |
| Vive con la madre y el padre | | 0.066*** (0.022) | | 0.003 (0.022) | | 0.065** (0.025) |
| Vive con la madre y el padre y un hermano/a | | 0.174*** (0.022) | | 0.068*** (0.022) | | 0.100*** (0.025) |
| Vive con la madre y el padre y más de un hermano/a | | 0.151*** (0.022) | | 0.055** (0.023) | | 0.063** (0.026) |
| Otras situaciones | | 0.063*** (0.022) | | 0.014 (0.024) | | 0.011 (0.026) |
| Ir a guardería entre los 3 y los 5 | | -0.072*** (0.007) | | -0.034*** (0.006) | | -0.054*** (0.007) |
| Empezó el colegio a los 6 | | -0.220*** (0.022) | | -0.188*** (0.022) | | -0.195*** (0.023) |
| Empezó el colegio a los 7 o más | | -0.295*** (0.026) | | -0.304*** (0.032) | | -0.248*** (0.033) |
| Observaciones | 111,128 | 92,100 | 111,268 | 92,268 | 111,268 | 92,268 |

Notas: Las variables dependientes son las notas individuales estandarizadas en cada una de las tres pruebas. Errores estándar agrupados a nivel de colegio en paréntesis: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%. Categorías base para las variables ficticias: chico, alumno España, educ. padres - No acabó los estud. oblig., ocup. padres - trabajador manual, vive con la madre y más de un hermano/a, ir a guardería antes de los 3*

8 presenta los resultados según la educación de los padres para aquellos alumnos que nacieron en España, no tienen ninguna necesidad educacional especial y no tienen más de 12 años¹². Este grupo representa más de dos tercios de la población de alumnos. En otras estimaciones no presentadas aquí por razones de espacio, utilizamos la ocupación de los padres aparte de las variables de educación para formar los grupos, pero la conclusión cualitativa se mantiene. Se incluyen otras características como variables explicativas en la regresión, puesto que no es posible construir grupos totalmente homogéneos. Los resultados de la tabla son los coeficientes estimados del parámetro asociado con la variable Colegio bilingüe 2004/05 en el examen CDI 2009/10, es decir el efecto del programa que queremos estimar. Igual que en los resultados estimados en la Tabla 7, encontramos efectos significativos solamente para cultura general. Los resultados por grupos tienen las siguientes características: para matemáticas y cultura general el efecto estimado es más negativo para alumnos cuyos padres tienen un nivel de educación más bajo; para matemáticas siguen siendo no significativos, pero para cultura general no encontramos un efecto significativo para alumnos cuyos padres tienen educación universitaria, mientras que para el resto de los alumnos encontramos un efecto significativo. Además, la diferencia entre el efecto para el grupo de estudios universitarios y el efecto para el grupo de educación obligatoria es significativamente diferente de cero al 10%. Sorprendentemente, para lectura no hay un patrón claro. En cualquier caso, el efecto en lectura no es significativo en ninguno de los grupos.

4.2 Pruebas de robustez

Si los cambios descritos en la población de alumnos tratados se deben solamente a características observables, entonces los coeficientes estimados de la ecuación (3) identifican correctamente el efecto medio del programa. Sin embargo, para comprobar la robustez de estos resultados estimados, en esta sección analizamos más en detalle las potenciales razones que podrían generar un cambio endógeno en la población de alumnos tratados con respecto a los alumnos no tratados. Aunque el principio del programa no se anticipó, el tratamiento duró seis años hasta que nosotros pudimos observar nuestra variable dependiente y durante ese periodo los siguientes

¹² 11-12 años es la edad teórica que corresponde al sexto curso, cuando se hace el examen CDI (véase la subsección 3.1)

movimientos de estudiantes podrían haber ocurrido debido al programa:

1. En cualquier grupo de alumnos del sexto curso hay una proporción de alumnos que tuvieron que repetir un curso como consecuencia de no conseguir un desarrollo suficiente. Si un estudiante que empezó la educación primaria en 2003/04 tuvo que repetir un curso en un colegio bilingüe, entonces se movería de una educación no-bilingüe a una bilingüe. La mayoría de los compañeros de ese niño hubieran empezado el colegio de primaria en 2004/05 y por tanto, ya habrían participado en el programa bilingüe durante algunos años. Estos repetidores podrían preferir, o se les podría recomendar cambiarse a un colegio que no tiene el programa bilingüe en el curso que tienen que repetir. Si este fuera el caso, el grupo tratado que observamos nosotros tendría una proporción más pequeña de esos repetidores. Uno esperaría que este factor mejoraría las notas en los colegios tratados, por tanto su eliminación tendería a reforzar nuestros resultados.

2. Como consecuencia del programa bilingüe podría haber más estudiantes que repiten un curso que en los grupos de los años anteriores del mismo colegio. Nosotros no observaríamos el resultado para estos repetidores porque no están todavía en el sexto curso.

3. Otros movimientos endógenos se pueden relacionar con el hecho de que algunos de los colegios tratados tienen vacantes. Como mencionamos en la sección 3.2 las vacantes podrían ser una razón para que una escuela solicite el programa. La existencia de colegios tratados con vacantes da a los alumnos con un buen nivel de inglés, que de otra manera no podían haber asistido a estos colegios, la oportunidad de solicitar una plaza una vez que el programa empezó. Puesto que el tratamiento que evaluamos empezó seis años antes de que podamos medir sus resultados, es posible que hayan entrado nuevos alumnos por estas razones durante cinco años¹³.

4. Finalmente, es posible que a algunos estudiantes que estaban en un colegio bilingüe cuando se implementó el programa no les guste el programa

¹³ Esto no significa que todos los alumnos nuevos entrarán por esta razón. Algunos movimientos de estudiantes podían haber ocurrido con independencia del programa (por ejemplo debido a la inmigración) y nosotros controlamos esto observando el mismo colegio antes de la introducción del programa.

Tabla 8: Regresiones Dif-en-Dif separadas por grupos observables de alumnos: el efecto estimado del tratamiento por grupo

| Grupos según la educación de los padres | Matemáticas | Lectura | Cultura general | Proporción |
|---|-------------------|-------------------|---------------------|------------|
| Universidad | -0.027 (0.096) | -0.117 (0.128) | -0.107 (0.134) | 36.36% |
| Bachillerato/Form. Profesional | -0.083 (0.121) | -0.210 (0.136) | -0.259** (0.120) | 19.11% |
| Educ. obligat. o menos | -0.115 (0.081) | -0.062 (0.134) | -0.338** (0.154) | 12.33% |

Notas: Las variables dependientes son las notas individuales estandarizadas en cada una de las tres pruebas. La muestra utilizada para estas estimaciones son alumnos españoles (es decir no-inmigrantes), no mayores de 12 años y que no tienen necesidades educativas especiales. Se dividen según la educación de los padres en tres grupos. Proporción es el % que cada grupo representa sobre la muestra total de alumnos (incluyendo aquellos grupos como alumnos mayores de 12 años, cuyas estimaciones dif-en-dif no se presentan aquí). Las siguientes variables de control se incluyeron en estas regresiones, sin mostrarlas: variables ficticias para el año del examen y colegio bilingüe, género, ocupación de los padres, composición del hogar donde vive el alumno y la edad a la que el alumno empezó a ir a colegio/guardería. Errores estándar agrupados a nivel de colegio en paréntesis: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; ***significativo al 1%”

y que decidan cambiar de colegio en cualquier momento entre el año de introducción del programa y el año en el que observamos nosotros el resultado. Suponemos que una vez que hemos eliminado a los repetidores de este grupo (a quienes no observamos aun sí se quedan en el mismo colegio, como ya hemos mencionado) hay una proporción muy pequeña de alumnos en este grupo. Esto es plausible porque si deciden cambiarse no pueden ir a un colegio muy demandado, ya que en ese momento tendrían todas sus vacantes completas. Sin embargo, no tenemos datos para apoyar nuestra hipótesis.

Para aquellos alumnos de los colegios bilingües que hicieron el examen en 2009/10 (es decir el grupo tratado) sabemos quienes estaban ya matriculados en ese colegio cuando tenían cinco años. Estos alumnos desconocían la introducción del programa cuando decidieron matricularse en ese colegio. Podemos utilizar esta información para detectar los colegios bilingües con una proporción muy grande de alumnos del grupo tratado que se quedaron en el colegio desde cuando tenían cinco años. Esto evitará el sesgo debido a nuevos alumnos entrando en la escuela cuando el programa estaba ya teniendo lugar. Seleccionamos los 8 colegios bilingües que tienen una proporción de alumnos que no estaban en ese colegio cuando tenían cinco años por debajo o igual al 16%. La tabla 9 presenta las estimaciones de las ecuaciones (2) y (3) (es decir las estimaciones dif-en-dif) utilizando como grupo tratado solamente esos ocho colegios y excluyendo de la muestra los otros 17 colegios bilingües. Los resultados son similares a los resultados de la Tabla 7 utilizando toda la muestra. La única diferencia es que los efectos estimados son

más imprecisos, como indican los errores estándar más grandes. Además, los mismos resultados se obtienen cuando se estima el dif-en-dif utilizando como alumnos tratados solo aquellos que estaban en los colegios tratados antes del anuncio y de la introducción del programa.

Tabla 9: Dif-en-Dif con y sin variables de control. Colegios bilingües con más del 16% de los alumnos que entran después de los 5 años se excluyen.

| Áreas | Matemáticas | | Lectura | | Cultura general | |
|---|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|----------------|
| | Sin x | Con x | Sin x | Con x | Sin x | Con x |
| Constante | Con x | 4.536*** | 0.001 | 3.098*** | 0.001 | 3.421*** |
| | (0.015) | (0.133) | (0.014) | (0.132) | (0.014) | (0.137) |
| Año 2010 | -0.001 | -0.073*** | 0.000 | -0.084*** | 0.002 | -0.072*** |
| | (0.012) | (0.011) | (0.013) | (0.012) | (0.015) | (0.015) |
| Colegio bilingüe 2004/05 | -0.151 | -0.077 | -0.013 | 0.086 | -0.050 | 0.050 |
| | (0.128) | (0.086) | (0.220) | (0.198) | (0.150) | (0.119) |
| Colegio bilingüe 2004/05 en examen CDI 2009/10 | 0.077 | -0.017 | 0.028 | -0.092 | -0.155 | -0.273* |
| | (0.116) | (0.104) | (0.214) | (0.213) | (0.122) | (0.142) |
| Observaciones | 109,654 | 90,892 | 109,793 | 91,059 | 109,793 | 91,059 |

Notas: Las variables dependientes son las notas individuales estandarizadas en cada una de las tres pruebas. Errores estándar agrupados a nivel de colegio en paréntesis: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%. Las estimaciones con x incluyen las mismas variables de control que en la Tabla 7, pero no se muestran.

Un enfoque distinto al dif-en-dif consiste en encontrar un grupo de control de colegios que sea lo más parecido posible a los colegios tratados. Tenemos información sobre los colegios que solicitaron el programa y los criterios anunciados de elección de los colegios, mencionados en la sección 2. En particular, entre las 192 escuelas que presentaron su solicitud, 64 tuvieron más de 60 puntos (de un máximo de 70) en esos criterios. Las 25 seleccionados eran todos de este grupo con puntuaciones por encima de 60. Los otros 38 colegios que no fueron seleccionados pero que son comparables en esos criterios forman un grupo de control natural. Asumiendo que estos dos grupos son comparables, no hace falta utilizar la estrategia dif-en-dif y podemos estimar una regresión utilizando solo los resultados del examen de 2009/10. Para asegurar una comparación adecuada de la población de alumnos en los grupos de tratamiento y de control incluimos como variables explicativas las características de los alumnos que observamos y, al mismo tiempo, estimamos por variables instrumentales (VI) utilizando como instrumento el indicador de haber estado en ese mismo colegio cuando el alumno tenía cinco años (es decir pertenecer al grupo de tratamiento). La Tabla 10 contiene estas dos estimaciones. Tanto la estimación MCO como la de VI indican las mismas conclusiones cualitativas como en el resto de las

estimaciones presentadas: un efecto negativo y significativo de programa bilingüe en cultura general y ningún efecto significativamente diferente de cero en matemáticas y lectura.

Tabla 10: MCO y VI con los colegios que solicitaron en la convocatoria del programa bilingüe y tuvieron una puntuación alta según los criterios de selección

| Áreas | Matemáticas | | Lectura | | Cultura general | |
|--|---------------|---------------|---------------|---------------|-----------------|-----------------|
| | MCO | VI | MCO | VI | MCO | VI |
| Constante | 4.020*** | 4.086*** | 4.288*** | 4.245*** | 3.143*** | 3.235*** |
| | (0.739) | (0.739) | (0.857) | (0.849) | (0.826) | (0.811) |
| Colegio bilingüe 2004/2005 en el examen CDI 2009/10 | -0.070 | -0.123 | -0.081 | -0.046 | -0.186* | -0.261** |
| | (0.082) | (0.093) | (0.056) | (0.060) | (0.098) | (0.110) |
| Chica | -0.249*** | -0.247*** | -0.115*** | -0.116*** | -0.182*** | -0.179*** |
| | (0.039) | (0.038) | (0.037) | (0.037) | (0.044) | (0.044) |
| Alumno con necesid. educ. especiales | -0.876*** | -0.875*** | -0.783*** | -0.784*** | -0.718*** | -0.717*** |
| | (0.078) | (0.077) | (0.103) | (0.101) | (0.117) | (0.116) |
| Alumno con discapacidad | -1.204*** | -1.206*** | -1.214*** | -1.213*** | -0.937*** | -0.940*** |
| | (0.083) | (0.083) | (0.129) | (0.127) | (0.119) | (0.118) |
| Edad del alumno | -0.340*** | -0.344*** | -0.345*** | -0.343*** | -0.267*** | -0.271*** |
| | (0.058) | (0.058) | (0.070) | (0.069) | (0.067) | (0.065) |
| Alumno America Latina | -0.251*** | -0.264*** | 0.061 | 0.069 | 0.012 | -0.005 |
| | (0.082) | (0.081) | (0.073) | (0.072) | (0.085) | (0.085) |
| Alumno China | 0.777** | 0.774** | -0.031 | -0.028 | 0.032 | 0.028 |
| | (0.372) | (0.371) | (0.263) | (0.257) | (0.220) | (0.220) |
| Educ. padres - Univ. | 0.242*** | 0.243*** | 0.279*** | 0.278*** | 0.232** | 0.233** |
| | (0.086) | (0.085) | (0.101) | (0.100) | (0.093) | (0.093) |
| Educ. padres - Bachillerato | 0.080 | 0.081 | 0.210** | 0.209** | 0.143 | 0.145 |
| | (0.075) | (0.075) | (0.099) | (0.098) | (0.093) | (0.094) |
| Educ. padres - Form. Profesional | 0.055 | 0.057 | 0.243** | 0.241** | 0.142 | 0.145 |
| | (0.102) | (0.102) | (0.116) | (0.114) | (0.107) | (0.107) |
| Educ. padres - Estud. oblig. | -0.096 | -0.095 | 0.128 | 0.127 | -0.010 | -0.007 |
| | (0.086) | (0.086) | (0.094) | (0.093) | (0.100) | (0.100) |
| Ocup. padres - Negocios, funcionario de ministerio, CCAA, Ayunt. | 0.189*** | 0.190*** | 0.063 | 0.062 | 0.117** | 0.120** |
| | (0.049) | (0.048) | (0.052) | (0.051) | (0.052) | (0.051) |
| Ocup. Padres - Profesional | 0.268*** | 0.268*** | 0.133*** | 0.133*** | 0.088* | 0.088** |
| | (0.051) | (0.050) | (0.050) | (0.049) | (0.045) | (0.044) |
| Empezó el colegio a los 6 | -0.463*** | -0.454*** | -0.196 | -0.202 | -0.162 | -0.149 |
| | (0.150) | (0.152) | (0.205) | (0.202) | (0.200) | (0.202) |
| Empezó el colegio a los 7 o más | -0.405*** | -0.410*** | -0.003 | -0.000 | 0.012 | 0.006 |
| | (0.125) | (0.123) | (0.219) | (0.217) | (0.167) | (0.163) |
| Observaciones | 2,177 | 2,177 | 2,192 | 2,192 | 2,192 | 2,192 |
| R-cuadrado | 0.288 | 0.287 | 0.194 | 0.194 | 0.165 | 0.163 |

Notas: Las variables dependientes son las notas individuales estandarizadas en el examen CDI 2009/10 en cada una de las tres pruebas. Errores estándar agrupados a nivel de colegio en paréntesis: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%. Las categorías de referencia para las variables ficticias y las variables explicativas incluidas en las estimaciones son las mismas que en las estimaciones de la Tabla 7. No obstante, las variables explicativas con coeficiente no significativo en ninguna de las ecuaciones o aquellas variables relacionadas con la composición del hogar del alumno no se muestran aquí.

4.3 Estimaciones con un año adicional de datos

Las estimaciones de las secciones 4.1 y 4.2 presentan el efecto del programa en el primer grupo de alumnos tratados en el grupo de los 25 colegios que

fueron los primeros en implementar el programa. En 2009/10 este grupo terminó el sexto curso, el último año de educación primaria, e hizo el examen CDI. Hemos utilizado ese examen como medida del rendimiento. De la misma manera, podemos utilizar los resultados de los alumnos del sexto curso en el examen CDI de 2010/11 como medida del rendimiento para el segundo grupo de alumnos tratados en esos 25 colegios y como medida del rendimiento para el primer grupo de alumnos tratados en los 54 colegios seleccionados en 2005/06 para implementar el programa¹⁴. La disponibilidad de datos para este año adicional nos permite comprobar si hay algunas mejoras en el segundo grupo de alumnos tratados en los primeros 25 colegios. Asimismo, nos permite verificar si nuestros resultados para los colegios seleccionados en 2004 se confirman para los colegios seleccionados en 2005, puesto que, como explicamos en la Sección 2, hubo cambios significativos en los criterios de selección de un año al siguiente.

4.3.1 Resultados para el segundo grupo de alumnos en los colegios seleccionados en 2004/05

Los estadísticos descriptivos para el segundo grupo de alumnos tratados (el grupo de 2010/11) en los primeros 25 colegios bilingües son muy similares

Tabla 11: Dif-en-Dif con y sin variables de control. El segundo grupo de alumnos tratados en los 25 colegios seleccionados a implementar el programa bilingüe en 2004/05. Se compara CDI 2010/11 con CDI 2008/09

| Áreas | Matemáticas | | Lectura | | Cultura general | |
|---|--------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|------------------------------|
| | Sin x | Con x | Sin x | Con x | Sin x | Con x |
| Constante | 0,006 (0,015) | 4.451*** (0,140) | 0,007 (0,014) | 2.859*** (0,124) | 0,004 (0,015) | 3.548*** (0,132) |
| Año 2010 | -0,004 (0,014) | -0,022* (0,013) | -0,022* (0,013) | 0,067*** (0,011) | 0,001 (0,014) | -0,016 (0,014) |
| Colegio bilingüe 2004/05 | -0,049 (0,097) | 0,041 (0,092) | 0,041 (0,092) | 0,02 (0,04) | -0,049 (0,093) | 0,075 (0,094) |
| Colegio bilingüe 2004/05 en examen CDI 2009/10 | 0,022 (0,097) | -0,082 (0,096) | -0,082 (0,096) | -0,027 (0,048) | -0,076 (0,090) | -0,210*** (0,091) |
| Observaciones | 110939 | 91681 | 110966 | 91705 | 110966 | 91705 |

Notas: Las variables dependientes son las notas individuales estandarizadas en cada una de las tres pruebas en 2008/09 y 2010/11. Errores estándar agrupados a nivel de colegio en paréntesis: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%. Las estimaciones con x incluyen las mismas variables de control que en la Tabla 7, pero no se muestran aquí.

¹⁴ Cada colegio seleccionado empieza a implementar el programa en el primer curso y lo extiende a los siguientes cursos cada año, hasta que todas las clases de educación primaria de esos colegios sigan el programa bilingüe.

a los presentados en la Tabla 2 para el grupo tratado de 2009/10 y no los incluimos aquí para ahorrar espacio. La Tabla 11 muestra el efecto estimado para este segundo grupo de alumnos tratados. La conclusión cualitativa es la misma que en el caso del primer grupo de alumnos tratados, que se presentó en las dos anteriores subsecciones. Los coeficientes estimados tienden a ser más grandes, cuantitativamente que los presentados en la Tabla 7 (incluyendo un efecto menos negativo en cultura general), pero las diferencias son pequeñas. En cualquier caso, esta pequeña mejora en el segundo grupo no es suficiente para hacer que el efecto medio negativo en cultura general sea no significativo.

4.3.2 Resultados para el primer grupo de alumnos en los colegios seleccionados en 2005/06

Los estadísticos descriptivos para el primer grupo de alumnos tratados en los 54 colegios seleccionados para implementar el programa en 2005/06 están en la Tabla 12. Las características demográficas del último grupo de alumnos no-tratados son más parecidas a las características de la población general que las del último grupo no tratado de los 25 colegios. Esto se puede observar mirando las diferencias entre las primeras dos columnas de la Tabla 12 y comparándolas con aquellas diferencias para la Tabla 2. Asimismo, el cambio en características demográficas observado al comparar el último grupo no-tratado con el primer grupo tratado es ligeramente más pequeño aquí que en los primeros 25 colegios seleccionados para implementar el programa.

A continuación, examinamos los efectos estimados del tratamiento para los 54 colegios que se hicieron bilingües en 2005/06. Estas estimaciones se presentan en la Tabla 13. Observamos que, al igual que en los análisis anteriores para los primeros 25 colegios seleccionados, el efecto no es estadísticamente diferente de cero en matemáticas y en lectura. No obstante, para cultura general el efecto es ahora no significativo. Este cambio en el efecto medio estimado podría deberse a un efecto de composición, puesto que el efecto es heterogéneo. Como se puede observar en la Tabla 8 el efecto es más grande en valor absoluto cuanto más bajo es el nivel de educación de los padres. Los alumnos en estos 54 colegios tienen características socio-demográficas mejores que aquellos de los primeros 25 colegios bilingües para los cuales detec-

Tabla 12: Estadísticos descriptivos para los colegios bilingües de 2005/06

| Variable | Trat. antes | Cont. antes | Trat. después | Cont. después | Dif-en-dif |
|--|-------------|--------------|---------------|---------------|------------|
| | Media | Media | Media | Media | |
| Pruebas | | | | | |
| Dictado | 7,61 | 7,9 | 3,54 | 3,7 | |
| Matemáticas | 10,44 | 10,91 | 5,61 | 5,9 | |
| Lengua | 14,48 | 14,86 | 7,33 | 7,56 | |
| Lectura | 3,54 | 3,59 | 3,8 | 3,87 | |
| Cultura general | 3,34 | 3,37 | 5,39 | 5,53 | |
| Pruebas estandarizadas | | | | | |
| Dictado | -0,1 | 0 | -0,11 | 0 | -0,01 |
| Matemáticas | -0,08 | 0,01 | -0,09 | 0 | 0 |
| Lengua | -0,08 | 0 | -0,09 | 0 | -0,01 |
| Lectura | -0,03 | 0 | -0,05 | 0 | -0,02 |
| Cultura general | -0,02 | 0 | -0,05 | 0 | -0,03 |
| Caract. individuales | | | | | |
| Chica | 0,47 | 0,49 | 0,46 | 0,49 | -0,01 |
| Alumnos con neces. educ. especiales | 0,07 | 0,06 | 0,08 | 0,06 | 0,01 |
| Alumno con discap. | 0,04 | 0,03 | 0,04 | 0,03 | 0 |
| Edad del alumno | 12,17 | 12,14 | 12,13 | 12,15 | -0,05 |
| Alumno España | 0,76 | 0,82 | 0,81 | 0,82 | 0,05 |
| Alumno Rumania | 0,03 | 0,02 | 0,03 | 0,02 | 0 |
| Alumno Marruecos | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0 |
| Alumno América Latina | 0,13 | 0,1 | 0,09 | 0,09 | -0,03 |
| Alumno China | 0 | 0,01 | 0 | 0,01 | 0 |
| Alumno otro país | 0,06 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | -0,01 |
| Educ. de los padres | | | | | |
| Univ. | 0,39 | 0,48 | 0,45 | 0,49 | 0,05 |
| Bachillerato | 0,21 | 0,18 | 0,2 | 0,18 | -0,01 |
| Formación prof. | 0,11 | 0,12 | 0,12 | 0,12 | 0,01 |
| Estud. obligatorios | 0,22 | 0,17 | 0,18 | 0,16 | -0,03 |
| No acabó los estud. oblig. | 0,07 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | -0,02 |
| Ocupación de los padres | | | | | |
| Funcionario, negocios | 0,18 | 0,22 | 0,2 | 0,22 | 0,02 |
| Profesional | 0,27 | 0,33 | 0,3 | 0,34 | 0,02 |
| Trabaj. manual | 0,55 | 0,44 | 0,5 | 0,44 | -0,05 |
| Edad empezó a ir al colegio/guardería | | | | | |
| Antes de los 3 | 0,52 | 0,54 | 0,56 | 0,55 | 0,03 |
| Entre los 3 y los 5 | 0,44 | 0,42 | 0,41 | 0,42 | -0,03 |
| A los 6 | 0,03 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | -0,01 |
| A los 7 o más | 0,02 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | -0,02 |
| Obs. Colegios | 54 | 1163 | 54 | 1179 | |
| Obs. Alumnos | 2074 | 51076 | 2072 | 54807 | |

tamos un efecto negativo y significativo en cultura general. Por esta razón a continuación analizamos los efectos estimados por grupos de observables.

Podemos ver en la Tabla 14 que el efecto en matemáticas y lectura continúa siendo no significativo para todos los grupos. Asimismo, al igual que para los primeros 25 colegios bilingües, en cultura general el efecto es heterogéneo, y es claramente no-significativo para aquellos alumnos cuyos padres tienen estudios universitarios, y negativo y significativo para aquellos cuyos padres

tienen solamente educación secundaria obligatoria o menos. Sin embargo, hay una diferencia importante con respecto al efecto del tratamiento estimado en los primeros 25 colegios, presentado en las secciones anteriores. El efecto negativo del programa es más pequeño aquí (en valor absoluto). Esta diferencia significa que, para aquellos alumnos cuyos padres tienen estudios de bachillerato o de formación profesional, el efecto del programa en cultura general no es ahora significativamente diferente de cero. El efecto estimado es ahora -0.033 y en la Tabla 8 era -0.259¹⁵. Asimismo, el resto de los coeficientes estimados para el efecto en cultura general (columna 3 en la Tabla 14) y la mayoría de los otros coeficientes estimados en esta tabla son más pequeños (en valor absoluto) que los efectos estimados para los primeros 25 colegios.

Tabla 13: Dif-en-Dif con y sin variables de control. El primer grupo de alumnos tratados en los 54 colegios seleccionados a implementar el programa bilingüe en 2005/06

| Áreas | Matemáticas | | Lectura | | Cultura general | |
|--|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | Sin x | Con x | Sin x | Con x | Sin x | Con x |
| Constante | 0,005 (0.015) | 5.175*** (0.139) | 0,002 (0.012) | 3.265*** (0.136) | 0,004 (0.014) | 3.718*** (0.138) |
| Año 2011 | -0,000 (0.012) | 0,041*** (0.012) | 0 (0.011) | 0,067*** (0.011) | 0,001 (0.014) | 0,058*** (0.014) |
| Colegio bilingüe 2005/06 | -0,084 (0.065) | 0,005 (0.050) | -0,037 (0.056) | 0,02 (0.040) | -0,025 (0.074) | 0,069 (0.064) |
| Colegio bilingüe 2005/06 en el examen CDI 2010/11 | -0,014 (0.063) | -0,058 (0.058) | -0,014 (0.049) | -0,027 (0.048) | -0,031 (0.069) | -0,084 (0.066) |
| Observaciones | 109919 | 95892 | 110029 | 96034 | 110029 | 96034 |

Notas: Las variables dependientes son las notas individuales estandarizadas en cada una de las tres pruebas en 2009/10 y 2010/11. Errores estándar agrupados a nivel de colegio en paréntesis: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%. Las estimaciones con x incluyen las mismas variables explicativas que en la Tabla 7, pero no se muestran aquí.

Tabla 14: Dif-en-Dif para los colegios de 2005/06. Los efectos estimados del tratamiento utilizando regresiones separadas por grupos observables de alumnos.

| Grupos según la educación de los padres | Matemáticas | Lectura | Cultura general | Proporción |
|---|-------------------|-------------------|--------------------|------------|
| Constante | -0.101 (0.076) | -0.069 (0.061) | -0.017 (0.076) | 37.53% |
| Año 2011 | -0.005 (0.074) | -0.014 (0.086) | -0.033 (0.085) | 19,92% |
| Colegio bilingüe 2005/06 | -0.058 (0.128) | -0.098 (0.067) | -0.196* (0.110) | 11,17% |

Notas: Las variables dependientes son las notas individuales estandarizadas en cada una de las tres pruebas en los exámenes CDI de 2009/10 y 2010/11. La muestra utilizada para estas estimaciones son alumnos españoles (es decir no-inmigrantes), no mayores de 12 años y que no tienen necesidades educativas especiales. Se dividen según la educación de los padres en tres grupos. Proporción es el % que cada grupo representa sobre la muestra total de alumnos (incluyendo aquellos grupos como alumnos mayores de 12 años cuyas estimaciones dif-en-dif no se presentan aquí). Las siguientes variables de control se incluyeron en estas regresiones, pero no se muestran: variables ficticias para el examen y colegio bilingüe, género, ocupación de los padres, composición del hogar donde vive el alumno y la edad a la que el alumno empezó a ir a colegio/guardería. Errores estándar agrupados a nivel de colegio en paréntesis: * significativo al 10%.

¹⁵ Una prueba de la igualdad de estos dos coeficientes estimados rechaza la hipótesis nula de la igualdad de los efectos.

¿Qué podría explicar los efectos diferentes del programa que encontramos para los 25 colegios seleccionados a implementar el programa en 2004/05 y para los 54 colegios seleccionados en 2005/06? Dado que las características de los alumnos en estos dos grupos de colegios son diferentes, el efecto diferencial podría estar captando el efecto positivo de los condiscípulos en esos 54 colegios. Para comprobar esta hipótesis estimamos nuestros modelos incluyendo como variables explicativas el nivel medio de educación de los padres de los alumnos en cada colegio. El efecto de estas variables no es significativamente diferente de cero y los efectos estimados de la política no cambian. Otra explicación podría ser que los colegios seleccionados en 2005/06 estuvieran más preparados y fueran más aptos para implementar el programa, por tanto el efecto negativo observado en los 25 colegios se atenúa. Como se explicó en la sección 2, en 2005/06 el nivel de inglés de los profesores en los colegios candidatos se evaluó mediante un examen y el resultado de ese examen fue parte de los criterios utilizados para seleccionar los colegios. Esto podría significar que los colegios seleccionados en 2005/06 estaban más preparados para enseñar en inglés. Si esta hipótesis fuera correcta, entonces podría implicar que una gran parte del efecto negativo encontrado para los 25 colegios bilingües de 2004/05 se debe a una formación insuficiente en inglés de los profesores en esos colegios. Pero esta es solamente una suposición que no podemos comprobar con los datos que tenemos disponibles actualmente.

5. CONCLUSIONES

Todas nuestras estimaciones del efecto del programa bilingüe sobre los resultados académicos en diferentes pruebas, controlando por características observables de los alumnos y utilizando varias estrategias para corregir la auto-selección, llevan a la misma conclusión: hay un efecto negativo claro, cuantitativamente sustancial, sobre el aprendizaje de la asignatura enseñada en inglés, y el efecto no es significativamente diferente de cero en matemáticas y en lectura, asignaturas que se enseñan en español. Nuestra variable dependiente que mide el aprendizaje en estas tres asignaturas es un examen general estandarizado en habilidades básicas que se supone que debería haber obtenido cualquier alumno del sexto curso durante los años de educación primaria.

Dos aspectos de los resultados son particularmente importantes porque tienen implicaciones de política potenciales. El primero es el hecho de que los efectos negativos se concentran sobre los alumnos con padres menos educados. El segundo aspecto es que el efecto negativo es mucho más grande (en valor absoluto) para el grupo de colegios que empezaron a participar en el programa en 2004 que para aquellos que empezaron en 2005. Además, para los colegios seleccionados en 2005 el efecto no es significativamente diferente de cero en promedio y tampoco para aquellos alumnos cuyos padres tienen más que estudios secundarios obligatorios. Desde 2004 hasta 2005 hubo un cambio en las reglas que aumentó el nivel requerido de conocimientos de inglés de los profesores en los colegios participantes. Valdría la pena analizar hasta que punto este cambio es la causa de la reducción del impacto negativo.

Dado el cambio en las características observables de los estudiantes después de la introducción del programa, se podría sospechar un cambio en caracte-

rísticas no observables. Esto podría sesgar nuestros coeficientes estimados. Dadas las diferentes fuentes del cambio en la población de estudiantes en los colegios bilingües, la dirección del sesgo es incierta. De todos modos, no es poco razonable suponer que el cambio en las características no observables es el mismo que en las observables. Si esto fuera el caso, podría reforzar nuestro efecto negativo y significativo en cultura general y podría cambiar el efecto estimado no significativo en matemáticas y lectura en un efecto negativo y significativo. Por otro lado, si las observables y las no observables están positivamente correlacionadas, las características observables deberían recoger ya una parte importante del efecto de las no observables y por esta razón el efecto del programa no sería muy diferente del que estamos estimando, especialmente si la correlación positiva entre las observables y las no observables es muy alta. Las dificultades que experimentamos en cuanto a estar seguros sobre los efectos de la política representan un recordatorio severo sobre la necesidad de introducir políticas de una manera que facilite su correcta evaluación. Esto es particularmente imperdonable en un contexto como el presente, en el que la política se introdujo de manera gradual y los solicitantes eran todos bastante similares.

Este estudio se basa solamente en las primeras dos cohortes de estudiantes que terminaron la educación primaria en el programa bilingüe. Añadir más grupos y más colegios en los años futuros podría permitir un análisis más detallado. En particular, un aspecto que merece la pena estudiar en investigaciones futuras es la reacción de los padres al elegir los colegios una vez que sepan en el momento de entrar en la educación infantil que ese colegio es parte del programa bilingüe. Podríamos observar una segregación marcada de los estudiantes. Esta podría ser especialmente fuerte en educación secundaria, en la que es un requisito haber obtenido buenos resultados en el programa bilingüe para matricularse en las secciones bilingües de los institutos. El efecto a largo plazo del programa y la potencial segregación son temas importantes para investigación futura.

Finalmente, como mencionamos en la Introducción, el hecho de que Admiraal, Westhoff y de Bot (2006) no encontraran ningún efecto de un programa similar en educación secundaria en Holanda abre la pregunta adicional sobre cual es la mejor edad para introducir este tipo de programas.

6. REFERENCIAS

- [1] Admiraal, Wilfried, Gerard Westhoff y Kees de Bot (2006), "Evaluation of Bilingual Secondary Education in The Netherlands: Students' language proficiency in English," *Educational Research and Evaluation* 12, 75 – 93.
- [2] Anghel, Brindusa y Antonio Cabrales (2010), "The Determinants of Success in Primary Education in Spain ," Fedea Working Paper 2010-20
- [3] Angrist, Joshua D. y Victor Lavy (1999), "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement," *Quarterly Journal of Economics* 114, 533-575.
- [4] Banfi, Cristina y Raymond Day (2004), "The Evolution of Bilingual Schools in Argentina," *International Journal of Bilingual Education and Bilingualism* 7, 398411.
- [5] Bentolila, Samuel y Andrea Ichino (2008), "Unemployment and consumption near and far away from the Mediterranean," *Journal of Population Economics* 21, 255–280.
- [6] Bergin, Adele, Thomas Conefrey, John Fitz Gerald y Ide Kearney (2009), "Recovery Scenarios for Ireland: An Update," mimeo.
- [7] Fidrmuc, Jarko y Jan Fidrmuc (2009), "Foreign Languages and Trade: What are you sinking about?," mimeo.
- [8] Fry, Richard y Lindsay B. Lowell (2003), "The Value of Bilingualism in the U.S. Labor Market," *Industrial & Labor Relations Review* 57, 128-140.
- [9] Ginsburgh, Victor A. y Juan Prieto-Rodriguez (2011) "Returns to Foreign Languages of Native Workers in the EU," *Industrial & Labor Relations Review* 64, 599618.
- [10] Greene, Jay A. (1998), "A Meta-Analysis of the Effectiveness of Bilingual Education," mimeo, University of Texas at Austin.
- [11] Krueger, Alan B. (1999), "Experimental Estimates of Education Production Functions," *Quarterly Journal of Economics* Volume 114, 497-532.
- [12] Jepsen, Christopher (2009), "Bilingual Education and English

Proficiency,” mimeo. University of Kentucky.

- [13] Ordóñez, Claudia L. (2004), “EFL and Native Spanish in Elite Bilingual Schools in Colombia: A First Look at Bilingual Adolescent Frog Stories,” *International Journal of Bilingual Education and Bilingualism* 7, 449-474.
- [14] Saiz, Albert y Elena Zoido (2005), “Listening to What the World Says: Bilingualism and Earnings in the United States,” *The Review of Economics and Statistics* 87, 523-538.
- [15] Williams, Donald R. (2011), “Multiple Language Usage and Earnings in Western Europe,” *International Journal of Manpower* 32, 372-393.
- [16] Willig, Ann C. (1985), “A Meta-Analysis of Selected Studies on the Effectiveness of Bilingual Education,” *Review of Educational Research* 55, 269-317.

3

¿CÓMO ESCOGEN LOS PADRES LA ESCUELA DE SUS HIJOS? TEORÍA Y EVIDENCIA PARA ESPAÑA

Caterina Calsamiglia (UAB-BarcelonaGSE)

Maia Güell (University of Edinburgh-FEDEA)

1. INTRODUCCIÓN

En España la educación pública comienza los 3 años, cuando los niños empiezan parvulario. Es el momento en el que las familias tienen que decidir la escuela para sus hijos, dónde deberán realizar parvulario y primaria y, en ocasiones, secundaria. En principio se deja escoger a las familias, tanto por la relevancia de la decisión, como para garantizar la igualdad de oportunidades del sistema. En educación, como en tantos otros ámbitos, hay diferentes perspectivas a considerar, ya sea por parte de las escuelas como de las familias, y el consenso mutuo es fundamental para garantizar el desarrollo adecuado de los niños.

En un estudio realizado en Israel, Victor Lavy (2010) demuestra que permitir la elección de la escuela mejora el rendimiento de los niños, cuando se compara con el rendimiento de niños de barrios similares donde la elección no está permitida. Por otro lado, Brindusa Anghel y Antonio Cabrales, de la Universidad Carlos III de Madrid, en un capítulo de la monografía de FEDEA 'Talent, effort and social mobility', estudian los determinantes del éxito de las escuelas primarias y encuentran que la implicación de los padres en la escuela, manifestada por la participación en el AMPA (Asociación de Madres y Padres de Alumnos), es importante para mejorar el rendimiento de los niños en la escuela. Y, por último, cuando las familias dan su opinión sobre las escuelas están evaluándolas implícitamente, forzando así un proceso regenerador en el sistema educativo público.

Aunque en principio en España las familias pueden escoger la escuela para sus hijos, en la práctica el número de familias que quieren una escuela determinada puede superar el número de plazas en dicha escuela y no todas podrán acceder a ella. Esto implica que es necesario fijar una serie de normas que determinen quién puede acceder a dicha escuela y quién deberá optar por una escuela alternativa.

El proceso de decisión y asignación normalmente funciona de la siguiente manera: en primer lugar, las familias entregan una lista con el ranking de las escuelas entre febrero y marzo. Una vez recogidas las listas, las escuelas y la Administración asignan plazas siguiendo una serie de normas y según las preferencias manifestadas. Este conjunto de normas acaba generando un juego estratégico complicado en el que las familias se ven obligadas a participar para determinar la escuela de sus hijos. El principal problema de las normas actuales es que la estrategia óptima a seguir por parte de las familias raramente es la de poner el ranking real de escuelas. Excluir ciertas escuelas puede implicar obtener una asignación mejor que manifestar las preferencias reales.

En general, este proceso tiene el siguiente formato: una vez entregadas las listas, todas las solicitudes se asignan a la escuela que los padres piden como primera opción. Si el número de solicitudes para una escuela determinada es mayor que el número de plazas, las solicitudes obtienen una serie de puntos, básicamente en función de si tienen hermanos que ya vayan a esta escuela y de la dirección dónde viven respecto a la escuela que han pedido; se aceptan aquellas solicitudes con más puntos y el resto se rechaza. Si hay un empate de puntos, un número aleatorio determina el desempate. Las solicitudes excluidas de la escuela en primera posición optan a la siguiente escuela en el ranking. Si el número de solicitudes para una escuela es más grande que el número de plazas disponibles, esta vez se determina qué solicitudes acceden a la plaza o no aleatoriamente, sin tener en cuenta los puntos. Este proceso continúa hasta que todos los niños tienen plaza en alguna escuela.

Este sistema implica que una vez has sido rechazado de la primera opción, las posibilidades de obtener plaza en otra escuela del ranking se reducen significativamente. Esto obliga a las familias a excluir escuelas que son de

su agrado, pero en las que las opciones de que les acepten son pequeñas. Las familias no quieren asumir el riesgo que supone solicitar una escuela sobredemandada y quedar sólo con opción a las plazas que queden en las escuelas después de la primera ronda. Un simple ejemplo nos presenta la problemática básica. Consideremos una familia que vive en la zona de la escuela B, pero sus preferencias son tales que la escuela A es preferida a la escuela B, y la B es preferida a la C. Así pues, $A > B > C$. Si entrega una lista con las preferencias reales y la escuela A está sobredemandada por las familias que viven en el barrio, la familia será rechazada de la escuela A. Además, si la escuela B se llena en la primera ronda, la familia deberá ir a la escuela C. En definitiva, hubiera sido mejor que la familia hubiera presentado un ranking donde la escuela B estuviera por encima de la escuela A (a pesar de las preferencias reales de la familia). De esta manera, la familia tiene una posibilidad de conseguir plaza en la escuela B, dado que tiene prioridad al vivir en el distrito de la escuela. Entregando una lista que no refleja las preferencias de la familia se consigue, pues, incrementar las posibilidades de acceder a una escuela que les gusta más.

La relevancia de este problema requiere de un análisis exhaustivo tanto a nivel teórico como empírico. Este es el objetivo principal de este capítulo. Este problema se ha analizado, sobre todo, desde un punto de vista teórico así como con datos de experimentos en el laboratorio. Se han estudiado las propiedades estratégicas de los juegos que generan estas normas, así como las normas alternativas propuestas por la literatura. Una primera parte de este texto revisa la literatura actual sobre el tema, en particular sobre el mecanismo utilizado en España, sus problemas y soluciones potenciales. Una segunda parte explota datos de campo a partir de un experimento natural generado en la ciudad de Barcelona con la finalidad de evaluar la relevancia empírica de los problemas estratégicos generados por este mecanismo.

La principal conclusión que podemos extraer del análisis es que el riesgo de no entrar en la primera opción hace que las familias pidan la opción más segura, es decir, la escuela del barrio, independientemente de sus preferencias.

2. LA LITERATURA SOBRE LA ELECCIÓN DE UNA ESCUELA: LECCIONES DE LA TEORÍA Y LA EVIDENCIA EXPERIMENTAL

El problema de asignar niños a escuelas es un caso particular de un problema más general conocido como *two-sided matching problem* (problema de asignación a dos lados), donde hay que emparejar objetos indivisibles de dos conjuntos (cada uno en un lado del mercado). Algunos ejemplos de este tipo de problemas son el caso de los matrimonios, la asignación de estudiantes a las universidades, de residentes a hospitales, o de riñones a pacientes con enfermedades renales. El emparejamiento se puede realizar de forma descentralizada, de manera que los dos lados buscan a su mejor pareja independientemente, o de manera centralizada, donde los dos lados entregan una lista de preferencias y un algoritmo, regido por una serie de normas, que determina los emparejamientos, como es el caso de la asignación de niños a escuelas dentro del sistema público en cualquier lugar del mundo.

El proceso descrito en la sección anterior y en el que se centrará este documento configura un mercado centralizado. Gale y Shapley (1962) fueron los primeros en formalizar un problema muy similar conocido como el *college admission problem* o “problema de acceso universitario”. Tenemos dos conjuntos de agentes, en este caso estudiantes y universidades, que se tienen que emparejar. Los agentes de cada una de los lados tienen preferencias sobre los agentes del otro lado, con quien potencialmente se tienen que emparejar. En este tipo de mercado no hay precios y, por tanto, se tienen que diseñar normas que determinen cómo se emparejan los agentes de los dos lados. Alvin Roth (1984) estudió el problema de asignar residentes a hospitales y con esta aplicación de la teoría inició una larga y fructífera literatura en el campo del diseño de mercados para estos casos en los que los precios no rigen la asignación. El premio Nobel de Economía del 2012 precisamente premió la contribución de Shapley y Roth en este ámbito.

En general, la literatura asume que los dos lados del mercado son estratégicos, es decir, que los dos lados tienen que entregar una lista de preferencias que puede afectar la decisión final. El caso de la elección de la escuela o *school choice* es diferente porque las escuelas no son estratégicas, dado que no pueden manifestar preferencias respecto a los estudiantes. Las preferencias de las escuelas se substituyen por lo que la literatura denomina prioridades, es decir, un ranking oficial determinado por un sistema de puntos en función de la existencia de hermanos en el centro, del lugar de residencia, y factores socioeconómicos de la familia. Así pues, sólo las familias pueden actuar estratégicamente en este mercado a dos lados, y las escuelas, básicamente, son bienes que se tienen que asignar.

Abdulkadiroglu y Sönmez (2003) adaptan el modelo del *college admission* a las especificidades del *school choice*. En concreto, analizan las propiedades del *Boston mechanism*, mecanismo muy similar al utilizado en España¹.

Demuestran que el mecanismo no es no-manipulable, es decir, que la mejor estrategia para el individuo depende de lo que hace el resto de individuos y, en particular, que decir la verdad no es siempre óptimo. Excluir escuelas o cambiar el ranking de las escuelas puede conllevar una mejor asignación que decir la verdad. Su trabajo ofrece dos alternativas que son, de nuevo, modificaciones de mecanismos utilizados en el contexto más general del problema de acceso universitario (*college admission problem*). El primero es el *Deferred Acceptance Algorithm* de Gale y Shapley (GS) (mecanismo de aceptación diferida) y el segundo es el *Top Trading Cycles* (TTC) (mecanismo de ciclos de intercambio). Estos dos mecanismos alternativos son no-manipulables, entendiendo que decir la verdad es la estrategia óptima, independientemente de lo que hagan los demás.

En resumen, GS funciona de forma similar al mecanismo de Boston, pero con la diferencia crucial de que en cada ronda las asignaciones se aceptan sólo de forma provisional y que cuando una escuela rechaza una solicitud y la siguiente en su lista la toma en consideración, tenga o no suficientes solicitudes aceptadas de forma provisional, se le asigna provisionalmente

¹ El nombre del mecanismo se deriva del hecho que en la ciudad Boston, hasta el 2005, tenían este mecanismo. Después de aparecer el artículo de Abdulkadiroglu y Sönmez (2003) surgió un debate que llevó a un cambio del mecanismo en el año 2005.

la plaza o no en función de su prioridad respecto al resto de solicitudes en la ronda en concreto y las preceptadas conjuntamente. Esto implica que el hecho de que una escuela te rechace no te perjudica a la hora de conseguir plaza en cualquier otra escuela, porque prevalece la prioridad y no la ronda en que solicitas la escuela.

Por otro lado, TTC se puede resumir como un algoritmo que asigna solicitudes a la escuela donde tienen máxima prioridad y a partir de aquí permite ciclos de intercambio de escuela entre varias solicitudes que resulten beneficiosas para todos los implicados. Estos intercambios los consigue el propio mecanismo analizando las listas entregadas.

Ahora procederemos a describir formalmente los procesos descritos informalmente hasta el momento. Como ya hemos dicho, cada familia entrega una lista con su ranking de las escuelas y las escuelas tienen a la gente ordenada según su prioridad, establecida por un sistema de puntos, y resolviendo los desempates de forma aleatoria. Los tres mecanismos tienen rasgos comunes:

En cada ronda k , donde $k > 1$: si una solicitud no ha sido asignada o preasignada en la ronda anterior, solicita plaza en la siguiente escuela en la lista entregada.

Los tres mecanismos se diferencian en el criterio que determina que una solicitud sea rechazada.

- **Boston (BOS):** en cada ronda k , donde $k > 1$, cada escuela acepta las solicitudes que la piden por orden de prioridad. Si se alcanza la capacidad de la escuela se rechaza el resto de solicitudes presentes y futuras.

El algoritmo finaliza cuando todas las solicitudes tienen una plaza asignada en una escuela.

- **Gale y Shapley (GS):** en cada ronda k , donde $k > 1$, cada escuela precepta, o acepta de forma provisional, las solicitudes que le piden por orden de prioridad, considerando el grupo de nuevas solicitudes y preceptadas conjuntamente. Si se alcanza la capacidad de la escuela se rechazan el resto de solicitudes consideradas en aquella ronda.

El algoritmo finaliza cuando ninguna escuela rechaza una solicitud. En ese momento la preasignación se considera la asignación definitiva.

- **Top Trading Cycles (TTC):** las solicitudes se preasignan a la escuela donde tienen máxima prioridad. A partir de esta asignación el algoritmo busca ciclos de intercambio de escuelas entre las solicitudes que sean mutuamente beneficiosas para todos los implicados. El algoritmo empieza por un niño aleatorio en una escuela aleatoria llamada escuela A. Este niño es preasignado a su escuela preferida, llamada escuela B. Un niño de la escuela B es preasignado a su escuela preferida, llamada escuela C, etc, etc. El ciclo se completa cuando el último niño que ha sido preasignado tiene la escuela A como la más preferida. Una vez se ha completado el ciclo, todas las preasignaciones se hacen efectivas. La asignación es definitiva cuando no hay más ciclos que se puedan completar.

Los criterios utilizados en la literatura para evaluar estos mecanismos son los siguientes:

- **No-manipulabilidad:** entregar la lista con las preferencias reales es una estrategia dominante, es decir, es la mejor estrategia, sea cual sea el comportamiento de los otros participantes.
- **Eficiencia (Eficiencia de Pareto):** la asignación es tal que no existe otra asignación que consiga mejorar la situación de uno de los participantes sin empeorar la de otro.
- **Estabilidad:** la asignación es tal que no hay ningún participante que prefiera otra escuela, comparada con la que se le ha asignado, que haya aceptado un participante con menos prioridad por aquella escuela que él.

El mecanismo de Boston no es ni no-manipulable ni estable². Tanto GS como TTC son no-manipulables, y GS es estable pero no eficiente, y TTC es eficiente pero no estable. De hecho, no existe ningún mecanismo que tenga las tres propiedades simultáneamente.

² En términos de eficiencia, no es eficiente si definimos eficiencia como Eficiencia de Pareto, pero, como se describe más adelante en el texto, si las preferencias son cardinales y eficiencia se define como la suma de las utilidades cardinales siendo máximas, entonces BOS puede llegar a ser mejor que GS o TTC.

La Tabla 1 presenta los resultados de un experimento realizado en Chen y Sönmez (2006), y replicado en Calsamiglia, Haeringer y Klijn (2010). En el experimento, hay que asignar 36 plazas en 7 escuelas para 36 individuos. Cada participante es del distrito de una de las escuelas. Los participantes tienen máxima prioridad por la escuela de su distrito y el resto de prioridades se determinan aleatoriamente. Los pagos que reciben los participantes se generan en función de una calidad ficticia de cada escuela, distancia del participante a la escuela y un factor aleatorio, queriendo simular la distribución de preferencias de familias sobre escuelas. La tabla presenta los resultados referentes a la veracidad de las preferencias reveladas, que abreviaremos como veracidad, eficiencia y estabilidad de los diferentes mecanismos. La variable veracidad describe la proporción de individuos que expresan sus preferencias reales en las listas. Eficiencia se mide comparando la media de los pagos obtenidos en cada asignación. Y estabilidad se mide con el número de parejas (individuo y escuela) que podrían bloquear la asignación, es decir, que podrían alegar que el individuo prefiere otra escuela que la que le ha tocado y que la escuela en cuestión ha aceptado a otro estudiante con menor prioridad que él³.

Como podemos ver en la Tabla 1, la proporción de participantes que dicen la verdad es mayor con GS y TTC. La eficiencia es mayor con TTC y el número de pares bloqueantes menor con GS. Estas diferencias son significativas⁴. Así pues, los resultados del experimento confirman los resultados teóricos.

Tabla 1 No-manipulabilidad, eficiencia y estabilidad de los mecanismos

| Mecanismo | No-manipulabilidad | Eficiencia | Estabilidad |
|-----------|----------------------|-------------|----------------------|
| | Proporción veracidad | Media pagos | #parejas bloqueantes |
| BOS | 18,1 | 11,3 | 11,4 |
| GS | 58,3 | 11,5 | 4,7 |
| TTC | 62,5 | 11,9 | 15,5 |

En el año 2005, en Boston y Nueva York, Tayfun Sönmez y Alvin Roth, asesorados por académicos como Attila Abdulkadiroglu, cambiaron el meca-

³ Estos números se calculan utilizando estimadores recombinados introducidos por Mullin y Reiley (2006), con la finalidad de obtener estadísticos de resultados más representativos de un juego, cuando hay dos sesiones idénticas en las que se pueden hacer recombinaciones hipotéticas de los participantes y utilizar el resultado de los juegos hipotéticos, ya que el comportamiento de los individuos en las situaciones hipotéticas debería haber sido el mismo. En concreto, utilizamos las dos sesiones para generar más de 100.000 sesiones simuladas para poder computar la media de los pagos y el número de pares que pueden bloquear la asignación.

⁴ Cuando decimos que las diferencias son significativas, a lo largo del documento, queremos decir significativas con un grado de confianza del 5%.

nismo que tenían por el GS dadas sus propiedades de no-manipulabilidad y estabilidad. TTC, por lo que sabemos hasta el momento, no ha sido nunca implementado en la práctica. En España el mecanismo es igual al de Boston, excepto en el hecho de que a partir de la segunda ronda las prioridades desaparecen y las asignaciones son totalmente aleatorias, perdiendo así los puntos por barrio o hermanos. Esto implica que todos tienen las mismas posibilidades de acceder a las plazas que quedan a partir de la segunda ronda. Las diferencias, pues, entre el mecanismo de Boston y el mecanismo utilizado en España son mucho menores, dado que ambos dan mucha importancia a la primera opción y asignan una altísima proporción de las plazas en primera ronda.

3. RESTRICCIÓN EN EL NÚMERO DE ESCUELAS QUE SE INCLUYEN EN EL RANKING: UN ERROR A EVITAR

Cuando GS se implementa intentando mejorar las propiedades de BOS, hay un aspecto crucial que se tiene que satisfacer con la finalidad de que GS tenga las propiedades descritas anteriormente: la lista que los padres presentan no debería estar limitada por el número de escuelas que se pueden incluir. En muchos casos en los que se utiliza este mecanismo nos encontramos con que el proceso pide a las familias que incluyan un número pequeño de escuelas en la lista. Por ejemplo, en Nueva York, la lista sólo puede incluir 12 escuelas y en Barcelona 6, a pesar de que el número total de escuelas es de más de 300. Esta limitación aparentemente irrelevante y simplificadora de la tarea de los padres puede crear problemas en el funcionamiento del mecanismo. En concreto, agotar las escuelas de la lista, que puede pasar si son escuelas de difícil acceso, hace que la solicitud quede excluida del proceso y se le asigne una de las plazas que haya quedado libre. Este riesgo hará que algunas familias excluyan algunas escuelas con la finalidad de garantizar que el algoritmo no agote las escuelas incluidas en la lista.

Haeringer y Klijn (2009) analizan teóricamente el problema con restricción y concluyen que el conjunto de equilibrios de Nash es el mismo con y sin restricción. Pero hay un aspecto crucial que se pierde en el caso restringido, que es la existencia de un equilibrio en estrategias dominantes en el caso de GS y TTC. Decir la verdad ya no es posible porque no se pueden incluir todas las escuelas y en este caso no hay ninguna otra estrategia dominante. La estrategia óptima depende de lo que hagan los demás participantes. Las consecuencias nefastas de la inclusión de esta restricción quedan manifiestas en Calsamiglia, et al. (2010), que exponen los resultados de una variación del experimento presentado en la sección anterior. Básicamente, la modificación consiste en incluir un tratamiento para cada una de las sesiones donde se restringe el número de escuelas que pueden presentar los participantes.

En concreto, si había siete escuelas en el experimento, los participantes sólo podían pronunciarse respecto a tres de ellas.

Los resultados pueden resumirse de la siguiente manera:

Menos tendencia a decir la verdad. La proporción de individuos que revelan sus preferencias reales sobre las tres primeras opciones con GS y TTC es significativamente menor cuando se incluye la restricción. Por otro lado, la proporción de veracidad es similar para los tres mecanismos cuando se incluye la restricción.

Tabla 2 Veracidad truncada en el caso Restringido y No-restringido

| Mecanismo | Muestra completa | | Distrito malo | | Distrito bueno | |
|-----------|------------------|---------|---------------|---------|----------------|---------|
| | Restr | N-restr | Restr | N-restr | Restr | N-restr |
| BOS | 18,1 | 18,1 | 16,7 | 19,0 | 20,0 | 16,7 |
| GS | 25,0 | 58,3 | 2,4 | 45,2 | 56,7 | 76,7 |
| TTC | 22,2 | 62,5 | 0 | 64,3 | 53,3 | 60,0 |

En la Tabla 2 observamos el porcentaje de participantes que manifiestan sus preferencias reales por las tres escuelas preferidas. En general, observamos que la restricción reduce enormemente este porcentaje, muy significativamente para el caso de GS y TTC. Para el BOS los incentivos a decir la verdad ya eran muy pequeños y no cambian significativamente con la restricción.

En la tabla distinguimos entre los participantes que viven en un distrito con una escuela que está entre las tres preferidas y los que no. Sus incentivos a decir la verdad o no, difieren mucho. Los que tienen la escuela del distrito entre las tres preferidas poniendo su ranking real pueden garantizar la aceptación en la escuela del distrito tanto con GS como con TTC, dado que este mecanismo garantiza el acceso a la escuela de máxima prioridad siempre y cuando ésta esté incluida en la lista. Como era de esperar, los participantes de distritos con escuelas malas manifiestan menos sus preferencias reales sobre las tres mejores escuelas. Básicamente, excluyen alguna escuela a la que creen que no podrán acceder y se aseguran de incluir la escuela del distrito, pues incluirla en la lista garantiza el acceso.

Mejora de la posición de la escuela del distrito en el ranking entregado y exclusión de escuelas de difícil acceso. Como podemos ver en la Tabla 3, con

GS y TTC, la proporción de participantes que incluyen la escuela del distrito en la lista, cuando no deberían hacerlo si respetasen sus preferencias, es mayor en el caso con restricción. Por otro lado, en la Tabla 4 la proporción de participantes que excluyen escuelas pequeñas también es mayor en el caso con restricción.

Tabla 3: Proporción de participantes que incluyen la escuela del distrito en la lista

| Mecanismo | Distrito malo | | Distrito bueno | |
|-----------|---------------|---------|----------------|---------|
| | Restr | N-restr | Restr | N-restr |
| BOS | 81,0 | 57,1 | 76,7 | 83,3 |
| GS | 90,5 | 11,9 | 40,0 | 20,0 |
| TTC | 85,7 | 14,3 | 43,3 | 33,3 |

Tabla 4: Proporción de participantes que excluyen las escuelas pequeñas de la lista

| Mecanismo | Distrito malo | | Distrito bueno | |
|-----------|---------------|---------|----------------|---------|
| | Restr | N-restr | Restr | N-restr |
| BOS | 76,2 | 66,7 | 80,0 | 76,7 |
| GS | 71,4 | 50,0 | 40,0 | 23,3 |
| TTC | 73,8 | 33,3 | 43,3 | 36,7 |

Menos eficiencia. La asignación final con la restricción disminuye significativamente el pago medio recibido por los participantes, como podemos ver en la Tabla 5.

Tabla 5: Pago medio obtenido por los participantes

| Mecanismo | Restringido | No-restringido |
|-----------|-------------|----------------|
| BOS | 10,4 | 11,3 |
| GS | 10,9 | 11,5 |
| TTC | 11,2 | 11,9 |

Menos estabilidad. Como podemos ver en la Tabla 6, en general observamos que hay poca estabilidad en todos los casos, ya que siempre existen pares que pueden bloquear la asignación. Pero con la restricción el número de parejas bloqueantes incrementa, hecho que implica que la estabilidad se reduzca.

Tabla 6: Media del número de parejas bloqueantes

| Mecanismo | Restringido | No-restringido |
|-----------|-------------|----------------|
| BOS | 10,6 | 11,4 |
| GS | 7,6 | 4,7 |
| TTC | 10,4 | 15,5 |

Más segregación. Uno de los problemas potenciales que puede generar la inclusión de la restricción y de que, como consecuencia de ello, las familias soliciten su escuela “segura” es que soliciten la escuela del distrito a pesar de no ser la preferente. En consecuencia, una mayor proporción de la población se quedará en la escuela del barrio, como podemos ver en la Tabla 7⁵.

Tabla 7: Proporción de participantes que acaban en la escuela del distrito

| Mecanismo | Restringido | No-restringido |
|-----------|-------------|----------------|
| BOS | 67,9 | 58,1 |
| GS | 65,5 | 54,2 |
| TTC | 59,2 | 46,1 |

La lección de este estudio está clara: limitar el número de escuelas que las familias pueden incluir en la lista no hace otra cosa que empeorar las propiedades de los mecanismos considerados en la literatura. Sobre todo, afecta la no-manipulabilidad y, consecuentemente, a todo el resto de propiedades, dado que estabilidad y eficiencia en estos casos están condicionadas a que las preferencias sean reales. La solución es fácil: las familias tienen que poder indicar sus preferencias para tantas escuelas como quieran. En Nueva York, por ejemplo, donde se implementó GS pero donde existe una restricción, la eficacia del mecanismo queda mermada y mejoraría si se eliminara la restricción.

En España, dado que el mecanismo es básicamente el BOS, la no-manipulabilidad no se cumple y en particular el énfasis está en la escuela que se incluye como primera opción, que siempre se puede incluir, sea cual sea la restricción. Por lo tanto, si no cambiamos el mecanismo, eliminar la restricción no cambiará significativamente las propiedades del mecanismo, aún así, seguro que tampoco las empeoraría. Ahora bien, si el mecanismo se cambiase para mejorar sus propiedades estratégicas, entonces eliminar la restricción sería fundamental para conseguir las mejoras esperadas.

Aspectos positivos del mecanismo de Boston (BOS)

Los mecanismos presentados hasta ahora y, en general, los mecanismos centralizados de emparejamiento, sólo consideran preferencias ordinales.

⁵ Este efecto se verá agravado si tenemos en cuenta que muchas familias, conociendo los incentivos del mecanismo, escogen dónde vivir en función de la calidad de la escuela del distrito.

La intensidad con la que los individuos valoran las diferentes escuelas, es decir, la cardinalidad de las preferencias, se ignora. Por eso, cuando se analiza la eficiencia de los mecanismos sólo se pone énfasis en la eficiencia de Pareto. Pero recientemente Abdulkadiroglu, Che y Yasuda (2011) y Miralles (2009) demuestran que el mecanismo de Boston permite capturar las preferencias cardinales (intensidad de las preferencias) de una manera que los mecanismos que son no-manipulables no pueden. Demuestran que en el caso en que todos los participantes tienen las mismas preferencias ordinales y no hay prioridades, entonces sólo aquellos que valoran bastante más la mejor escuela la piden en primera opción, mientras que el resto la excluirá de la lista, a pesar de desearla, porque no quiere correr el riesgo de no entrar. Del mismo modo para el resto de participantes, sólo los que valoran más la segunda opción pedirán la segunda escuela en primera opción. Y así progresivamente. De este modo, sólo aquellos que están dispuestos a arriesgarse más, aquellos que valoran más la escuela, la pedirán y, por lo tanto, accederán. Con GS y TTC todos los individuos entregarían exactamente el mismo ranking y por lo tanto la asignación habría sido totalmente aleatoria, ignorando las preferencias cardinales. Esto quiere decir que BOS sería mejor que GS y TTC en términos de eficiencia, si definimos eficiencia como la maximización de la suma de las utilidades.

Los dos trabajos mencionados anteriormente, ignoran la presencia de escuelas privadas, hecho que cambiaría los resultados de forma no deseada. Las familias ricas, con más alternativas, incluyendo escuelas privadas, serán las dispuestas a arriesgarse a pedir y acceder a las mejores escuelas. Por otro lado, también ignoran la presencia de prioridades que claramente distorsionan el comportamiento, ofreciendo a las familias una opción segura que solicitarán en primera opción, eliminando así las propiedades deseables del mecanismo que estos trabajos describen.

A pesar de todo, es un aspecto que hay que tener en cuenta y que tal vez explica por qué se utiliza este mecanismo de un modo más generalizado. Pero, de nuevo, es un aspecto que se aplica en circunstancias muy concretas y no está claro que en general se compensen los problemas que describimos en este documento.

4. ¿LAS FAMILIAS DE BARCELONA PUEDEN ESCOGER ESCUELA PARA SUS HIJOS?: EVIDENCIA DE UN EXPERIMENTO NATURAL

El problema estratégico generado por el mecanismo de Boston, resultado del gran peso que se da a la primera opción, ha sido analizado a nivel teórico y también con datos de experimentos en el laboratorio, pero la relevancia empírica de la problemática aún está por determinar. Sabemos que el mecanismo da incentivos a las familias a pedir como primera opción una escuela donde tienen altas posibilidades de ser admitidos. Esto implica pedir escuelas donde la familia tiene una prioridad alta y excluir escuelas con demanda alta. Pero la relevancia real de este fenómeno aún se tiene que evaluar. Si las familias sencillamente excluyen escuelas a las que igualmente no habrían podido acceder, el problema puede ser menor. Pero si el miedo a ser rechazado fuerza a las familias a pedir la escuela donde tienen máxima prioridad, independientemente de sus preferencias, entonces el problema es más significativo, dado que la asignación final puede resultar ser independiente de las preferencias de las familias.

El problema principal al evaluar la importancia empírica del problema es que es complicado verificar si los rankings de las listas son reales o no, pues no conocemos las preferencias reales. Cada año, alrededor del 90% de las familias acceden a la escuela que ponen en primera opción. Este hecho, publicado en los diarios cada año, podría ser el resultado de que el sistema escolar se adapta bien a las preferencias de los padres, como sugieren los diarios, o bien podría ser que las familias entienden los incentivos del mecanismo y, efectivamente, ponen como primera opción una escuela a la que saben que pueden acceder, independientemente de sus preferencias.

Para comprobar la veracidad de las diferentes hipótesis hay que entender hasta qué punto las listas entregadas responden a las preferencias reales o si, por el contrario, dependen básicamente de las prioridades que las familias tienen

por las diferentes escuelas. El porcentaje de familias que entra en su primera opción no nos permite discernir entre las diferentes hipótesis. Un cambio exógeno en la definición de los distritos escolares en Barcelona nos sirve de experimento natural para dar una primera respuesta a esta cuestión.

El experimento natural en Barcelona

En el año 2007 hubo un cambio en el diseño de los distritos escolares en Barcelona. Antes del 2007 la ciudad estaba dividida en 10 distritos escolares que coincidían con los distritos administrativos existentes. Todas las familias que vivían dentro del distrito tenían máxima prioridad para las escuelas de dentro del distrito (una media de 24 escuelas por distrito). Este diseño tenía dos problemas: el primero era que, dependiendo de la densidad de las escuelas en la ciudad, el número de escuelas con máxima prioridad que tenían las familias variaba considerablemente según el distrito donde vivía la familia. Por otro lado, uno de los motivos para dar prioridad a la gente del distrito era facilitar la integración de las familias en los barrios y escuelas, así como minimizar el tiempo de desplazamiento para las familias. Pero, con el sistema de distritos, las familias que vivían en los límites del distrito tenían prioridad para las escuelas que estaban relativamente lejos y no la tenían para otras que estaban cerca, pero en otro distrito.

Esto motivó el cambio hacia un modelo diferente con zonas de proximidad, donde en lugar de haber una serie de distritos fijos, el conjunto de escuelas de máxima prioridad va cambiando según dónde vive la familia. El área de proximidad es un área circundante alrededor de la vivienda de cada familia que incluye, como mínimo, las seis escuelas más cercanas (tres escuelas públicas y tres concertadas). Estas zonas son distintas para cada dirección en la ciudad. El elemento crucial para nuestro análisis es que el conjunto de escuelas para las que cada familia tiene máxima prioridad ha cambiado con este cambio de política. Así pues, el conjunto de escuelas al que las familias tienen más facilidades para ser aceptadas ha cambiado. En primer lugar, el conjunto de escuelas para el que las familias tienen máxima prioridad se ha reducido para todas las familias, pasando de incluir alrededor de 24 escuelas a incluir seis. Para las familias, muchas escuelas que antes del 2007 eran de máxima prioridad han dejado de serlo. Para las familias que viven en la frontera de los antiguos distritos no sólo hay escuelas que han

dejado de ser de máxima prioridad, sino que hay otras que antes no eran de máxima prioridad y ahora sí lo son. El cambio fue implementado de manera generalizada y del mismo modo en toda la ciudad, de manera que podemos argumentar que esta política nos sirve como fuente exógena de variación en el sistema de prioridades.

Un primer análisis de las listas entregadas nos permite verificar que el cambio de política ha afectado a todas las familias, de manera que a todas las familias, como mínimo, se les ha reducido el conjunto de escuelas de máxima prioridad. El grado de cambio varía sustancialmente. Para algunas familias, el conjunto sólo se ha reducido, y para otras, más del 60% de las escuelas después del cambio de política son nuevas.

El conjunto de escuelas para una familia determinada se modifica antes y después del cambio de política, pero las familias solicitantes cada año no son las mismas. De hecho, las familias que aparecen por segunda vez las excluimos de nuestro análisis, dado que tener hermanos admitidos en una escuela determinada te da máxima prioridad para aquella escuela, más que vivir en la zona adecuada, y por lo tanto, los incentivos y preferencias de estas familias son muy diferentes. El problema que nos interesa aquí es el de las familias que escogen por primera vez para el hijo mayor. Así pues, el conjunto de familias que analizamos cada año es diferente. En consecuencia, cuando comparamos el comportamiento de las familias a lo largo de distintos años suponemos que la distribución de preferencias de estas familias no varía en el tiempo o, en todo caso, que el cambio no coincide de forma sistemática con el cambio de incentivos⁶.

Nos centramos en ciertos aspectos del comportamiento de las familias que podemos agregar, formulamos hipótesis sobre estas variables agregadas según la teoría y las especificidades del caso de Barcelona, y las verificamos con los datos de Barcelona del periodo 2005-2010.

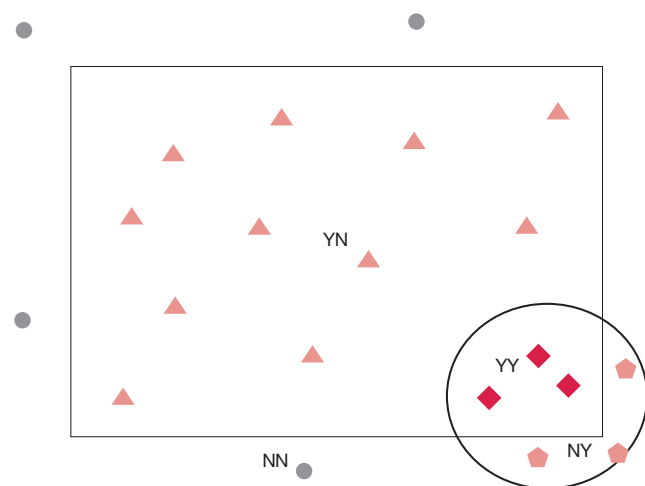
Del comportamiento observado nos centramos en la escuela que solicitan

⁶ Por desgracia, la información sobre la calidad de las escuelas no es pública y, por lo tanto, no podemos probar que el cambio de preferencias no se dé. - La única información que podemos utilizar es la demanda por parte de las familias, pero sabiendo que las demandas están tan afectadas por el mecanismo tampoco parece una buena medida. De todos modos, es razonable pensar que el ranking de escuelas no debería cambiar significativamente de un año para otro.

como primera opción. En particular, nos fijamos en si la escuela que piden como primera opción es de máxima prioridad o no, antes y después del 2007. Para cada individuo, dada su residencia, podemos clasificar las escuelas como YY si eran del distrito antes del 2007 y son del área de proximidad después del 2007, es decir, si han estado dentro del conjunto de máxima prioridad antes y después del cambio de política. De forma similar, para una familia determinada definiremos las escuelas YN como las escuelas que estaban en el distrito escolar, pero que no están en el área de proximidad, es decir, que eran de máxima prioridad antes del 2007 pero no después. Las escuelas de tipo NY son las escuelas que no estaban en el distrito, pero que después del cambio de política pasan a estar dentro del área de proximidad. Finalmente, clasificamos como escuelas del tipo NN aquellas escuelas que no han sido nunca de máxima prioridad para aquella familia.

La Gráfica 1 ilustra cómo se aplicaría esta clasificación para un caso genérico en que la zona de proximidad no está totalmente incluida en el distrito escolar. El rectángulo grande representa el antiguo distrito utilizado antes del 2007, y el círculo grande representa la zona de proximidad vigente a partir del 2007 (para una familia que vive en la esquina Sud-Este del rectángulo). Los iconos del dibujo representan diferentes escuelas descritas (YY, YN, NY, NN).

Gráfica 1: Clasificación de las escuelas para una dirección genérica



Cada año esperamos que una gran proporción de las familias pida las escuelas por las que tienen máxima prioridad (YY o YN antes del 2007 y YY o NY a partir del 2007). Por otro lado, es fundamental para que nuestro análisis sea concluyente que la proporción de familias que piden YN baje significativamente a partir del 2007, dado que antes eran de máxima prioridad, pero después no. De forma análoga, la proporción de familias pidiendo escuelas del tipo NY no debería disminuir a partir del 2007, ya que no eran escuelas de máxima prioridad, pero pasan a serlo después del cambio de política. Las familias que solicitan YN son especialmente interesantes para nuestro estudio dado que el cambio de distritos les afecta particularmente, ya que después del 2007 la escuela que pedían ya no es de máxima prioridad. Por otro lado, el incremento en NY evidenciará que cuando se les da la posibilidad, las familias piden estas escuelas. Pero si escogen YY o NY después del 2007 dependerá de sus preferencias relativas por estas escuelas. Por el mismo motivo no esperamos que haya una reducción de YY con el cambio de política. La teoría no tiene nada que decir sobre la demanda antes y después del 2007 de las escuelas del tipo NN.

Así pues, queremos verificar las siguientes hipótesis:

Hipótesis 1: La proporción de familias que piden los diferentes tipos de escuela no varía entre los años 2005 y 2006, ni tampoco entre los años 2007, 2008, 2009 y 2010. Los cambios se producen entre los años 2006 y 2007, en el momento que se implementa el cambio de la definición de distritos.

Hipótesis 2: La proporción de familias que piden una escuela del tipo YN no debería incrementar entre el 2006 y el 2007, dado que estas escuelas dejan de ser de máxima prioridad.

Hipótesis 3: La proporción de familias que piden escuelas del tipo NY no debería disminuir entre el 2006 y el 2007, dado que las escuelas pasan a ser de máxima prioridad.

Hipótesis 4: La proporción de familias que piden escuelas del tipo YY no debería disminuir entre el 2006 y el 2007, dado que el conjunto de escuelas de máxima prioridad se ha reducido.

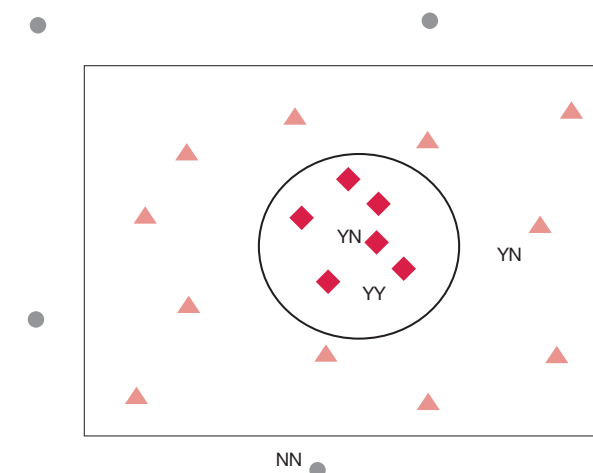
En análisis de las preinscripciones de la ciudad de Barcelona demuestra que las cuatro hipótesis se verifican en los datos (ver Calsamiglia y Güell, 2012, para más detalles). En particular, la proporción de familias que solicitan escuelas del tipo YN se reduce muy considerablemente reflejando las familias que iban a pedir las escuelas YN dejan de hacerlo con el cambio de definición de los distritos. Por otro lado, la proporción de familias que piden escuela del tipo NY sube también de forma considerable. Estos cambios son importantes y significativos. Las proporciones para cada tipo de escuela no varían de forma significativa ni entre los años anteriores al cambio ni entre los posteriores al cambio, excepto en el año 2007, donde el cambio de escuelas del tipo NN es menor y mayor para las de tipo YN. Pero dado que el 2007 es el primer año del cambio, no es extraño que observemos reajustes.

La afectación de la política a las diferentes familias depende de la intersección del distrito escolar y el área de proximidad. A continuación presentamos el análisis desglosado de los dos casos más extremos. El primer caso es aquél en que el conjunto sólo se ha reducido y que, por lo tanto, no se incorporan nuevas escuelas. Este caso corresponde a las familias que viven en el centro de los distritos escolares antiguos, como muestra la Gráfica 2. En el caso 2, el área de proximidad incluye una gran proporción de escuelas que antes no estaban en el distrito y, por lo tanto, corresponde a familias que viven en el límite de los distritos escolares, como muestra la Gráfica 1.

Caso 1: El conjunto de escuelas con máxima prioridad se reduce: familias en el centro de los antiguos distritos escolares

La gráfica 2 representa las familias que viven en el centro del distrito escolar. Estas familias no tienen escuelas del tipo NY porque el área de proximidad es un subconjunto del distrito y, por lo tanto, no incluye ninguna escuela que no estuviera antes en el distrito. De nuevo, para estas familias observamos una reducción de la demanda de escuelas YN. Además en este caso observamos un incremento en la demanda de las escuelas YY que refleja el mismo fenómeno de apostar por las escuelas en las que tienen prioridad (en este caso se trata de la transferencia de familias de las familias de escuelas YN hacia escuelas que ahora están en el área de proximidad).

Gráfica 2: Efecto de la política para familias que viven en el centro del antiguo distrito



Caso 2: El conjunto de escuelas cambia: familias que viven en la frontera de los antiguos distritos escolares

Estas familias están representadas por la gráfica 1. Son estas familias las que nos permiten identificar los cambios de demanda en las escuelas NY. De nuevo, para estas familias observamos una reducción de la demanda de escuelas YN y un incremento de la demanda de las escuelas YN. Además para las escuelas YY observamos un pequeño incremento en la demanda aunque es muy menor. Esto refleja que las escuelas YY son un poco más preferidas a las escuelas YN para estas familias.

El cambio de definición de distritos en Barcelona nos permite concluir que las familias responden a los incentivos del mecanismo, pero no sólo eso, sino que reaccionan a la estrategia menos arriesgada, que consiste en pedir una escuela de máxima prioridad.

Preferencias reales y los incentivos para las escuelas

Dado el diseño de la asignación de niños a escuelas en España, las escuelas tienen garantizada la demanda con las familias del barrio. Generalmente, la

elección de las familias da información sobre sus preferencias, pero en este caso la inferencia no es válida. Las familias escogen escuela condicionadas por el miedo a tener que ir a una escuela mucho peor (tanto en términos de calidad como de distancia). Las escuelas no reciben esta valiosa información generalmente ligada a la elección de una opción. La Administración también pierde esta valiosa información que podría utilizar para condicionar sus políticas educativas y de financiación. Eliminando la relación entre preferencias y elección carecemos de una información que podría ser de gran utilidad para mejorar el funcionamiento del sistema educativo.

5. CONCLUSIONES

Este capítulo presenta evidencia teórica y empírica sobre cómo las normas que determinan la asignación de niños a escuelas públicas afectan a las preferencias entregadas por los padres y, en consecuencia, a la asignación de niños a escuelas. En concreto, ofrecemos evidencia de que uno de los mecanismos más utilizados en todo el mundo y, en concreto, en España, genera fuertes incentivos a las familias a entregar una lista de preferencias que difiere sustancialmente de sus preferencias reales. Las normas casi fuerzan a las familias a pedir una escuela donde las posibilidades de ser aceptado son grandes, independientemente de sus preferencias. El motivo principal es que no obtener plaza en la escuela que has puesto como primera opción reduce muy significativamente tus posibilidades de entrar en cualquier otra escuela. En particular, te restringe a acceder a la escuela allí donde queden plazas libres después de que a todos se les haya concedido su primera opción. El miedo de quedar con las opciones tan limitadas hace que las familias pidan una escuela a la que puedan acceder con seguridad.

Una primera parte del documento presenta las propiedades del mecanismo utilizado en España derivadas de estudios teóricos y experimentales, así como de mecanismos alternativos sugeridos por la literatura. También demuestra que limitar el número de escuelas que las familias pueden presentar al entregar la lista de preferencias sólo puede empeorar las propiedades de estos mecanismos. En el caso del mecanismo utilizado en España, relajar esta restricción no mejoraría mucho las propiedades del sistema, que ya es muy deficiente. Pero de todos modos sería conveniente omitir la limitación, dado que tenerla empeora levemente las propiedades del proceso.

Una segunda parte del documento explota un experimento natural, resultante de un cambio de definición de los distritos escolares que afectó a la

ciudad de Barcelona en el año 2007, para evaluar empíricamente la relevancia de los problemas diagnosticados del mecanismo de España. Como hemos dicho, el mecanismo da incentivos a las familias a excluir las escuelas muy demandadas por la importancia que tiene conseguir plaza en la primera opción. Pero la evidencia empírica demuestra que los padres eliminan las escuelas sobredemandadas y tienden a poner como primera opción las escuelas a las que el mecanismo da prioridad, es decir, las escuelas del barrio. Las preferencias de las familias juegan un papel secundario cuando escogen las listas a entregar. Sólo escogen del conjunto de escuelas por las que tienen máxima prioridad. Así pues, las zonas de prioridad determinan el conjunto de escuelas que realmente escogen las familias. Si queremos que las familias escojan sobre un conjunto más grande de escuelas se deberían ampliar las zonas de proximidad o eliminarlas totalmente.

Finalmente, este documento también sugiere que debemos continuar entendiendo las propiedades de los mecanismos alternativos en el contexto de school choice, pues gran parte de la literatura aún está configurada en el entorno más abstracto de los mercados de emparejamiento. En particular, el rol que juegan las prioridades en GS y TTC aún no está claro.

Creemos que las prioridades son un ingrediente crucial en este proceso que merece un estudio más profundo antes de recomendar cualquier cambio. Las prioridades, que de entrada parecen una norma sencilla para desempatar situaciones en algunas escuelas sobredemandadas de algunas escuelas, pueden jugar un papel mucho más relevante que es necesario documentar en el caso de los mecanismos alternativos propuestos por la literatura.

6. BIBLIOGRAFÍA

- Abdulkadiroglu, A., y T. Sönmez (2003). "School choice: a mechanism design approach", *American Economic Review*, 93 3, 729-747.
- Abdulkadirouglu, A., Y-K. Che y Y. Yosuda (2011). "Resolving conflicting preferences in school choice: the 'Boston mechanism' Reconsidered", *American Economic Review*, 101 1, 399-410.
- Anghel, B. y A. Cabrales (2011). "Los determinantes del éxito en la educación primaria en España", talento, esfuerzo y movilidad social. FEDEA, Monografía coordinada por Antonio Cabrales y Marco Celentani.
- Calsamiglia, C. y M. Güell (2012): "The Illusion of School Choice: Evidence from Barcelona", mimeo.
- Calsamiglia, C., G. Haeringer y F. Klijn (2010). "Constrained school choice: an experimental study", *American Economic Review*, 100 4, 1860-1874.
- Chen, Y. y T. Sönmez (2006). "School choice: an experimental study", *Journal of Economic Theory*, 127, 202-231
- Gale, D. y L.S. Shapley (2006). "College admissions and stability of marriage", *American Mathematical Monthly*, 69, 9-151.
- Lavy, V. (2010). "Effects of free choice among public schools", *Review of Economic Studies*, 77 3, 1164-1191.
- Miralles, A. (2010). "School choice: the case for the Boston mechanism" mimeo.
- Mullin, C.H.y D.A. Reiley (2006). "Recombinant estimation for normal-form games with applications to auctions and bargaining", *Games and Economic Behavior*, 54, 159-182.
- Roth, A. (1984). "The evolution of the labor market for medical interns and residents: a case study in game theory", *Journal of Political Economy*, 92 6, 991-1116.

4

EFECTOS DE GÉNERO EN LAS ESCUELAS, UN ENFOQUE BASADO EN COHORTES DE EDAD

Antonio Ciccone
Walter García-Fontes

Agradecimientos:

University of Mannheim & Barcelona GSE y Universitat Pompeu Fabra Barcelona GSE. Agradecemos los comentarios de Brindusa Anghel, Ghazala Azmat, Antonio Cabrales, Caterina Calsamiglia, Gabrielle Fack, Marco Manacorda, Barbara Petrongolo, Joaquim Silvestre, Alessandro Tarozzi; los esfuerzos de Antonio Cabrales, Ismael Sanz Labrador y Pablo Vázquez para la disponibilidad de los datos; y la ayuda de Libertad Gonzalez y Luis Pires Jiménez con datos adicionales importantes. Gracias también a Carmen Arias, Esther Gómez y Leticia Moreno por su ayuda con la encuesta sobre movilidad de alumnos en las escuelas privadas de la Comunidad de Madrid y a Tetyana Surovtseva, Manuel García y Pedro Artilles por su ayuda con la traducción española. Agradecemos también el apoyo financiero de Fundació Catalunya - La Pedrera, fedea, CREI, la beca de investigación ECO2011-5272 y la beca SEV-2011-0075 (Programa Severo Ochoa para Centros de Excelencia en I+D).
Noviembre 2013

Abstract

Estimamos los efectos de pares relacionados con el género en las escuelas explotando las diferencias en la composición de género entre cohortes de edad. Nuestro enfoque difiere de la literatura existente la cual se basa en diferencias en la composición entre cursos escolares adyacentes. Mostramos que la estrategia basada en cohortes de edad es una alternativa conveniente ya que la que se basa en cursos escolares en general produce estimaciones de efectos de pares de género sesgados cuando la tasa de repetición es posi-

tiva (la mayoría de los sistemas escolares permiten repetir curso a los alumnos). La estrategia de cohortes de edad aplicada a las escuelas primarias de España indica un efecto de pares positivo y significativo de las niñas sobre el rendimiento académico de los niños y un efecto no significativo sobre las niñas. El enfoque basado en el curso escolar produce el resultado opuesto. Simulaciones contrafactual sugieren que las estrategias basadas en cohortes de edad y las basadas en el curso escolar pueden producir diferentes patrones de efectos de pares relacionados con el género incluso cuando las tasas de repetición escolar son bajas.

1. INTRODUCCIÓN

¿Aprenden las niñas más junto a otras niñas en vez de niños? ¿Y qué pasa con los niños? Los efectos de pares relacionados con el género han sido debatidos desde la introducción de la coeducación y son importantes para el diseño eficiente del sistema escolar así como para la respuesta óptima al resurgimiento reciente de las escuelas separadas para niños y niñas (por ejemplo, Hoxby, 2000; Whitmore, 2005; Lavy and Schlosser, 2011). Los primeros trabajos empíricos analizaron efectos de pares relacionados con el género explotando la variación entre escuelas, sin embargo, estos estudios no pudieron solucionar el problema de la autoselección de los alumnos con diferentes niveles de rendimiento en escuelas distintas. La mejor evidencia empírica de que la composición de género afecta el aprendizaje en la escuela viene de los análisis de Hoxby (2000) y Lavy and Schlosser (2011) para Texas e Israel, respectivamente. Estos estudios evitan el problema de selección de los alumnos con aptitudes distintas a escuelas distintas analizando los efectos de las diferencias en la composición de género dentro de las escuelas para un mismo curso escolar en diferentes años.¹ Examinar las consecuencias de este tipo de diferencias en la composición de género es útil ya que reflejan parcialmente la variación natural en los nacimientos de niños y niñas (Lavy y Schlosser, 2011).

No obstante, el enfoque para identificar efectos de pares de género basado en cursos escolares dentro de las escuelas no siempre es inmune a problemas de selección. La mayoría de los sistemas escolares permiten que los alumnos más flojos académicamente repitan curso, de manera que niños de la misma cohorte de edad puedan acabar en cursos distintos en función de su aptitud

¹ Whitmore (2005) examina el efecto de la composición de género sobre los resultados académicos de niños y niñas a nivel de clase en la guardería y escuela. Sus resultados son, en su mayoría, estadísticamente insignificantes, posiblemente debido a que su muestra es relativamente pequeña en comparación con las usadas por Hoxby o Lavy y Schlosser.

académica. Por ejemplo, en tan sólo tres de los veintisiete países de la Unión Europea no existe la repetición escolar en la escuela primaria (Comisión Europea, 2011). De acuerdo con Pisa (2009), el porcentaje de los alumnos que repitieron por lo menos un curso en primaria es de 8 por ciento entre los países de OCDE y de 7 por ciento entre los países de la UE. Los niveles de la repetición escolar en primeros años de la secundaria son similares. Los países con niveles relativamente altos de repetición en primaria son Bélgica y Francia (17 por ciento), España (11 por ciento), y los EEUU (10,6 por ciento).² Estos niveles de repetición escolar son más bajos en Canadá e Israel (4,2 por ciento) y el Reino Unido (1,7 por ciento).³

Para entender de qué modo la repetición de curso puede afectar la estimación de los efectos de pares de género en escuelas, modelamos un sistema escolar en el que dentro de una misma cohorte de edad, los alumnos más débiles académicamente pueden repetir el curso. Los otros dos aspectos principales del modelo son, por un lado, las fluctuaciones exógenas en la composición de género de las cohortes de edad y por el otro, las fluctuaciones en la aptitud de las niñas y los niños. No existen efectos (verdaderos) de pares de género. La pregunta principal es si en estas condiciones pueden aparecer estos efectos sobre los resultados académicos cuando los estimamos usando las diferencias en la composición de género en el mismo curso dentro de la escuela. Dicho de otro modo ¿podría existir el efecto de la proporción de las niñas en un curso sobre resultados académicos de niños y niñas sin que haya efectos de pares de género? Nuestro principal – y un tanto sorprendente – resultado es que la estrategia que usa la variación a nivel de curso produce efectos de pares de género espurios, aunque las diferencias en composición de género a nivel de curso estén solamente determinadas por fluctuaciones exógenas de las cohortes de edad. Encontramos que los shocks exógenos sobre la aptitud de niños y niñas también a menudo se transforman en los efectos de pares de género espurios a nivel de curso.

² La duración de la escuela primaria varía según los países. Los niños pueden quedarse en guardería un tiempo adicional o el momento del inicio de la escuela puede posponerse si los padres y profesores consideran que el niño no está preparado para la escuela.

³ No existen datos de PISA sobre los niveles de retención escolar en el sistema escolar de Texas analizado por Hoxby (2000). La Agencia de Educación de Texas (1999, 2011) informa sobre el porcentaje de alumnos repetidores por curso y año. Si ningún alumno habría repetido más de un curso, los datos implicarían que entre un 13 por ciento y un 16 por ciento de los alumnos repitieron algún curso en la primaria. La cifra será más baja debido a que algunos alumnos habrán repetido más de una vez. No obstante, la discrepancia debería ser pequeña ya que según PISA (2009) tan sólo un 0,5 por ciento de los alumnos en EEUU repitieron más de un curso en primaria (tales datos no existen para Texas).

La dirección del efecto depende del impacto de la repetición de curso sobre la aptitud de los alumnos repetidores, así como de la diferencia media de la aptitud de los alumnos no repetidores y los repetidores después de la repetición del curso. Si el hecho de repetir el curso mejora la aptitud académica de los repetidores pero los que no han repetido nunca un curso, en promedio, tienden a obtener mejores resultados que los que sí lo han hecho, el enfoque de curso escolar produce un efecto de pares espurio positivo de la proporción de niñas sobre los resultados académicos de niñas y un efecto negativo de la proporción de niñas sobre los niños.⁴ Es decir, el enfoque de curso sobre los efectos de pares de género nos llevarían a la conclusión de que las niñas se benefician y los niños sufren cuando hay más niñas aunque no existan efectos de pares de género.

Para evitar estas limitaciones del enfoque basado en el curso escolar, proponemos estimar los efectos de pares sobre los resultados académicos, explotando las diferencias naturales en la composición de género entre las distintas cohortes de edad dentro de las escuelas. Los alumnos son asignados a la misma cohorte si según las normas del sistema escolar deberían matricularse en la escuela en el mismo año. El enfoque que se basa en la edad analiza si los niños y niñas en la cohorte con una mayor proporción de niñas obtienen mejores resultados académicos que los alumnos de mismo género en otra cohorte dentro de la misma escuela. Dicho de otro modo, el enfoque basado en la edad estima el efecto de la proporción de niñas en la cohorte sobre el total de la cohorte dentro de la escuela. Por el contrario de lo que pasa con el enfoque basado en el curso escolar, el basado en edad no produce efectos de pares de género espurios cuando los alumnos con resultados académicos insuficientes repiten curso. Los efectos de pares de género estimados usando el enfoque basado en la edad son los efectos del modelo reducido que dependen de cómo afecta a la aptitud académica ir a la escuela con niñas en vez de niños; de durante cuánto tiempo los niños de la misma cohorte van a la escuela juntos (que a su vez depende de en qué medida se siguen las normas de matrícula y las tasas de repetición de curso); del efecto de la aptitud académica sobre las tasas de repetición; y de cómo repetir afecta a esta aptitud (los enfoques basados en la edad y en el curso escolar se vuelven idénticos cuando todos

⁴ El efecto negativo de la proporción de niñas sobre niños se puede ver como el efecto positivo de la proporción de niños sobre niños, ya que las proporciones de niñas y niños en un curso suman uno.

los niños empiezan la escuela siguiendo las normas de matrícula y cuando no hay repetición de curso).

Usamos el enfoque basado en la edad para estimar los efectos de pares de género en las escuelas primarias de España. Nuestra base de datos consiste de los resultados de los test estandarizados y de las características individuales del total de los alumnos de sexto de primaria en tres años escolares distintos de la Comunidad de Madrid, una de las regiones más ricas de España con aproximadamente 6,5 millones de habitantes. En España se permite la repetición de curso en primaria y la tasa de repetición está por encima de la media de la OCDE y la UE. Nuestros datos presentan ventajas sobre los de Texas e Israel ya que permiten estimar el efecto de pares de género a nivel de cohorte de edad (así como a nivel de curso escolar).⁵ Además, la movilidad entre las escuelas primarias parece ser baja en comparación con la de Texas e Israel según la información disponible.

Cuando estimamos los efectos de pares de género usando el enfoque basado en las cohortes de edad, encontramos el efecto (de pares de género) positivo y significativo de la proporción de niñas en la cohorte sobre los resultados académicos de niños en esa misma cohorte. Un aumento de 10 puntos porcentuales en la proporción de niñas mejora los resultados académicos generales y en matemáticas de niños entre el 2 y 2,5 por ciento de la desviación estándar. Por el otro lado, el efecto de la proporción de niñas sobre los resultados de las niñas no es estadísticamente significativo. El enfoque basado en el curso produce un patrón de efectos de pares opuesto al que produce el enfoque basado en la edad, la proporción de niñas en un curso tiene un efecto (de pares de género) positivo y significativo sobre los resultados académicos de niñas en el mismo curso y un efecto no significativo sobre los resultados de los niños. Un aumento de 10 puntos porcentuales en la proporción de niñas en el curso estaría asociado con una mejora de los resultados académicos generales y en matemáticas de las niñas de un 3 por ciento de la desviación estándar (individualmente las niñas tienen peores resultados académicos en general y en matemáticas en particular, de modo

⁵ Los datos usados en Hoxby (2000) no tienen la información individual necesaria para asignar los alumnos a las cohortes de edad (los datos consisten de los promedios a nivel de curso). Las escuelas primarias de Israel sólo participan una vez cada dos años en los tests estandarizados usados por Lavy y Schlosser (2011). Como consecuencia, los resultados de los tests nunca son disponibles para los alumnos repetidores y los no repetidores dentro de la misma cohorte de edad.

que estos efectos de pares de género no se pueden explicar como efectos colaterales de los alumnos de alta aptitud académica hacia los de baja aptitud⁶) La diferencia en el patrón de los efectos producidos por el enfoque basado en la edad y el basado en el curso escolar es consistente con nuestro modelo teórico si por un lado la repetición de curso mejora la aptitud de los alumnos repetidores pero mientras los no repetidores tienden a obtener mejores resultados que los repetidores y por el otro lado si las diferencias en la composición de género vienen determinadas por las fluctuaciones naturales en la composición de género o en las aptitudes de niños y niñas a nivel de cohorte de edad.

Debido a que las tasas de repetición en España son relativamente altas, es natural preguntarse si el enfoque basado en la cohorte de edad y el basado en el curso producen diferentes patrones de efectos de pares de género cuando las tasas de repetición son similares o están por debajo de las medias de la OCDE o UE. Nosotros examinamos esta cuestión usando el análisis contrafactual. El punto de partida es una versión generalizada de nuestro modelo de escuelas con repetición de curso. Calibramos el modelo para que replique los efectos de pares de género estimados para España. Entonces bajamos el umbral académico para la repetición de curso en el modelo (lo cual lleva a las tasas de repetición más bajas) y simulamos los datos. Los datos simulados nos permiten estimar los efectos de pares de género en entornos con tasas de repetición de curso cada vez más bajas. Nuestras simulaciones indican que el enfoque basado en edad y el basado en el curso pueden producir patrones de efectos de pares de género distintos con tasas de repetición bastante bajas.

Nuestro principal hallazgo es que el enfoque basado en cursos escolares produce efectos de pares de género espurios en los sistemas donde los alumnos con peor rendimiento repiten curso, incluso cuando las diferencias en la composición de género a nivel de curso solamente vienen determinadas por las fluctuaciones naturales en la proporción de niñas en las cohortes de edad. Para entender este resultado es útil considerar la siguiente situación

⁶ Hoxby (2000) y Lavy y Schlosser (2011) también encuentran que las niñas ejercen un efecto derrame positivo sobre los niños en las asignaturas donde las niñas obtienen peores resultados que los niños. Veán Sacerdote (2011) para una reseña de la literatura sobre los efectos derrame en las escuelas y vean Lavy y Schlosser (2011) para la evidencia de los mecanismos que están detrás de los efectos de pares de género relacionados con el comportamiento en la clase y la relación entre los alumnos así como la del alumno y profesor.

hipotética. Supongamos que cada clase del primer curso tiene el mismo tamaño pero el número, o de manera equivalente la proporción, de niñas está sujeto a las fluctuaciones naturales. Supongamos también que la aptitud individual de los alumnos no se ve afectada por la composición de género de la clase (no existen efectos de pares de género reales). Supongamos que una clase de primero de primaria tiene una proporción de niñas más elevada que el promedio de los cursos de primero de la escuela. A medida que la clase progresa del primero a los cursos superiores irá perdiendo alumnos que repiten curso y recibirá alumnos repetidores de cohortes de edad anteriores. Pero la proporción de niñas entre los alumnos de la clase seguirá siendo más elevada que la de una clase que empezó con una composición de género equilibrada.⁷ Ahora consideremos la proporción de las niñas repetidoras entre todas las niñas a medida que la clase progresa del primero a los cursos superiores. Siempre y cuando el género de los alumnos repetidores sea independiente de la composición de género de la clase que los recibe, la proporción elevada de niñas en el primer curso se traduce en una proporción baja de niñas repetidoras entre todas las niñas de la clase en cursos superiores. Como consecuencia, las fluctuaciones naturales en la composición de género de la cohorte de edad se traducen en una asociación negativa entre la proporción de niñas en la clase y la proporción de niñas repetidoras entre todas las niñas en cursos superiores. Esta asociación es la raíz de los efectos de pares de género espurios que surgen cuando usamos el enfoque basado en el curso escolar.

La dirección de los efectos de pares de género espurios depende de si el rendimiento de los no repetidores es mejor o peor en promedio que el de los alumnos que repitieron curso en el pasado. Si los alumnos no repetidores suelen tener mejor rendimiento (como en nuestros datos), la clase con el número o la proporción de niñas más elevada en primero de primaria tenderá a tener niñas con un rendimiento mejor que el promedio en cursos superiores debido a una proporción más baja de niñas repetidoras, con rendimientos más bajos, entre todas las niñas. Como resultado de ello, las fluctuaciones exógenas en la composición de género de cohortes de edad se traducen en una asociación positiva entre la proporción de niñas respecto de todos

⁷ Esto seguirá siendo el caso aunque la probabilidad de repetir curso sea diferente para niños y niñas siempre y cuando el género de los alumnos repetidores sea independiente de la composición de género de la clase que los recibe. La condición suficiente para que esto sea el caso es la independencia de la distribución de la composición de género entre las cohortes de edad.

los alumnos y el rendimiento de niñas en cursos superiores. Esta asociación positiva entre la proporción de niñas y el rendimiento académico de niñas en cursos superiores produce efectos de pares de género espurios positivos de niñas sobre el rendimiento de niñas cuando usamos el enfoque basado en cursos.⁸ Para niños, el argumento es simétrico e implica un efecto de pares de género espurio positivo de la proporción de niños en el curso sobre el rendimiento de niños, y por tanto, el efecto de pares de género espurio negativo de niñas sobre niños en el curso (ya que la proporción de niños y de niñas en un curso suman uno).

Generalmente, el enfoque basado en cursos escolares también produce efectos de pares de género espurios cuando existen fluctuaciones en las aptitudes relativas de niñas y niños en cohortes de edad entrantes. Pero tales fluctuaciones en aptitud no necesariamente – como sugiere el primer análisis – se traducen en efectos de pares de género espurios positivos de niñas sobre niñas y niños sobre niños (o equivalentemente, un efecto espurio positivo de niñas sobre niñas y negativo de niñas sobre niños). En vez de eso, la dirección de los efectos de pares de género espurios depende de si la repetición de curso mejora o empeora la aptitud de alumnos repetidores. Para entender las fuerzas que determinan la dirección de los efectos de pares de género espurios inducidos por fluctuaciones en aptitudes, consideremos una clase entrante (primero de primaria) en la que la proporción de niñas es igual al promedio de los primeros de primaria pero en que las niñas tienen un rendimiento más alto de lo habitual. A medida que esta clase progresa de primero a cursos superiores, la proporción de niñas repetidoras será más baja que la media. Además, el rendimiento medio de las niñas no repetidoras será mejor que el promedio. Por consiguiente, esta clase acabará con una proporción de niñas entre todos los alumnos más alta y con niñas con un rendimiento mejor de lo habitual. Esto se traducirá en un efecto espurio positivo de niñas sobre el rendimiento de niñas cuando usemos el enfoque de curso escolar. Pero existe una fuerza compensadora que opera en la clase que entra después de la clase con niñas con un rendimiento elevado. A me-

⁸ Resulta que hay una fuerza compensatoria que, en principio, podría dominar e invertir el signo de los efectos de pares de género espurios. Esta fuerza compensatoria emerge en las clases que reciben alumnos repetidores de las clases que empezaron con una proporción de niñas excepcionalmente elevada. Hallamos que para que esta fuerza domine, la política de repetición de curso debería ser tan estricta que más de la mitad de alumnos repiten curso. Este escenario hipotético parece ser poco relevante desde punto de vista empírico ya que las tasas de repetición están por debajo de los 50% en prácticamente todos los países (PISA, 2009).

didada que esta clase continúe en los cursos superiores, recibirá niñas que empezaron con niñas con rendimiento alto. Ya que la aptitud de estas niñas que repiten está por encima de la media y su número por debajo, la clase que sigue a la que tiene niñas de alto rendimiento acaba teniendo en cursos superiores niñas con elevado rendimiento pero una proporción de niñas entre todos los alumnos por debajo de la media. La fuerza dominante en nuestro modelo depende de si la repetición de curso mejora o empeora la aptitud de alumnos repetidores. Si al repetir curso el rendimiento de alumnos repetidores mejora, las perturbaciones a la aptitud de niñas en la cohorte de edad se traduce en efecto espurio positivo de la proporción de niñas en el curso sobre el rendimiento de niñas en el mismo curso. El efecto de la perturbación a la aptitud de niños es simétrico e implica un efecto espurio positivo de la proporción de niños en el curso sobre el rendimiento de niños (o equivalentemente, un efecto espurio negativo de niñas sobre el rendimiento de niños) si los alumnos repetidores mejoran su aptitud al repetir el curso.

Encontramos que el enfoque basado en el curso escolar sigue produciendo efectos de pares de género espurios cuando instrumentamos la proporción de niñas en el curso con la proporción de niñas en la cohorte de edad. Esto se debe a que la proporción de niñas en la cohorte afecta al rendimiento de niñas y niños a nivel de curso a través de la proporción de niñas/niños repetidores entre todos los alumnos del mismo género, aunque no haya efectos de pares de género reales. Como consecuencia, la proporción de niñas en la cohorte de edad no satisface la restricción de exclusión necesaria para la estimación con variables instrumentales. Omitir los alumnos repetidores del análisis (o controlar por la repetición de curso a nivel individual) tampoco elimina el sesgo del enfoque basado en cursos escolares ya que existe selección en términos de rendimiento de los alumnos repetidores.

En nuestra aplicación empírica del enfoque basado en cohorte de edad, asignamos alumnos a la misma escuela primaria y cohorte de edad si en el sexto curso (cuando el test fue administrado) ellos estaban en la misma escuela y si según las normas de matrícula deberían haber empezado primaria el mismo año. En aplicaciones con información sobre la escuela primaria donde los alumnos empezaron la escuela, uno podría analizar si niñas o niños que empiezan la escuela con el cohorte con una mayor proporción de niñas acaban teniendo mejores rendimientos que los alumnos del mismo

género que empezaron en la misma escuela pero con un cohorte de edad diferente. La discrepancia con la estrategia que asigna los alumnos a las escuelas basándose en la escuela en que hicieron el test debería ser poca si la movilidad entre las escuelas es baja. La información disponible sugiere poca movilidad de alumnos en la Comunidad de Madrid, hasta en comparación con Israel (la movilidad en Texas es alta). Basándonos en datos del 2012 y 2013, estimamos que aproximadamente un 2,8 por ciento de los alumnos de segundo de primaria no estuvieron en la misma escuela en primero. En Israel, el 7,9 por ciento de los alumnos dejaron su escuela entre el primero y el segundo año de primaria en 2002 (Lavy y Schlosser, 2011). La baja movilidad de los alumnos en la Comunidad de Madrid corresponde con la baja movilidad residencial en España (vean Caldera y Andrews, 2011).

Nuestro trabajo está estrechamente relacionado con Hoxby (2000) y Lavy y Schlosser (2011), que estiman los efectos de pares de género usando la variación dentro de las escuelas en la composición de género a nivel de curso escolar para Texas e Israel, respectivamente. Lavy y Schlosser estiman efectos de pares de género en escuelas primarias y secundarias básicas y superiores. Para escuelas primarias, ellos encuentran un efecto estadísticamente significativo de la proporción de las niñas sobre el rendimiento de las niñas en matemáticas y un efecto no significativo de las niñas sobre el rendimiento en matemáticas de los niños. En ciencias y tecnología ellos hallan un efecto de pares de género significativo de las niñas sobre el rendimiento de los niños y niñas, mientras los efectos de pares de género no son significativos en hebreo o inglés. Cuantitativamente los efectos de pares de género son similares a los que encontramos para España. En secundaria básica, Lavy y Schlosser encuentran efectos de pares de género significativos de las niñas sobre el rendimiento de las niñas en matemáticas e inglés pero no en ciencia, tecnología o hebreo. Los efectos de pares de género de las niñas sobre el rendimiento de los niños no son significativos en ninguna de las materias. En secundaria superior, Lavy y Schlosser encuentran efectos de pares de género de las niñas sobre el rendimiento de las niñas así como niños para variedad de medidas académicas.⁹ El estudio de Hoxby para

⁹Lavy y Schlosser también proporcionan evidencia sobre los mecanismos. Ellos encuentran que más niñas (menos niños) en el curso baja los niveles de interrupciones y violencia en las clases, mejora la relación entre los alumnos así como la relación con los profesores, y disminuye el nivel cansancio de los profesores. Estos efectos vienen determinados por los cambios de la composición a nivel de curso y no por los cambios en el comportamiento individual de los alumnos.

Texas encuentra efectos de pares de género estadísticamente significativos de niñas sobre niñas en matemáticas y lectura entre tercer y sexto curso de primaria. Los efectos de pares de niñas sobre el rendimiento de niños también son mayormente significativos en lectura, con la única excepción de cuarto de primaria. Los efectos de pares de niñas sobre niños en matemáticas son estadísticamente no significativos en cuarto y quinto curso pero positivos y estadísticamente significativos en el tercero y sexto. De nuevo, el tamaño de los efectos de pares de género es parecido a lo que encontramos para España.

Nuestro trabajo también está relacionado con el estudio de Whitmore (2005) sobre efectos de pares de género en la educación preescolar y en cursos de primero a tercero de primaria, usando las diferencias en composición de género generadas por el proyecto STAR.¹⁰ Su enfoque explota las diferencias en la composición de género entre las clases dentro de cursos y escuelas. Encuentra que el efecto de tener más niñas en una clase sobre el rendimiento del alumno medio depende del curso escolar. Asimismo el efecto es positivo y significativo en la educación preescolar y segundo curso, no es significativo en primero y significativamente negativo en tercero. Cuando Whitmore permite que los efectos sean diferentes para los niños y niñas, sus resultados se vuelven estadísticamente no significativos debido al aumento de los errores estándar (posiblemente porque el tamaño de su muestra es pequeño en comparación con Hoxby y Lavy y Schlosser).¹¹

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección 2 desarrolla un marco conceptual para razonar sobre los efectos de pares de género y la repetición de curso. La sección 3 presenta los datos y nuestros resultados empíricos para España. La sección 4 contiene un análisis contrafactual sobre el enfoque basado en cursos escolares dentro de la escuela cuando se suaviza la política de repetición de curso y hay menos niños que repiten un curso. La sección 5 presenta las conclusiones.

¹⁰ El proyecto asignó de manera aleatoria los niños del preescolar a las escuelas que participaron en el proyecto y a los alumnos entrantes a las escuelas participantes a las clases (de diferentes tipos). Merece la pena mencionar que las escuelas pertenecientes al proyecto permitieron repetición de cursos (Whitmore Schanzenbach, 2006).

¹¹ Graham, Imbens y Ridder (2010) desarrollan una estrategia para cuantificar los beneficios de la redistribución de los individuos en grupos sociales en presencia de los efectos derrame e ilustran su estrategia examinando los efectos de la segregación por género sobre los rendimientos en matemáticas en jardines de infancia usando los datos del STAR. Ellos encuentran que el aumento de segregación por género beneficia a las niñas pero daña a los niños; el rendimiento medio cambiaría poco.

2. UN MARCO CONCEPTUAL

Para entender qué deberíamos esperar cuando se estiman efectos de pares de género en un sistema educativo con repetición de curso, desarrollamos un modelo teórico con el cual podamos trabajar analíticamente. Una de las características del modelo es la existencia de perturbaciones exógenas en la composición de género de cohortes de edad y en las aptitudes de niñas y niños. Los alumnos cuyo rendimiento no alcanza cierto umbral repiten el curso, no hay efecto de pares de género. Usamos el modelo para examinar cuándo y por qué el enfoque basado en el curso escolar produce efectos de pares de género espurios. Nuestro primer resultado principal es que si los alumnos no repetidores suelen tener mejor rendimiento que los alumnos en el mismo curso que repitieron en el pasado, entonces, al usar el enfoque basado en el curso escolar, fluctuaciones exógenas en la composición de género de cohortes de edad generalmente producen efectos de pares de género espurios positivos de niñas sobre el rendimiento de niñas y efectos espurios negativos de niñas sobre niños. Nuestro segundo resultado principal es que si la repetición de curso mejora el rendimiento de alumnos repetidores, entonces perturbaciones en las aptitudes de niñas y niños a nivel de cohorte de edad generalmente también se traduce en efectos de pares de género espurios positivos de niñas sobre niñas y efectos de pares espurios negativos de niñas sobre niños cuando se usa el enfoque basado en el curso. Por el otro lado, el enfoque basado en cohortes de edad no produce efectos de pares de género espurios.

Nuestro modelo también sirve para explicar por qué el sesgo del enfoque de cursos escolares no se puede eliminar omitiendo a los alumnos repetidores del análisis o instrumentando la composición de género a nivel de curso con la composición de género a nivel de cohorte de edad.

2.1 Un sistema educativo con repetición de curso

Niños de cohorte de edad t empiezan la primaria el año t .¹² Entran en el primer curso de primaria, donde pasan L o $L+1$ años en función de si repiten el curso o no, y en cursos superiores hacen un test estandarizado. Los alumnos nunca repiten cursos superiores. Si el alumno se queda un año más o no en los primeros cursos de primaria depende de cómo es su rendimiento a después de L años en los primeros cursos en relación con el umbral académico p establecido para pasar de curso. Los alumnos i de género g en la escuela s y la cohorte de edad t progresan de primeros cursos a cursos superiores después de L años si su rendimiento satisface la siguiente condición

$$(1) \quad a_{igs}^t \geq p_{gs}^t.$$

Los alumnos cuyo rendimiento está por debajo del umbral, $a_{igs}^t < p_{gs}^t$, se quedan un año más en los primeros cursos y progresan a los superiores después de $L+1$ años. Ocasionalmente nos referimos a alumnos en la cohorte de edad t que pasan a cursos superiores en $t+L$ como alumnos que entran “en su año” y a que los progresan a cursos superiores después de $t+L+1$ años como alumnos que entran “tarde”. El umbral académico en (1) se puede ver afectado por perturbaciones que son específicas a las escuelas, cohortes de edad y género. (Una interpretación alternativa de las perturbaciones al p_{gs}^t son perturbaciones a la aptitud que es relevante para la repetición de curso pero irrelevante para el rendimiento en los tests estandarizados que los alumnos pasan en cursos superiores.)

Cada año un continuo de alumnos de medida uno empieza primero de primaria en cada escuela. Una proporción ϕ_s^t de estos alumnos son niñas y una proporción $1 - \phi_s^t$ son niños. La distribución de la aptitud en la cohorte t en la escuela s después de L años en los primeros cursos es uniforme con densidad $1/2\theta$ y media α_{gs}^t específico para el género, la escuela y la cohorte de edad. La regla para pasar de curso en (1) implica que la proporción de alumnos de género g en cohorte de edad t que llegan a los cursos superiores en el año $t+L$ (sin haber repetido) es

¹² Suponemos que todos los niños se matriculan según la norma del sistema educativo.

$$(2) \quad \lambda_{gs}^t = \frac{\alpha_{gs}^t + \theta - p_{gs}^t}{2\theta}.$$

Suponemos que algunos pero no todos los alumnos repiten el curso en los primeros años en cada escuela, $0 < \lambda_{gs}^t < 1$, lo que implica la restricción del parámetro

$$(3) \quad -\theta < \alpha_{gs}^t - p_{gs}^t < \theta.$$

El rendimiento de los alumnos en los tests estandarizados administrados en los cursos superiores de primaria refleja su aptitud. El rendimiento medio de los alumnos que no repitieron el curso es

$$(4) \quad E(\text{test}_{gs}^t | \text{no repetidores}) = E(a_{gs}^t | a_{gs}^t \geq p_{gs}^t) = \frac{\alpha_{gs}^t + \theta + p_{gs}^t}{2}$$

donde $E(a_{gs}^t | a_{gs}^t \geq p_{gs}^t)$ es la aptitud media de los alumnos cuya aptitud después de L años en los primeros cursos está por encima de p_{gs}^t y la última igualdad usa el hecho de que la aptitud está distribuida uniformemente con la densidad $1/2\theta$ y la media α_{gs}^t . El rendimiento en los test de los alumnos que llegan a los cursos superiores habiendo pasado un año más en los primeros cursos es

$$(5) \quad E(\text{test}_{gs}^t | \text{repetidores}) = E(a_{gs}^t | a_{gs}^t \leq p_{gs}^t) + \delta_{gs}^t = \frac{\alpha_{gs}^t - \theta + p_{gs}^t}{2} + \delta_{gs}^t$$

donde δ_{gs}^t capta los cambios en aptitud específicos de la escuela, cohorte de edad y género asociados al hecho de repetir curso. Si $\delta_{gs}^t > 0$, los alumnos repetidores acumulan aptitud adicional y por este motivo su rendimiento en el test es mejor del que tendrían de no haber repetido el curso. Según (4) y (5), la diferencia entre el rendimiento medio en el test de los alumnos repetidores y los que no repitieron el curso en la misma escuela y cohorte de edad es

$$(6) \quad E(\text{test}_{gs}^t | \text{no repetidores}) - E(\text{test}_{gs}^t | \text{repetidores}) = \theta - \delta_{gs}^t.$$

Por consiguiente, si $\theta > \delta_{gs}^t$, los alumnos no repetidores obtienen mejores resultados en promedio que los repetidores de la misma cohorte de edad a pesar de haber pasado un año menos en los primeros cursos de primaria.

El rendimiento medio en el test de niñas y niños se puede expresar en términos de rendimientos en el test de niñas o niños repetidores y no repetidores y la proporción de niñas o niños no repetidores entre todos los alumnos del mismo género en cursos superiores. La proporción de niñas no repetidoras entre todas las niñas en cursos superiores de escuela primaria s y año escolar que empieza en τ es

$$(7) \quad \mu_{fs\tau} = \frac{\phi_s^{\tau-L} \lambda_{fs}^{\tau-L}}{\phi_s^{\tau-L} \lambda_{fs}^{\tau-L} + \phi_s^{\tau-L-1} (1 - \lambda_{fs}^{\tau-L-1})}$$

donde f indica el género femenino, λ_{fs}^t es la proporción de niñas no repetidoras en la cohorte de edad t , y ϕ_s^t es la proporción de niñas en la cohorte de edad t . La proporción de niños no repetidores entre los niños en cursos superiores en la escuela s y el año escolar que empieza en τ se puede obtener de manera análoga

$$(8) \quad \mu_{ms\tau} = \frac{(1 - \phi_s^{\tau-L}) \lambda_{ms}^{\tau-L}}{(1 - \phi_s^{\tau-L}) \lambda_{ms}^{\tau-L} + (1 - \phi_s^{\tau-L-1}) (1 - \lambda_{ms}^{\tau-L-1})}$$

donde m indica el género masculino. El rendimiento medio de niñas y niños en cursos superiores el año escolar que empieza en τ se puede escribir de la siguiente manera

$$(9) \quad test_{gs\tau} = \mu_{gs\tau} E(test_{gs}^{\tau-L} | no\ repetidores) + (1 - \mu_{gs\tau}) E(test_{gs}^{\tau-L-1} | repetidores).$$

2.2 Estimando los efectos de pares de género a nivel de curso

Primero, estimamos el modelo para analizar cuándo y por qué el enfoque basado en cursos escolares produce efectos de pares de género espurios. Entonces discutimos por qué el sesgo de este enfoque no se puede eliminar omitiendo a los alumnos repetidores del análisis o instrumentando la composición de género a nivel de curso con la composición de género a nivel de cohorte de edad.

2.2.1 El enfoque basado en cursos escolares

Supongamos que estimamos los efectos de pares de género usando el enfoque de cursos escolares dentro de las escuelas en cursos superiores de la

primaria. De modo que regresamos los cambios en el rendimiento medio en el test de niños y niñas en cursos superiores entre τ y $\tau - 1$, $test_{gs\tau} - test_{gs,\tau-1}$, en $s = 1, \dots, S$ escuelas sobre los cambios correspondientes en la proporción de niñas en cursos superiores, $girlsh_{s\tau} - girlsh_{s,\tau-1}$. La proporción de niñas en curso superior en la escuela s en el año escolar que empieza en τ se puede obtener combinando la proporción de niñas y niños en cohortes de edad $\tau - L$ y $\tau - L - 1$ que no repitieron el curso con la proporción de niñas en estas cohortes de edad

$$(10) \quad girlsh_{s\tau} = \frac{\phi_s^{\tau-L} \lambda_{fs}^{\tau-L} + \phi_s^{\tau-L-1} (1 - \lambda_{fs}^{\tau-L-1})}{\phi_s^{\tau-L} \lambda_{fs}^{\tau-L} + \phi_s^{\tau-L-1} (1 - \lambda_{fs}^{\tau-L-1}) + (1 - \phi_s^{\tau-L}) \lambda_{ms}^{\tau-L} + (1 - \phi_s^{\tau-L-1}) (1 - \lambda_{ms}^{\tau-L-1})}.$$

Ahora demostraremos que este tipo de enfoque a nivel de cursos escolares produce efectos de pares de género espurios y que la dirección de estos efectos depende de los parámetros del modelo así como del origen de las perturbaciones a nivel de curso en la proporción de niñas y el rendimiento en el test. Los posibles orígenes de las perturbaciones en nuestro modelo son fluctuaciones en la proporción de niñas (ϕ_s^t) y en la aptitud de niñas y niños a nivel de la cohorte de edad ($\alpha_{fs}^t, \alpha_{ms}^t$) así como las perturbaciones en los umbrales académicos que determinan qué alumnos en una cohorte de edad se quedan un año más en los primeros cursos (p_{fs}^t, p_{ms}^t). Examinamos las consecuencias de estos tres tipos de perturbaciones de una en una. Para simplificar el análisis suponemos en todo momento que el cambio en aptitud asociado con el hecho de repetir curso es el mismo para niños y niñas y entre escuelas y cohortes de edad, $\delta_{fs}^t = \delta$.

Perturbaciones en la proporción de niñas a nivel de la cohorte de edad

Supongamos que la aptitud y el umbral académico para pasar de curso son los mismos entre escuelas, cohortes de edad y género, $\alpha_{fs}^t = \alpha_{ms}^t = \alpha$ y $p_{fs}^t = p_{ms}^t = p$.¹³ Las únicas perturbaciones son perturbaciones distribuidas idéntica e independientemente η_s^t a la proporción de niñas en una cohorte de edad

$$(11) \quad \phi_s^t = 0.5 + \eta_s^t.$$

¹³ Esto implica que la proporción de niñas y niños no repetidores entre los alumnos del mismo género es la misma en cada cohorte de edad y no varía entre escuelas. Si estas proporciones fuesen específicas a cada género, los resultados no cambiarían siempre y cuando se cumplan las siguientes condiciones para la proporción de niñas no repetidoras y la proporción de niños no repetidores.

¿Qué obtendríamos si estimamos los efectos de pares de género en cursos superiores usando el enfoque basado en los cursos escolares? Linealizando la proporción de niñas en cursos superiores en (10) resulta que el enfoque basado en cursos escolares produce un efecto de pares de género espurio positivo de niñas sobre el rendimiento académico de niñas y efecto de pares de género espurio negativo de niñas sobre el rendimiento de niños si

$$(12) \quad (2\lambda - 1)(\theta - \delta)Var(\eta) > 0$$

donde $\theta - \delta$ es la diferencia entre el rendimiento medio en el test de los alumnos no repetidores y los que repitieron el curso expresada en (6) y λ es la proporción de alumnos no repetidores de (2).¹⁴ Si $(2\lambda - 1)(\theta - \delta)Var(\eta) < 0$, el enfoque basado en cursos escolares produciría efectos de pares de género espurios negativos de niñas sobre el rendimiento de niñas y efectos espurios positivos de niñas sobre el rendimiento de niños. El enfoque basado en cursos escolares no produciría efectos de pares de género espurios sólo si $(2\lambda - 1)(\theta - \delta)Var(\eta) = 0$.

Así que, según la inecuación (12), el enfoque basado en los cursos escolares indicaría un efecto de pares de género espurio positivo de niñas sobre el rendimiento de niñas y un efecto espurio negativo de niñas sobre el rendimiento de niños si la tasa de repetición de curso no es muy alta, $1 - \lambda < 1/2$, y si los no repetidores en promedio tienen mejor rendimiento que los alumnos que repitieron en curso en el pasado, $\theta > \delta$. Para comprender la intuición detrás de estas condiciones es útil sopesar las consecuencias de una perturbación positiva en la proporción de niñas en la cohorte de edad t sobre la proporción de niñas en cursos superiores y sobre su rendimiento en el test en los años escolares que empiezan en $t + L$. Los alumnos no repetidores de la cohorte de edad t llegan a los cursos superiores en $t + L$ y los que repiten el curso lo hacen en $t + L + 1$. Usando la ecuación (10), el incremento en la proporción de niñas entre todos los alumnos de cursos superiores en $t + L$ se puede calcular como

$$(13) \quad \frac{\partial girlsh_{s,t+L}}{\partial \phi_s^t} = \lambda \quad y \quad \frac{\partial girlsh_{s,t+L+1}}{\partial \phi_s^t} = 1 - \lambda$$

donde las derivadas se evalúan en $\phi_s^t = 0.5$. Estas expresiones muestran que

¹⁴ Para la demostración de este resultado vean el Apéndice.

la porción λ de las niñas extra en la cohorte de edad t llegan a los cursos superiores en el año $t + L$ mientras la porción $1 - \lambda$ repiten el curso y por tanto sólo llegan a los cursos superiores en el año $t + L + 1$.

Las niñas extra en la cohorte de edad t que llegan a los cursos superiores el año $t + L$ no repitieron curso y de este modo el incremento de la proporción de niñas en cursos superiores entre todos los alumnos en cursos superiores en el año académico que empieza en $t + L$ va vinculado al incremento de la proporción de niñas no repetidoras entre todas las niñas en cursos superiores.

Usando la condición (7) podemos calcular el incremento como

$$(14) \quad \frac{\partial \mu_{fs,t+L}}{\partial \phi_s^t} = 2\lambda(1 - \lambda)$$

Donde las derivadas se evalúan en $\phi_s^t = 0.5$. La mayor proporción de niñas no repetidoras entre todas las niñas en cursos superiores se traduce en un mejor rendimiento medio de niñas en cursos superiores en $t + L$ siempre y cuando los alumnos no repetidores tienen mejor rendimiento que los que repitieron el curso en el pasado. El aumento en el rendimiento medio de niñas en cursos superiores se puede calcular usando (9)

$$(15) \quad \frac{\partial test_{gs,t+L}}{\partial \phi_s^t} = \frac{\partial \mu_{fs,t+L}}{\partial \phi_s^t}(\theta - \delta) = 2\lambda(1 - \lambda)(\theta - \delta).$$

Mientras una perturbación positiva en la proporción de niñas en la cohorte de edad t se traduce en un rendimiento mejor de niñas en cursos superiores en el año escolar que empieza en $t + L$, esta perturbación conlleva peor rendimiento de niñas en cursos superiores en $t + L + 1$. Recuerden, que todas las niñas de la cohorte de edad t que llegan a cursos superiores en el año $t + L + 1$ repitieron el curso durante los primeros años de primaria. De modo que la proporción de niñas repetidoras entre todas las niñas en cursos superiores en el año $t + L + 1$ aumenta y eso empeora el rendimiento medio de niñas en el test siempre y cuando los alumnos no repetidores tengan mejor rendimiento que los repetidores. El efecto sobre el rendimiento medio en el test de las niñas en cursos superiores se puede calcular usando de nuevo la ecuación (9)

$$(16) \quad \frac{\partial test_{gs,t+L+1}}{\partial \phi_s^t} = -\frac{\partial \mu_{fs,t+L+1}}{\partial \phi_s^t} (\theta - \delta) = -2\lambda(1 - \lambda)(\theta - \delta).$$

Combinando (15) y (16) con (13) llegamos al siguiente resultado, después de una perturbación positiva en la proporción de niñas en una cohorte de edad, la proporción de niñas en cursos superiores aumenta en los años académicos que empiezan en $t+L$, mientras el rendimiento medio de las niñas aumenta en $t+L$ y disminuye en $t+L+1$. Por consiguiente, existe una relación positiva entre el cambio en la proporción de niñas en cursos superiores y el cambio en el rendimiento de niñas en $t+L$ y una relación negativa en $t+L+1$.

Ahora supongamos que estimamos los efectos de pares de género en cursos superiores regresando los cambios en el rendimiento medio en el test de niñas en cursos superiores entre τ , $test_{gs\tau} - test_{gs,\tau-1}$, escuelas sobre los cambios correspondientes en la proporción de niñas en cursos superiores, $girlsh_{s\tau} - girlsh_{s,\tau-1}$. El signo de la pendiente de mínimos cuadrados es igual al signo de la covarianza entre los cambios en el rendimiento de las niñas y los cambios en la proporción de niñas entre escuelas. Si la probabilidad de una perturbación positiva en la proporción de niñas es la misma para diferentes escuelas y cohortes de edad, entonces la proporción de escuelas en las que los cambios en la proporción de niñas son asociados positivamente con el rendimiento medio de las niñas, será la misma que la proporción de escuelas con una asociación negativa. El signo de la pendiente de los mínimos cuadrados se simplifica hasta convertirse en el signo de la suma ponderada de los cambios en el rendimiento en el test de las niñas dentro de las escuelas que experimentan una mejora de rendimiento y de las que empeoran el rendimiento usando los cambios respectivos en la proporción de niñas en cursos superiores como pesos

$$(17) \quad \frac{\partial girlsh_{s,t+L}}{\partial \phi_s^t} \frac{\partial test_{gs,t+L}}{\partial \phi_s^t} + \frac{\partial girlsh_{s,t+L+1}}{\partial \phi_s^t} \frac{\partial test_{gs,t+L+1}}{\partial \phi_s^t} = 2\lambda(1 - \lambda)(2\lambda - 1)(\theta - \delta)$$

donde usamos las condiciones (13) y (15)-(16). Esto implica que las regresiones a nivel de curso de los cambios en el rendimiento de niñas sobre los cambios en la proporción de niñas en cursos superiores produce un efecto estrictamente positivo si la tasa de repetición no es demasiado alta y si los alumnos

no repetidores tienen mejor rendimiento medio que los repetidores (mantenemos en todo momento el supuesto $0 < \lambda < 1$). Intuitivamente, en este caso, la asociación a nivel de curso positiva entre los cambios en la proporción de niñas en cursos superiores y el rendimiento en el test de las niñas predomina. Como resultado, el enfoque basado en cursos escolares produce un efecto de pares de género positivo de niñas sobre el rendimiento académico de niñas.

Para niños se aplica un argumento análogo, lo que implica que la regresión de mínimos cuadrados de los cambios dentro de escuelas en el rendimiento en el test de los niños, sobre los cambios respectivos en la proporción de niños produce una pendiente estrictamente positiva si $(2\lambda - 1)(\theta - \delta) > 0$. Como el cambio en la proporción de niños en cada escuela es el negativo de la proporción de niñas, se deduce que la regresión de mínimos cuadrados de los cambios dentro de escuelas en el rendimiento de los niños en cursos superiores sobre los cambios en la proporción de niñas en cursos superiores produce una pendiente estrictamente negativa si $(2\lambda - 1)(\theta - \delta) > 0$. De este modo, el enfoque basado en cursos escolares produce un efecto de pares de género negativo de niñas sobre el rendimiento de niños si la tasa de repetición no es muy alta y los no repetidores en general tienen mejor rendimiento que los repetidores.

Perturbaciones en la aptitud de niñas y niños a nivel de la cohorte de edad

El segundo origen de perturbaciones en la proporción de niñas y en el rendimiento en el test a nivel de curso son las perturbaciones en la aptitud de niñas y niños a nivel de una cohorte de edad. Para entender el efecto de estas perturbaciones supongamos que las aptitudes medias de niñas y niños en una cohorte de edad y escuela están sujetas a perturbaciones correlacionadas que son independientes entre cohortes y escuelas

$$(18) \quad \alpha_{fs}^t = \alpha + \epsilon_{fs}^t \quad \text{and} \quad \alpha_{ms}^t = \alpha + \epsilon_{ms}^t$$

donde $Correl(\epsilon_{fs}^t, \epsilon_{ms}^t | s, t) = \rho_\epsilon$ y $\epsilon_{fs}^t, \epsilon_{ms}^t$ son independientes entre cohortes de edad y escuelas con una varianza común $Var(\epsilon)$. Supongamos que el umbral académico para repetir curso es el mismo entre escuelas, cohortes de edad y género, $p_{fs}^t = p_{ms}^t = p$, y que la proporción de niñas y niños en

cada cohorte de edad es la misma, $\phi_s^t = 0.5$. Linealizando la proporción de niñas en cursos superiores en (10) resulta que la estrategia de identificación de efectos de pares de género en cursos superiores basada en cursos produce un efecto de pares de género espurio positivo de niñas sobre el rendimiento de niñas y un efecto de pares de género espurio negativo de niñas sobre niños si

$$(19) \quad (2\lambda - 1)\delta(1 - \rho_\varepsilon)Var(\varepsilon) > 0. \quad^{15}$$

El enfoque basado en cursos produciría un efecto de pares de género espurio negativo de niñas sobre el rendimiento de niñas y un efecto espurio positivo de niñas sobre niños si $(2\lambda - 1)\delta(1 - \rho_\varepsilon)Var(\varepsilon) < 0$. El enfoque basado en cursos no produciría efectos de pares de género espurios sólo si $(2\lambda - 1)\delta(1 - \rho_\varepsilon)Var(\varepsilon) = 0$.

De modo que el enfoque basado en cursos indicaría un efecto de pares de género espurio positivo de niñas sobre el rendimiento de niñas y un efecto de pares de género espurio negativo de niñas sobre el rendimiento de niños si la tasa de repetición de curso no es muy alta, $1 - \lambda < 1/2$, y si el repetir curso mejora la aptitud de los alumnos repetidores, $\delta > 0$, siempre y cuando las perturbaciones en las aptitudes de niñas y niños no estén perfectamente correlacionadas, $\rho_\varepsilon < 1$. Para entender este resultado consideremos las implicaciones de una perturbación positiva en la aptitud media de niñas en la cohorte de edad t sobre la proporción de niñas en cursos superiores y su rendimiento en el test en el año escolar que empieza en $t+L$ y $t+L+1$. Usando (2) y (10) obtenemos que la proporción de niñas en cursos superiores cambia por

$$(20) \quad \frac{\partial girlsh_{s,t+L}}{\partial \alpha_s^t} = \frac{1}{8\theta} \quad y \quad \frac{\partial girlsh_{s,t+L+1}}{\partial \alpha_s^t} = -\frac{1}{8\theta}$$

donde las derivadas se evalúan en $\lambda = (\alpha + \theta - p)/2\theta$. De modo que la proporción de niñas en cursos superiores aumenta en $t+L$, ya que una perturbación positiva en la aptitud de niñas en la cohorte de edad t implica que menos niñas van a repetir curso en primeros cursos, y disminuye en la misma cuantía en $t+L+1$.

¹⁵ Para la demostración de este resultado vean el Apéndice.

Una perturbación positiva en la aptitud media de las niñas en la cohorte de edad t también afecta el rendimiento medio de las niñas en cursos superiores. Usando (4)-(9) obtenemos que el rendimiento medio en el test de niñas en cursos superiores en años escolares que empiezan en $t+L$ y $t+L+1$ cambia por

$$(21)$$

$$\frac{\partial test_{fs,t+L}}{\partial \alpha_{fs}^t} = \mu_{fs,t+L} \frac{\partial E(test_{fs}^t | no\ repetidores)}{\partial \alpha_{fs}^t} + \frac{\partial \mu_{fs,t+L}}{\partial \alpha_{fs}^t}(\theta - \delta) = \frac{1}{2} - (1 - \lambda) \frac{\delta}{2\theta}$$

y

$$(22)$$

$$\frac{\partial test_{fs,t+L+1}}{\partial \alpha_{fs}^t} = (1 - \mu_{fs,t+L+1}) \frac{\partial E(test_{fs}^t | repetidores)}{\partial \alpha_{fs}^t} + \frac{\partial \mu_{fs,t+L+1}}{\partial \alpha_{fs}^t}(\theta - \delta) = \frac{1}{2} - \lambda \frac{\delta}{2\theta}$$

donde las derivadas de nuevo se evalúan en $\lambda = (\alpha + \theta - p)/2\theta$. Estas expresiones captan dos tipos de efectos. Primero, una perturbación positiva en la aptitud media de niñas en la cohorte de edad t mejora el rendimiento medio en el test de las niñas no repetidoras, quienes llegan a los cursos superiores en $t+L$, así como de las repetidoras quienes llegan a los cursos superiores en $t+L+1$. Esto mejora el rendimiento medio de niñas en cursos superiores en $t+L$ y en $t+L+1$ en proporción al peso que tienen las niñas repetidoras en $t+L$ y las no repetidoras en $t+L+1$. Además, la composición de niñas en cursos superiores se desplaza hacia las niñas no repetidoras en $t+L$ y $t+L+1$ debido a que en $t+L$ habrá más niñas no repetidoras y en $t+L+1$ habrá menos repetidoras. Si esto refuerza la mejora del rendimiento medio de las niñas o va en dirección contraria depende del rendimiento de las no repetidoras en comparación con las que repitieron el curso en el pasado. Por ejemplo, si las niñas no repetidoras tienen mejor rendimiento en promedio, (21)-(22) implican que el rendimiento medio de niñas incrementa en los años académicos que empiezan en $t+L$. Por consiguiente, en este caso, (20)-(22) nos dicen que en $t+L$ existe una asociación positiva entre la proporción de niñas en cursos superiores y el rendimiento en el test de las niñas y una asociación negativa en $t+L+1$.

Ahora supongamos que estimamos los efectos de pares de género en cursos superiores regresando los cambios en el rendimiento en el test de niñas en

cursos superiores entre τ y $\tau - 1$, $test_{gs\tau} - test_{gs,\tau-1}$, en $s = 1, \dots, S$ escuelas sobre los cambios correspondientes en la proporción de niñas en cursos superiores, $girlsh_{s\tau} - girlsh_{s,\tau-1}$. Siguiendo el mismo argumento que hicimos para el caso de las perturbaciones en la proporción de niñas a nivel de cohorte de edad, supongamos que la probabilidad de una perturbación positiva en la aptitud media de las niñas es la misma entre escuelas y cohortes de edad. En este caso el signo de la pendiente de mínimos cuadrados se simplifica hasta el signo de la suma ponderada de los cambios dentro de la escuela en la proporción de niñas en cursos superiores en escuelas que experimentan un aumento y las que ven una disminución con los cambios en el rendimiento en el test de las niñas como pesos

$$(23) \quad \frac{\partial girlsh_{s,t+L}}{\partial \alpha_{fs}^t} \frac{\partial test_{fs,t+L}}{\partial \alpha_{fs}^t} + \frac{\partial girlsh_{s,t+L+1}}{\partial \alpha_{fs}^t} \frac{\partial test_{fs,t+L+1}}{\partial \alpha_{fs}^t} = \frac{(2\lambda - 1) \delta}{8}$$

donde usamos (20)-(22). Por ejemplo, si el hecho de repetir curso no afecta la aptitud, $\delta = 0$, el resultado del test medio de las niñas de cursos superiores aumenta en la misma cantidad ($1/2$) en todas las escuelas. Como existe la misma proporción de escuelas que ven un aumento de $1/8\theta$ en la proporción de niñas en cursos superiores que las que ven una disminución de $1/8\theta$, la asociación positiva entre la proporción de niñas en cursos superiores y el rendimiento en el test en unas escuelas se compensa exactamente por la asociación negativa en otras. Como resultado, el enfoque basado en los cursos no produce efectos de pares de género espurios. Por el otro lado, si el hecho de repetir curso mejora la aptitud, $\delta > 0$, la asociación positiva predomina y el enfoque basado en cursos escolares produce un efecto de pares de género positivo de niñas sobre el rendimiento de las niñas.

Para los niños, un argumento análogo implica que la regresión de mínimos cuadrados de los cambios dentro de escuelas en el rendimiento de los niños en cursos superiores sobre los respectivos cambios en la proporción de los niños en cursos superiores produce una pendiente estrictamente positiva si $(2\lambda - 1)\delta > 0$. Debido a que los cambios en la proporción de niños en cursos superiores es el negativo de los cambios en la proporción de niñas, la regresión de mínimos cuadrados de los cambios dentro de la escuela en el rendimiento en el test de los niños sobre los cambios en la proporción de las niñas en cursos superiores produce una pendiente estrictamente negativa si $(2\lambda - 1)\delta > 0$. De este modo el enfoque basado en el curso produce un

efecto de pares de género negativo de niñas sobre el rendimiento de niños si la tasa de repetición no es muy alta y si el hecho de repetir curso mejora la aptitud académica. Esta intuición también es válida cuando existen perturbaciones en la aptitud de niños así como en la de niñas, siempre y cuando estas perturbaciones no estén perfectamente correlacionadas, $\rho_\epsilon < 1$. (Si las perturbaciones estuviesen perfectamente correlacionadas no habría variación en la proporción de niñas a nivel de curso.)

Perturbaciones en el umbral académico para pasar de curso

El tercer origen de las perturbaciones en la proporción de niñas y el rendimiento en el test a nivel de curso son las perturbaciones en el umbral académico para pasar de curso.¹⁶ Para ver las consecuencias de este tipo de perturbaciones suponemos que los umbrales académicos que se aplican a las niñas y niños están sujetos a las perturbaciones que están correlacionadas para una cohorte de edad y escuela dadas pero que son independientes entre las demás cohortes y las escuelas

$$(24) \quad p_{fs}^t = p + \nu_{fs}^t \quad y \quad p_{ms}^t = p + \nu_{ms}^t$$

donde $Correl(\nu_{fs}^t, \nu_{ms}^t | s, t) = \rho_\nu$ y ν_{fs}^t, ν_{ms}^t son independientes entre cohortes de edad con una varianza común $Var(\nu)$. Supongamos también que las aptitudes medias de niños y niñas son idénticas y son las mismas entre escuelas, cohortes de edad y género, $\alpha_{fs}^t = \alpha_{ms}^t = \alpha$, y que hay la misma proporción de niños y niñas en cada cohorte de edad, $\phi_s^t = 0.5$. En este caso la identificación de los efectos de pares de género en cursos superiores que usa el enfoque basado en cursos escolares produciría un efecto de pares de género espurio positivo de niñas sobre el rendimiento de niñas y un efecto de pares de género negativo de niñas sobre el rendimiento de niños si

$$(25) \quad (2\lambda - 1) \left(1 - \frac{\delta}{2\theta}\right) (1 - \rho_\nu) Var(\nu) < 0.¹⁷$$

El enfoque basado en cursos produciría un efecto de pares de género espurio negativo de niñas sobre el rendimiento académico de niñas

¹⁶ Tal y como ya se mencionó anteriormente una interpretación alternativa de las perturbaciones en el umbral académico son perturbaciones en las aptitudes que son relevantes en cuanto a repetición de curso pero irrelevantes en cuanto al rendimiento en el test estandarizado.

¹⁷ Para la demostración de este resultado vean el Apéndice.

y un efecto de pares de género espurio positivo de niñas sobre el rendimiento de niños si $(2\lambda - 1)(2\theta - \delta)(1 - \rho_\nu)Var(\nu) > 0$. El enfoque basado en cursos no produciría efectos de pares de género espurio sólo si $(2\lambda - 1)(2\theta - \delta)(1 - \rho_\nu)Var(\nu) = 0$.

Para entender este resultado consideramos las implicaciones de una perturbación positiva en el umbral académico para la repetición de curso aplicado a las niñas en la cohorte de edad t para la proporción de niñas en cursos superiores y su rendimiento en el test en los años académicos que empiezan en $t+L$ y $t+L+1$. Según (2) y (10), la proporción de niñas en cursos superiores baja en $1/8\theta$ en $t+L$, ya que menos niñas consiguen pasar de todos los cursos en los primeros cursos sin tener que repetir, y aumenta en la misma cantidad en $t+L+1$. El efecto sobre el rendimiento en el test de las niñas en cursos superiores en $t+L$ se obtiene de (4)+(9)

$$(26) \quad \frac{\partial test_{fs,t+L}}{\partial p_{fs}^t} = \lambda \frac{1}{2} - (1 - \lambda) \left(\frac{1}{2} - \frac{\delta}{2\theta} \right)$$

y

$$(27) \quad \frac{\partial test_{fs,t+L+1}}{\partial p_{fs}^t} = (1 - \lambda) \frac{1}{2} - \lambda \left(\frac{1}{2} - \frac{\delta}{2\theta} \right).$$

Siguiendo el mismo argumento que hicimos para las perturbaciones en aptitud, supongamos que la probabilidad de una perturbación positiva en el umbral académico aplicado a niñas es la misma entre escuelas y cohortes de edad. En este caso la pendiente de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios de los cambios dentro de la escuela en el rendimiento de niñas en cursos superiores sobre los respectivos cambios en la proporción de niñas entre diferentes escuelas tendrá el mismo signo que la suma ponderada de los cambios en el rendimiento en el test de niñas en cursos superiores en (26)-(27) usando cambios en la proporción de niñas en cursos superiores

$$(28) \quad \frac{\partial girlsh_{s,t+L}}{\partial p_{fs}^t} \frac{\partial test_{fs,t+L}}{\partial p_{fs}^t} + \frac{\partial girlsh_{s,t+L+1}}{\partial p_{fs}^t} \frac{\partial test_{fs,t+L+1}}{\partial p_{fs}^t} = -\frac{1}{8} (2\lambda - 1) \left(1 - \frac{\delta}{2\theta} \right).$$

De modo que perturbaciones en los umbrales académicos aplicados a niñas se traducirán en un efecto de pares de género espurio negativo de niñas

sobre el rendimiento de niñas si $(2\lambda - 1)(1 - \delta/2\theta) > 0$ y un efecto de pares de género espurio positivo de niñas sobre el rendimiento de niñas si $(2\lambda - 1)(1 - \delta/2\theta) < 0$. El argumento es análogo para los niños y resulta que el efecto de pares de género espurio de niñas sobre el rendimiento de niños tiene el signo opuesto al del efecto de pares de género espurio de niñas sobre el rendimiento de niñas. Cuando hay perturbaciones en los umbrales académicos para repetir curso aplicado tanto a niños como niñas, como en (24), el signo del efecto de pares de género espurio seguirá siendo determinado por $(2\lambda - 1)(1 - \delta/2\theta)$ siempre y cuando estas perturbaciones no estén correlacionadas perfectamente, $\rho_\nu < 1$. (Si los umbrales académicos aplicados a niñas y niños estuviesen perfectamente correlacionados no habría variación en la proporción de niñas a nivel de curso.)

2.2.2 Estimación con variables instrumentales

En general el enfoque basado en cursos escolares sigue produciendo efectos de pares de género espurios cuando instrumentamos la proporción de niñas a nivel de curso es con la proporción de niñas a nivel de cohorte de edad. Para entender por qué, es útil volver al rendimiento medio de niñas y niños a nivel de curso del (9), $test_{gs\tau} = \mu_{gs\tau} E(test_{gs}^{\tau-L} | no\ repetidores) + (1 - \mu_{gs\tau}) E(test_{gs}^{\tau-L-1} | repetidores)$ donde $\mu_{gs\tau}$ es la proporción de niñas o niños no repetidores entre todos los alumnos de mismo género en cursos superiores definida en (7)-(8). Como estas proporciones dependen de la proporción de niñas en la cohorte de edad correspondiente, el rendimiento medio en el test a nivel de curso en general dependerá de la composición de género a nivel de cohorte de edad aun en ausencia de efectos de pares de género. Dicho de otro modo, la proporción de niñas a nivel de cohorte de edad tiene un “efecto de composición” directo sobre el rendimiento medio en el test de niños y niñas a nivel de curso a través de la proporción de niñas y niños repetidores entre los alumnos de su mismo género. Como consecuencia, la composición de género a nivel de cohorte de edad incumple la restricción de exclusión necesaria para que un instrumento sea válido.

2.2.3 Omisión de los alumnos repetidores de la estimación

El “efecto de composición” de la proporción de niñas a nivel de cohorte de edad sobre el rendimiento en el test a nivel de curso a través de la proporción de alumnos repetidores se puede eliminar omitiendo a los repetidores

del análisis empírico y relacionando el rendimiento en el test de los niños y niñas no repetidores con la proporción de niñas entre alumnos no repetidores en el curso. Mínimos cuadrados estiman un efecto de la proporción de niñas entre los alumnos no repetidores en un curso sobre el rendimiento en el test de niños y niñas que no hayan repetido, que puede ser diferente de cero aun si los efectos de pares de género no existieran ya que la proporción de niñas entre alumnos no repetidores depende de las aptitudes de niños y niñas, así como de los umbrales académicos aplicados a niños y niñas. Sin embargo, es posible obtener estimaciones consistentes del efecto de una perturbación exógena sobre la proporción de niñas entre los alumnos no repetidores usando el método de variables instrumentales.¹⁸ La proporción de niñas a nivel de cohorte de edad no tiene ningún efecto sobre las aptitudes individuales de los alumnos en ausencia de los efectos de pares de género y el efecto de la composición es eliminado cuando omitimos los alumnos no repetidores. Además, debería existir una correlación positiva entre la composición de género de los alumnos no repetidores en un curso y la composición de género de la cohorte de edad correspondiente, de modo, que uno puede estimar consistentemente la respuesta del rendimiento en el test de niños y niñas no repetidores a las perturbaciones exógenas en la proporción de niñas entre alumnos no repetidores, instrumentando la proporción de niñas entre los no repetidores en el curso con la proporción de niñas en la cohorte de edad correspondiente. Las regresiones de forma reducida que corresponden a esta estrategia de variables instrumentales son las regresiones de mínimos cuadrados del rendimiento en el test de niños y niñas no repetidores sobre la proporción de niñas en la cohorte de edad correspondiente. Estas regresiones difieren del enfoque basado en cohortes de edad usado para estimar efectos de pares de género sólo en que omitimos a los alumnos repetidores de la muestra (pero los seguimos teniendo en cuenta cuando calculamos la proporción de niñas a nivel de la cohorte de edad).

2.3 El enfoque basado en cohortes de edad

La estrategia para estimar los efectos de pares de género basada en cohortes de edad identifica el efecto de la proporción de niñas en una cohorte de edad sobre el rendimiento medio en el test de niños y niñas en esta cohorte dentro de las escuelas

¹⁸ Perturbaciones exógenas en este contexto significan perturbaciones en la proporción de niñas entre alumnos no repetidores que no están relacionadas con las aptitudes de niños y niñas no repetidores.

$$(29) \quad \frac{\partial test_{gs}^t}{\partial \phi_s^t} = \frac{\partial (\lambda_{gs}^t E(test_{gs}^t | no\ repetidores) + (1 - \lambda_{gs}^t) E(test_{gs}^t | repetidores))}{\partial \phi_s^t}$$

Esto incluye el efecto de la proporción de niñas en una cohorte de edad en la aptitud del niño o niña media en la cohorte pero también el efecto de la proporción de las niñas en una cohorte sobre la repetición de curso y el efecto del hecho de repetir sobre las aptitudes académicas. Esto se puede ver reescribiendo (29) usando (2) y (4)-(5) como

$$(30) \quad test_{gs}^t = \alpha_{gs}^t + (1 - \lambda_{gs}^t) \delta$$

donde α_{gs}^t es la aptitud media de niñas o niños en la cohorte de edad y $1 - \lambda_{gs}^t$ es la proporción de alumnos repetidores. El efecto identificado usando el enfoque basado en cohortes de edad es por lo tanto

$$(31) \quad \frac{\partial test_{gs}^t}{\partial \phi_s^t} = \frac{\partial \alpha_{gs}^t}{\partial \phi_s^t} + \frac{\partial (1 - \lambda_{gs}^t)}{\partial \phi_s^t} \delta.$$

De modo que el efecto de pares de género identificado mediante la estrategia de cohortes es una combinación del efecto de la proporción de niñas sobre la aptitud media de niños y niñas y la tasa de repetición de niñas y niños ponderado por el cambio en la aptitud de los alumnos repetidores. Si el cambio en la aptitud de los alumnos repetidores también depende de la proporción de niñas en la cohorte de edad, entonces tendríamos un componente adicional $(\partial \delta_{gs}^t / \partial \phi_s^t) (1 - \lambda_{gs}^t)$.

Se puede observar en la (2) y (4)-(5) que ni la proporción de alumnos no repetidores, ni el rendimiento medio en el test de alumnos repetidores y no repetidores depende directamente de la proporción de niñas en la cohorte de edad. Por consiguiente, si no existen efectos de pares de género de la proporción de niñas en una cohorte de edad sobre la aptitud de los alumnos, el umbral para pasar de curso o el cambio en la aptitud de los alumnos repetidores –tal y como supusimos hasta ahora–, el enfoque basado en cohortes de edad no indicará la existencia de ningún tipo de efectos de pares de género, $\partial test_{gs}^t / \partial \phi_s^t = 0$. Ésta es la ventaja principal del enfoque basado en cohortes de edad en comparación con el basado en cursos escolares cuando estimamos efectos de pares de género.

3. ANTECEDENTES Y DATOS

La Comunidad de Madrid, una de las regiones más grandes y ricas de España, ha venido realizando un test estandarizado al universo de los alumnos en el último curso de primaria (Sexto de primaria) desde el año académico que empezó en 2004.¹⁹ Desde el 2008, los resultados de los tests vienen acompañados por una variedad de características del alumno, como, por ejemplo, el año y el mes de nacimiento, el nivel de educación y ocupación de los padres del alumno, y el país de origen.²⁰ Esta información además del nombre de la escuela a la que asisten los alumnos fue proporcionada hasta el año académico que empezó en 2010. Los datos cubren unos 50.000 alumnos de unas 1.150 escuelas primarias para cada año académico. Para el resumen estadístico vean la Tabla A1 del Apéndice. La norma española de matriculación en primaria es que los niños empiecen la escuela el año que cumplen 6 años de edad. Más del 99 por ciento de los niños siguen esta norma en España y en la Comunidad de Madrid (alrededor del 0,5 por ciento de los niños empiezan la primaria un año más tarde y un 0,5 por ciento un año antes).²¹ Las escuelas primarias españolas permiten a los alumnos repetir curso y las tasas de repetición en las escuelas primarias en España y en la Comunidad de Madrid son más altas que la media de la OCDE o de la Unión Europea. La proporción de alumnos de 15 años que declaran haber repetido por lo menos un curso en primaria es de un 11 por ciento en España y un 11,8 en la Comunidad de Madrid, mientras en los países de la OCDE es un 8 por ciento y

¹⁹ La población de la Comunidad de Madrid en 2011 era alrededor de 6,5 millones y su renta per cápita estaba cerca de 30.000 euros (Eurostat Regional Yearbook, 2011).

²⁰ No podemos usar los datos de años escolares que empiezan antes del 2008, ya que no contienen la información sobre el año de nacimiento del alumno y de este modo no podemos asignar alumnos a las distintas cohortes de edad. Hay 60 escuelas sin información sobre las características individuales del alumno para los años escolares 2008, 2009 o 2010.

²¹ Esto es más que en países como Islandia o Noruega que son los países conocidos por cumplir estrictamente con las normas de matriculación (por ejemplo, Bedard y Dhuey, 2006). También agradecemos a la Consejería de Educación, Juventud y Deporte de la Comunidad de Madrid por proporcionarnos esta información para la Comunidad de Madrid. A nivel nacional los datos son obtenidos del INEbase, del Instituto Nacional de Estadística español (2013).

un 7 por ciento en los países de la UE (PISA, 2009). La proporción de alumnos que declaran haber repetido dos o más de dos cursos en primaria es de un 0,5 por ciento, lo que es parecido a las medias de la OCDE y la UE. Es probable que muchos de estos alumnos repitieran cursos fuera de España, ya que la Comunidad de Madrid prohíbe a los alumnos repetir dos cursos durante la primaria y el resto de España lo permite sólo en casos excepcionales.²² Ver las leyes españolas 10/2002 y 2/2006 y el decreto 22/2007 de la Comunidad de Madrid.

Nuestra base de datos de alumnos de sexto de primaria en la Comunidad de Madrid no contiene información sobre si el alumno ha repetido curso. Sin embargo, conocemos los años de nacimiento de los alumnos y, de este modo, podemos comprobar si el alumno nacido en el año $t - 6$ hizo el test durante el año académico que empezaba el año $t + 5$ como debería hacer de haberse matriculado según las normas vigentes y sin haber repetido curso. Encontramos que un 14,2 por ciento de los alumnos de sexto hicieron el test un año más tarde y un 0,5 por ciento lo hicieron dos o más de dos años más tarde. De este modo, la proporción de los alumnos que repitieron dos o más de dos veces en la escuela primaria según PISA coincide con la proporción de alumnos que hicieron el test dos o más de dos años más tarde según nuestros datos. Para ver si las estadísticas de PISA para la Comunidad de Madrid sobre la proporción de alumnos que repitieron un curso en primaria (11,3) es consistente con la proporción de los alumnos que hicieron el test un año más tarde según nuestros datos, tenemos que tener en cuenta que un 0,5 por ciento de los alumnos se matriculan en primaria un año más tarde de lo especificado por las normas de matrícula. Estos alumnos acaban por hacer el test un año más tarde aunque no repitan curso en primaria. Además, PISA permite a los países/regiones participantes excluir a los alumnos con necesidades especiales, que son alrededor de un 2,3 por ciento de los alumnos en nuestra muestra, y a los alumnos que tienen dificultades de lenguaje por haber llegado recientemente del extranjero.²³ Una vez que estos factores se tienen en cuenta, las estadísticas de PISA y nuestras estadísticas parecen ser consistentes.

El test estandarizado administrado a los alumnos de sexto en la Comunidad de Madrid tiene tres partes: matemáticas, lectura y dictado. Cada parte del

²² Ver las leyes españolas 10/2002 y 2/2006 y el decreto 22/2007 de la Comunidad de Madrid.

²³ Veán \textit{El Manual de la preparación de la muestra de escuelas} de PISA (2009). En nuestra muestra, alrededor de 95 por ciento de los alumnos con necesidades especiales hacen el test por lo menos un año más tarde.

test se califica entre 0 y 10. Nosotros transformamos estas notas en calificaciones estandarizadas: $a_{i\tau} = (z_{i\tau} - \mu_\tau) / \sigma_\tau$ donde $z_{i\tau}$ es la nota del alumno i que hizo el test en el año τ mientras μ_τ y σ_τ son la media y la desviación estándar de las notas de todos los alumnos que hicieron el test el año τ . Debajo mostramos los resultados de los efectos de pares de género basados en las calificaciones de matemáticas y en la media de las calificaciones de matemáticas, lectura y dictado, la que denominamos la calificación general. También consideramos las calificaciones de lectura pero no encontramos ninguna evidencia de los efectos de pares de género estadísticamente significativos.²⁴

Implementamos el enfoque de cohortes de edad a los efectos de pares de género para los alumnos nacidos en 1997 y 1998. Según la norma de matriculación vigente en España, estos alumnos deberían haber empezado la escuela primaria en 2003 y 2004, respectivamente (seguimos indicando las cohortes de edad con los años en los que cada cohorte debería empezar la primaria según las normas de matriculación). Debido a que sólo observamos los alumnos de sexto en los años escolares que empiezan en 2008, 2009 y 2010, observamos a los alumnos de la cohorte de edad 2003 si ellos empezaron la escuela según la norma de matriculación y no repitieron ningún curso; si tomaron el test un año más tarde; o si tomaron el test dos años más tarde. Los alumnos de la cohorte de edad 2003 no están en nuestra base de datos si ellos hicieron el test uno o más de un año antes (en el año académico que empieza en 2007) o tres o más de tres años tarde (en el año académico que empieza en 2011). Observamos a los alumnos de la cohorte de edad 2004 si ellos empezaron la primaria según la norma de matriculación y no repitieron ningún curso; si hicieron el test un año antes; o si lo hicieron un año más tarde. Los alumnos de la cohorte de edad 2004 no están en nuestros datos si ellos hicieron el test dos o más de dos años antes (en el año académico que empieza en 2007) o dos o más de dos años tarde (en el año académico que empieza en 2011). Debido a que sólo una pequeña proporción de alumnos empiezan la primaria antes o repiten más de dos cursos en la Comunidad de Madrid y España, sólo perdemos una pequeña proporción de alumnos de las cohortes de edad 2003 y 2004 como resultado de esta restricción de datos. Podemos estimar cuántos alumnos en cada cohorte de edad perdemos calculando la proporción de alumnos de sexto que hicieron

²⁴ Notablemente, Lavy y Schlosser (2011) encuentran que los efectos de pares de género son estadísticamente no significativos en hebreo, que es probablemente lo más cercano a lectura en nuestros datos.

el test demasiado pronto o tarde en los años académicos que empezaron en 2008, 2009 o 2010, respectivamente. Aproximadamente un 0,5 por ciento de los alumnos de sexto hicieron el test dos o más de dos años tarde y un 0,3 por ciento de alumnos de sexto hicieron el test uno o más de un año antes. Como resultado, estimamos que perdemos alrededor del 0,4 por ciento de los alumnos de las cohortes de edad 2003 y 2004 como consecuencia del problema de la disponibilidad de los datos.²⁵ En nuestro análisis empírico tratamos a las cohortes de edad 2003 y 2004 de manera simétrica y omitimos a los alumnos de la cohorte de edad 2004 que hicieron el test un año antes (en el año académico que empieza en 2008) porque no observamos a los alumnos de la cohorte de edad 2003 que hicieron el test un año antes (en el año académico que empieza en 2007). También omitimos a los alumnos de la cohorte de edad 2003 que hicieron el test dos años más tarde (en el año académico que empieza en 2010) porque no observamos a los alumnos de la cohorte de edad 2004 que hicieron el test dos años más tarde (en el año académico que empieza en 2011). En este caso perdemos alrededor de un 0,9 por ciento de los alumnos en las cohortes de edad 2003 y 2004.

Los alumnos que repitieron sexto asistieron dos veces a ese curso. Nosotros queremos centrarnos en el rendimiento de los alumnos al final de la primaria y por esta razón sólo queremos incluir a estos alumnos en nuestro análisis empírico el año que repiten sexto. Sin embargo, nuestra base de datos no contiene información de si alumnos repitieron sexto. De modo que procedemos de la siguiente manera. Basándonos en la información del INEbase (2013) del Instituto Nacional de Estadística de España, estimamos que un 2,5 por ciento de los alumnos de sexto en la Comunidad de Madrid en los años escolares que empiezan en 2009 y 2010 estaban repitiendo sexto.²⁶ Esto implica que alrededor de 1.250 de 50.000 alumnos de sexto en el año académico que empieza en 2009 estaban repitiendo sexto de primaria. Estos alumnos habrían asistido a sexto curso por primera vez en el año académico que empezaba en 2008. Indicamos el conjunto de alumnos de la cohorte

²⁵ Cuando hacemos nuestras estimaciones, suponemos que la proporción de alumnos que hacen el test pronto o tarde a nivel de curso es una buena aproximación a la proporción de alumnos que hacen el test pronto o tarde a nivel de la cohorte de edad. El número total de alumnos ha sido muy estable a lo largo del periodo del tiempo que estamos examinando y las tasas de repetición de curso han sido estables en el tiempo y entre cursos escolares según el INEbase (2013) del Instituto Nacional de Estadística de España, de modo que consideramos como válida nuestra aproximación.

²⁶ INEbase contiene la proporción de alumnos de quinto y sexto en la Comunidad de Madrid que repiten quinto o sexto en estos años académicos. Esta proporción se ha mantenido muy estable desde que se tiene constancia (el año académico que empezó en 2001). INEbase no contiene información para alumnos de sexto únicamente.

de edad 2003 que estaban en sexto en el año académico que empezaba en 2008 como $M(2003,2008)$ y el conjunto de alumnos de la cohorte de edad 2003 que estaban en el sexto en el año académico que empezaba en 2009 como $M(2003,2009)$. El primer conjunto contiene alumnos en la cohorte de edad 2003 que llegan a sexto en año que les corresponde, mientras el segundo conjunto contiene alumnos que llegan a sexto tarde. Consideramos todos los pares de observaciones (i,j) con i sacado de $M(2003,2009)$ y j sacado de $M(2003,2008)$ donde i y j están en la misma escuela; son del mismo género; nacieron en el mismo mes; nacieron en el mismo país; y también coinciden en el país de nacimiento y el nivel de educación de sus respectivas madres.²⁷ Esto nos deja con 1.172 pares, cerca de los 1.250 pares que esperaríamos basándonos en INEbase (2013). Continuamos bajo el supuesto de que estos corresponden a los alumnos de la cohorte de edad 2003 que repitieron sexto en el año académico que empezó en 2009. Seguimos usando exactamente la misma estrategia con alumnos de la cohorte de edad 2004. En el caso de esta cohorte nuestra estrategia nos deja con 1.246 pares.

Ya que asignamos a los alumnos a la misma escuela primaria según si asisten a la misma escuela en sexto (cuando se realiza el test) es interesante comprobar cómo es la movilidad de alumnos entre las escuelas primarias. La información disponible sugiere que la movilidad en la Comunidad de Madrid es baja comparada con la de Israel y los EEUU o Texas. Estimamos que aproximadamente un 2,8 por ciento de los alumnos en segundo de primaria en los años escolares que empezaron en 2012 y 2013 no estuvieron en la misma escuela en primero.²⁸ En Israel casi un 8 por ciento de los alumnos dejaron sus escuelas primarias entre el primero y el segundo curso de primaria, y la movilidad en los EEUU y Texas es sustancialmente mayor que la de Israel.²⁹

²⁷ Nos basamos en el país de nacimiento y el nivel educativo de las madres dado que según la Encuesta de Población Activa (2010), el 90 por ciento de niñas y niños que viven solo con su madre o su padre viven con su madre (un 20 por ciento de las niñas y los niños viven solo con su madre o su padre).

²⁸ La proporción era de un 1,9 por ciento para las escuelas primarias públicas en el año escolar que empezó en 2012. Estamos muy agradecidos a la Consejería de Educación, Juventud y Deporte de la Comunidad de Madrid por esta información. Para obtener datos estadísticos análogos para las escuelas primarias privadas, entrevistamos 200 escuelas privadas en la Comunidad de Madrid (casi la mitad de las escuelas privadas en nuestra muestra). En estas escuelas un 3,9 por ciento de los alumnos en segundo de primaria en el año escolar que empezó en 2013 no estuvieron en la misma escuela en primero. Como al rededor de un 54 por ciento de alumnos de primaria en la Comunidad de Madrid van a escuelas públicas, resulta que al rededor de un 2,8 por ciento de alumnos en el segundo curso no fueron a la misma escuela en primero.

²⁹ La oficina general de contabilidad de EEUU (1994) calcula que más del 40 por ciento de los alumnos de tercero han cambiado su escuela por lo menos una vez desde primero de primaria. Hanushek, Kain y Rivkin (2004) explican que la tasa anual de movilidad de alumnos en Texas es de alrededor de 24 por ciento. Vale la pena mencionar que las estadísticas disponibles para la Comunidad de Madrid, Israel y Texas/EEUU son conceptualmente un tanto distintas.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Ahora empleamos ambas estrategias, la basada en cohortes de edad y en cursos escolares, para estimar los efectos de pares de género usando nuestros datos de las escuelas primarias españolas.

4.1 Los resultados usando la estrategia de cohortes de edad

Empezamos por comprobar hasta qué grado están equilibradas las características de los alumnos con respecto a la proporción de niñas en la cohorte de edad. Para comprobar el balance corremos las siguientes regresiones de mínimos cuadrados

$$(32) \quad x_{igs}^{jt} = \gamma_{gs}^j + \gamma_g^{jt} + \gamma_g^j PropNiñasCohorte_{is}^t$$

donde i hace referencia a individuos, g a género, s a escuelas, t a las cohortes de edad 2003 y 2004, y x^j a las diferentes características $j = 1, \dots, J$ de los alumnos (las cohortes de edad son indexadas por el año en el que los alumnos debían haber empezado la primaria según las normas de matrícula de España). Las diferencias a nivel de escuelas en la característica j para el género g son captadas por γ_{gs}^j mientras γ_g^{jt} refleja las tendencias en la característica j específicas al género. El parámetro de interés es γ_g^j que capta si la característica j varía con la proporción de niñas en la cohorte de edad. La proporción de niñas en la cohorte de edad tiene un subíndice i porque esta calculada sin las niñas y los niños nacidos en el mismo mes que la niña o el niño i . Sin este ajuste la proporción de niñas en la cohorte de edad sería diferente para gemelos lo que podría acabar sesgando la estimación de los efectos de género. La Tabla 1 contiene los resultados de nuestras estimaciones de γ_g^j separados para niñas y niños así como los errores estándar en clúster por escuela. Los resultados son para las escuelas que tienen

como máximo dos clases por curso (a las que nos referimos como escuelas de dos clases; los resultados para todas las escuelas son parecidos). Estas escuelas son de especial interés porque son más pequeñas que escuelas con tres o más clases por cursos y el vínculo entre la composición de género de las cohortes de edad y la composición de género de las clases debería ser más estrecho.³⁰ Los resultados de la tabla indican que la educación parental e inmigración están bastante equilibradas con respecto a la proporción de niñas en una cohorte de edad.

La Tabla 2 contiene los resultados de las estimaciones de efectos de pares de género usando el enfoque basado en cohortes de edad. Todos los resultados se basan en las regresiones de mínimos cuadrados

$$(33) \quad test_{igs}^t = \alpha_{gs} + \alpha_{tg} + \alpha_g X_{igs}^t + \beta_g PropNiñasCohorte_{is}^t$$

donde $test_i^t$ hace referencia a los resultados del test estandarizado, i a individuos, $t = 2003, 2004$ a cohortes de edad, g a género, s a escuelas y X_i es el vector de características j del alumno i . Continuamos a calcular la proporción de niñas en la cohorte de edad sin las niñas y los niños nacidos en el mismo mes que la niña o el niño i para evitar sesgos relacionados con la presencia de gemelos. La tabla presenta separadamente para niñas y niños los coeficientes β y los errores estándar en clúster por escuela. Presentamos por separado los resultados para el rendimiento en matemáticas y el total así como los resultados para todas las escuelas y las que tienen como mucho dos clases por curso.

Panel A de la Tabla 2 contiene resultados para escuelas con dos o menos de dos clases (hay unas 900 escuelas de este tipo). Las columnas 1 y 2 contienen resultados para niños y niñas usando (33) sin controles adicionales. En las columnas (3) y (4)³¹ añadimos variables que controlan por caracte-

³⁰ El número mediano de alumnos en escuelas con como máximo dos clases por curso es 36 y el número máximo de alumnos es 58. El número mediano de alumnos en escuelas con más de dos clases por curso es 73 y el máximo es 152.

³¹ Estas variables incluyen el nivel educativo de madres y padres (cuatro niveles para cada uno), sus ocupaciones (ocho grupos de ocupacionales para cada uno), el estatus de inmigrante, la edad en la que los niños empezaron la escuela o la educación preescolar, la composición familiar, y el estatus de discapacidad. Ver Tabla 1 para la lista de los controles individuales que observamos. Para evitar la pérdida de observaciones debido a la falta de información sobre las características individuales, siguiendo la estrategia de Badard y Dhuey (2006) sustituimos con ceros las observaciones en las variables de control donde no tenemos la información sobre el individuo e incluimos un conjunto de variables indicadores que indican los datos perdidos.

rísticas individuales. En las columnas (5) y (6) añadimos las variables que controlan por el contexto familiar a nivel de cohorte de edad (la proporción de madres y padres con diferentes niveles de educación). El efecto de la proporción de niñas en la cohorte de edad sobre el rendimiento medio en el test en general y en matemáticas en particular es mayoritariamente entre 0,2 y 0,25 y es estadísticamente significativo. Esto implica que un aumento de 10 puntos porcentuales en la proporción de niñas mejora los resultados académicos generales y en matemáticas de niños entre el 2 y el 2,5 por ciento de la desviación estándar. Por el otro lado, el efecto de la proporción de niñas sobre los resultados de las niñas no es estadísticamente significativo en ningún caso.

El Panel B de la Tabla 2 contiene nuestros resultados para las escuelas con solo una clase (hay unas 300 escuelas de este tipo). Los resultados son similares a los del Panel A excepto que el efecto de la proporción de niñas sobre el rendimiento en el test de niños es menos preciso. El Panel C contiene los resultados incluyendo todas las escuelas (unas 1.150 escuelas). El efecto de la proporción de niñas sobre el rendimiento en el test de niños es más débil en esta muestra que en la muestra con las escuelas que tienen como máximo dos clases por turno.

4.2 Los resultados usando la estrategia de cursos escolares

La Tabla 3 presenta los resultados de nuestras estimaciones de los efectos de pares de género usando el enfoque basado en cursos escolares. Los resultados se basan en la regresión de mínimos cuadrados

$$(34) \quad test_{igs\tau} = \alpha_s + \alpha_\tau + \alpha X_{igs\tau} + \beta_g PropNiñasCurso_{s\tau}$$

donde todas las variables se definen como en (33) y $\tau = 2008, 2009$ hace referencia a los alumnos del sexto de primaria en el año escolar que empieza en 2008 y 2009 respectivamente.³²

Panel A de la Tabla 3 contiene nuestros resultados para las escuelas de dos o menos de dos clases. Ahora es el efecto de la proporción de niñas en el

³² En la Tabla A2 del Apéndice examinamos hasta qué punto las características están equilibradas a nivel de curso. La estrategia es análoga a (32). Los resultados muestran bastante menos equilibrio que en el caso de cohorte de edad

curso escolar sobre el rendimiento en el test de niñas lo que es estadísticamente significativo. Los resultados significan que un aumento de 10 puntos porcentuales en la proporción de niñas mejora los resultados académicos generales y en matemáticas de niñas un 3,5 hasta un 4 por ciento de la desviación estándar. Por el otro lado, el efecto de la proporción de niñas sobre los resultados de los niños no es estadísticamente significativo. Este patrón se mantiene en la muestra en que incluimos todas las escuelas. En la muestra con las escuelas de sólo una clase, los resultados se vuelven un poco más débiles y menos precisos.

Tal y como suscita nuestro modelo teórico, los diferentes patrones de los efectos de pares de género producidos por el enfoque basado en cohortes de edad en la Tabla 2 y por el basado en cursos escolares en la Tabla 3 se pueden reconciliar en un sistema educativo con repetición de curso si el hecho de repetir mejora la aptitud de los alumnos repetidores pero los no repetidores tienen mejor rendimiento que los que repitieron en el pasado y si las diferencias en la composición de género a nivel de curso se determinan en mayor parte por perturbaciones en la composición de género a nivel de cohorte o en la aptitud de niñas y niños.

5. ANÁLISIS CONTRAFACTUAL

Como las tasas de repetición de curso en España son altas en comparación con las medias de la OCDE y la UE, es natural preguntarse si el enfoque de cohortes de edad podría producir un patrón de efectos de pares de género distinto del de curso escolar cuando la tasa de repetición sea relativamente baja. Examinamos esta cuestión usando un análisis de simulación contrafactual. Nuestro punto de partida es una versión generalizada de nuestro modelo teórico de las escuelas con la repetición de curso. Primero, calibramos el modelo para que replique los efectos de pares de género estimados para España. Después bajamos los umbrales académicos para pasar de curso en el modelo – lo que implica que las tasas de repetición de curso caen – y simulamos los datos. Esto nos permite estimar los efectos de pares de género usando los enfoques basados en cohortes de edad y cursos escolares en entornos con las tasas de repetición sucesivamente más bajas.

5.1 Del modelo teórico al simulado

En el modelo que empleamos, para obtener una comprensión conceptual de las diferencias entre los enfoques de cohortes de edad y de curso escolar, suponemos que las aptitudes a_{igs}^t de niños i de género g en la cohorte de edad t y escuela s están distribuidas uniformemente. En nuestro modelo simulado podemos relajar este supuesto y permitir que la distribución de aptitudes tome otras formas, que denominamos F_{gs}^t . Además el modelo simulado también permite tener los efectos (de pares de género) de la proporción de niñas en la cohorte de edad sobre la distribución de aptitudes en la cohorte de edad y sobre los umbrales académicos para pasar de curso. Mantenemos el supuesto de que los alumnos en la cohorte de edad t llegan al curso en el que se hace el test estandarizado en su año (en el año $t+L$ en el modelo, en el año $t+5$ en los datos) si su aptitud está por encima del umbral académico p_{gs}^t ,

$\alpha_{igs}^t \geq p_{gs}^t$. Si la aptitud de los alumnos está por debajo del umbral académico, hacen el test un año más tarde, en el año académico que empieza en $t + 6$.³³ También seguimos suponiendo que la nota del test de los alumnos no repetidores es igual a su aptitud a_{igs}^t . La nota de los alumnos repetidores es igual a la aptitud a_{igs}^t con la que empezaron más el cambio en la aptitud δ_{gs}^t que viene con la repetición de curso. En nuestro modelo teórico cada cohorte de edad de cada escuela estuvo formado por un continuo de niños con la proporción ϕ_s^t de niñas. En nuestro modelo simulado hay 1.000 niños por cada cohorte de edad y el número de niñas viene determinado por una distribución binomial con una probabilidad ϕ_s^t de ser niña. El número de escuelas en nuestro modelo simulado es igual al número de escuelas en los datos.

5.2 Calibración de base

Los parámetros principales específicos a cada escuela y cohorte de edad que necesitamos calibrar son: los parámetros de la distribución de aptitudes F_{gs}^t para niñas y niños; los umbrales académicos para repetir el curso p_{gs}^t para niñas y niños; el cambio δ_{gs}^t en la aptitud asociada a la repetición de curso para niñas y niños; y la probabilidad de que un alumno sea una niña ϕ_s^t . En la calibración de base escogemos los parámetros para tratar de replicar los efectos de pares de género en España. Esto implica hacer que correspondan los inputs de estimación, que son el rendimiento medio en los tests de niños y niñas a nivel de cohorte de edad y curso escolar específicos a cada escuela (las variables a la izquierda en la ecuación de regresión) y la proporción de niñas a nivel de cohorte de edad y curso escolar específico a cada escuela (las variables a la derecha en la ecuación de regresión). Para conseguirlo usamos diferentes estrategias dependiendo de la cohorte de edad. Para las cohortes de 2003 y 2004, replicamos el rendimiento medio de los alumnos no repetidores; el rendimiento medio de los repetidores; y la proporción de alumnos repetidores a nivel de escuela, cohorte de edad y género. Para otras cohortes de edad tenemos que usar otra estrategia ya que no observamos los alumnos repetidores junto con los no repetidores en estas cohortes de edad. De modo que fijamos unos parámetros basándonos en los parámetros calibrados de las cohortes de edad 2003 y 2004 y otros parámetros los fijamos para repliquen las estadísticas a nivel de curso.

³³ Esto implica que el modelo calibrado trata el 0,5 por ciento de los alumnos de nuestros datos que empiezan la primaria un año más tarde de lo especificado por la norma de matriculación de la misma manera que a los alumnos que empezaron según las normas pero que repitieron un curso en primaria. Esto equivale a pensar de los alumnos que empiezan tarde como si hubieran repetido el curso en el preescolar.

Empleamos tres distribuciones alternativas de aptitud y de este modo acabamos por tener tres modelos simulados distintos. Las primeras dos distribuciones de aptitud que calibramos son una distribución uniforme, como en nuestro modelo teórico, y una distribución normal. Éstas se calibran usando el rendimiento estandarizado en el test de nuestros datos. También calibramos una distribución basándonos en las notas del test. Ahora analizaremos la calibración de estas distribuciones de aptitud alternativas de una en una.

5.2.1 Distribución de aptitud uniforme calibrada usando las notas del test estandarizadas

En nuestro modelo teórico supusimos que la distribución de aptitud es uniforme $a_{igs}^t \sim F_{gs}^t = U(\alpha_{gs}^t - \theta, \alpha_{gs}^t + \theta)$. Los parámetros de la distribución de aptitud que tenemos que calibrar en este caso son las medias de escuelas, cohortes de edad y género α_{gs}^t y el parámetro θ que rige la dispersión de aptitudes. La estrategia que usamos para calibrar estos y otros parámetros del modelo depende de la cohorte de edad.

Calibrando los parámetros de las cohortes de edad 2003 y 2004

En nuestros datos, observamos los alumnos de las cohortes de edad 2003 y 2004 tanto si empezaron sexto en su año (11 años después de haber nacido; 5 años después de que tenían que haber empezado primero) o un año más tarde. De modo que podemos calibrar las medias de escuelas, cohortes de edad y género α_{gs}^t y el parámetro θ que rige la dispersión de aptitudes junto con los umbrales académicos para pasar de curso p_{gs}^t para replicar (i) la proporción de niñas y niños entre todos los alumnos de su género que llegan a sexto a su edad a nivel de escuela y cohorte de edad, $\widehat{\lambda}_{gs}^t$; (ii) el rendimiento medio de los alumnos que no repitieron cursos en primaria a nivel de escuela, cohorte de edad y género, $\widehat{E}_{gs}^t(\text{test} | \text{no repetidores})$; y (iii) la varianza del rendimiento de los alumnos no repetidores, $\widehat{Var}_{gs}^t(\text{test} | \text{no repetidores})$, promediada entre todas las escuelas, cohortes de edad y géneros. De modo que las ecuaciones de calibración son

$$(35) \quad 1 - F_{gs}^t(p_{gs}^t) = \widehat{\lambda}_{gs}^t$$

$$(36) \quad E_{gs}^t(a | a \geq p_{gs}^t) = \widehat{E}_{gs}^t(\text{test} | \text{no repetidores})$$

$$(37) \quad \frac{1}{4S} \sum_{t,s,g} \text{Var}_{gs}^t(a|a \geq p_{gs}^t) = \frac{1}{4S} \sum_{t,s,g} \widehat{\text{Var}}_{gs}^t(\text{test} | \text{no repetidores}).$$

El cambio en aptitud δ_{gs}^t que viene con repetición de curso está calibrado de tal modo que el rendimiento medio de alumnos repetidores en el modelo sea el mismo que el rendimiento medio de alumnos repetidores a nivel de escuela, cohorte de edad y género en los datos, $\widehat{E}_{gs}^t(\text{test} | \text{repetidores})$

$$(38) \quad \delta_{gs}^t + E_{gs}^t(a|a < p_{gs}^t) = \widehat{E}_{gs}^t(\text{test} | \text{repetidores}).$$

Esto resulta en un sistema de $12S + 1$ ecuaciones de calibración y $12S + 1$ parámetros, que se pueden resolver de forma cerrada.³⁴

Las ecuaciones de calibración (37) y (39) implican que nuestra calibración siempre replica las diferencias en el rendimiento entre alumnos repetidores y no repetidores. Mientras las diferencias en el rendimiento entre alumnos repetidores y no repetidores es directamente observable, el cambio en aptitud δ_{gs}^t que viene con la repetición de curso no lo es. El valor de δ_{gs}^t en la calibración depende del rendimiento medio en el test de los alumnos repetidores y de la distribución de aptitud calibrada así como de los umbrales académicos calibrados obtenidos usando (36)-(38).³⁵

Calibrando los parámetros de la cohorte de edad 2002

La estimación de los efectos de pares de género a nivel de curso se basa en los alumnos de sexto durante los años escolares que empiezan en 2008 y 2009. Estos alumnos, por lo general, forman parte de las cohortes de edad 2003 y 2004 que calibramos en (36)-(39), pero algunos de ellos son de la cohorte de edad 2002 (los alumnos en la cohorte de edad 2002 que repitieron un curso en primaria). De modo que necesitamos calibrar los parámetros de la cohorte de edad 2002, para poder simular la estimación a nivel de curso de los efectos de pares de género. Como no observamos

³⁴ Usando la fórmula para la varianza de una distribución uniforme y (3), (34) y (36) nos da $\theta^2 = 3 \sum_{t,s,g} \widehat{\text{Var}}_{gs}^t / \sum_{t,s,g} (\widehat{\lambda}_{gs}^t)^2$. Dada θ , (3) y (4) implican que (34) y (35) son lineales en α_{gs} y p_{gs} .

³⁵ Existen algunas estimaciones empíricas de los efectos de repetición de curso. Jacob y Lefgren (2004) encuentran en EEUU un efecto equivalente a pensar de los alumnos que empiezan tarde como si hubieran repetido el curso en el preescolar: positivo a corto plazo de la repetición de tercero sobre la aptitud, pero no encuentran ningún efecto en sexto. Jacob y Lefgren (2009) encuentran que en EEUU es menos probable que repitan octavo los alumnos que repitieron sexto que los que aprobaron sexto por un margen estrecho. Tanto el estudio de Jacob y Lefgren como el análisis de Manacorda (2012) para Uruguay encuentran que es más probable que alumnos repetidores no acaben la secundaria que los que aprobaron por un margen estrecho.

la cohorte de edad 2002 en su totalidad (alumnos no repetidores de la cohorte de edad 2002 hicieron el test en el año escolar que empieza en 2007, lo cual queda fuera del periodo cubierto por nuestra base de datos), tenemos que usar una estrategia distinta de la usada para las cohortes de edad 2003 y 2004. Procedemos de la siguiente manera. El parámetro de dispersión θ se iguala al valor calibrado para las cohortes de edad 2003 y 2004. Las medias de la distribución de aptitud α_{ms}^{2002} y α_{fs}^{2002} se igualan al promedio de los parámetros de la distribución de aptitud que calibramos para la misma escuela y género para las cohortes de edad 2003 y 2004. Los cambios en aptitud δ_{ms}^{2002} y δ_{fs}^{2002} asociados a la repetición de curso y los umbrales académicos usados para repetición de curso p_{ms}^{2002} y p_{fs}^{2002} se calibran replicando el rendimiento medio en el test de los alumnos repetidores de la cohorte de edad 2002 así como la proporción de estos alumnos entre los alumnos de sexto en el año académico que empieza en 2008 a nivel de escuela y género.

5.2.2 La distribución de aptitud normal calibrada con las notas del test estandarizadas

También calibramos y simulamos un modelo donde la distribución de aptitud F_{gs}^t es normal con media α_{gs}^t y desviación estándar θ , $\alpha_{igs}^t \sim F_{gs}^t = N(\alpha_{gs}^t, \theta)$. La calibración de este modelo sigue los mismos pasos que la de la distribución uniforme.³⁶

5.2.3 Una distribución de aptitud calibrada con las notas del test

Hasta ahora calibramos las distribuciones de aptitud usando las notas del test estandarizadas e ignoramos que las notas del test en nuestros datos varían entre 0 y 10. Ahora mostramos una estrategia que calibra las distribuciones de aptitud basándose en las notas sin estandarizar. Para hacerlo suponemos que la distribución F_{gs}^t de las aptitudes de alumnos z_{igs}^t viene dada por

$$(39) \quad z_{igs}^t = 10 \left(\frac{1}{1 + \exp(-v_{igs}^t)} \right) \text{ donde } v_{igs}^t \sim N(\alpha_{gs}^t, \theta).$$

³⁶ Como no existen soluciones explícitas en el caso de la distribución normal o las distribuciones calibradas basadas en las notas del test sin estandarizar, resolvemos las ecuaciones numéricamente.

Esto asegura que las aptitudes están en la misma gama que las notas del test sin estandarizar. Cuando calibramos los parámetros de este modelo de nuevo tenemos que distinguir entre cohortes de edad 2003 y 2004, los que observamos en su totalidad, y las demás cohortes.

Calibrando los parámetros de las cohortes de edad 2003 y 2004

Los parámetros de estas dos cohortes de edad están calibradas usando la misma estrategia que usamos para la distribución uniforme pero basándonos en las notas de test sin estandarizar. De modo que las ecuaciones de calibración son las (36)-(39) con la excepción de que ahora las notas de test hacen referencia a las notas sin estandarizar.

Calibrando los parámetros de las cohortes de edad 2002 y 2005

Los parámetros de la cohorte de edad 2002 también están calibradas usando la misma estrategia que para la distribución uniforme pero basándose en las notas sin estandarizar.

Para comparar los efectos de pares de género estimados con los modelos calibrados que usan calificaciones estandarizadas y los que usan calificaciones sin estandarizar, es útil estandarizar las calificaciones antes de estimar los efectos de pares de género. Como las cohortes de edad 2003 y 2004 pueden llegar al sexto curso en años académicos que empiezan en 2008, 2009 y 2010, esto requiere las medias y desviaciones estándar de las notas sin estandarizar entre todos los alumnos de sexto para todos estos años. Los alumnos de sexto en los años académicos que empiezan en 2008 y 2009 son de las cohortes de edad 2002, 2003 y 2004 que ya hemos calibrado. Pero la mayoría de los alumnos de sexto en el año académico que empieza en 2010 son de la cohorte de edad 2005. De modo que para estandarizar las calificaciones necesitamos calibrar los parámetros de la cohorte de edad 2005. Igualamos θ al valor calibrado para las cohortes de edad 2003-2004 y calibramos α_{gs}^{2005} para que repliquen la media de las notas sin estandarizar de los alumnos no repetidores de la cohorte de edad 2005 así como la proporción de estos alumnos entre todos los alumnos de sexto en el año académico que empieza en 2010 a nivel de escuela y género.

5.3 Simulaciones contrafactuales

Ahora usamos el modelo para simular los datos y estimar los efectos de pares de género usando los enfoques de cohortes de edad y cursos escolares. Todas las simulaciones se basan en 1.000 niños por escuela y cohorte de edad. Las simulaciones también tienen en común el hecho que el número de niñas viene determinado por una probabilidad de ser niña ϕ_s^t específica a cada escuela y cohorte de edad. Esta probabilidad es igual a la proporción de niñas a nivel de escuela y cohorte de edad para las cohortes 2003 y 2004, las dos cohortes de edad que observamos en su totalidad. Para todas las demás cohortes de edad, la probabilidad es igual a la proporción media de niñas en la misma escuela en las cohortes de edad 2003 y 2004.

Una vez se determina el género de alumnos, sacamos su aptitud de la distribución de aptitudes específica a cada escuela, cohorte de edad y género. Entonces los alumnos de la cohorte de edad t son asignados al sexto en el año académico que empieza en $t+5$ si su aptitud está por encima del umbral para pasar de curso p_{gs}^t . Si la aptitud de los alumnos está por debajo del umbral académico, les asignamos al sexto en el año académico que empieza en $t+6$ ya que repiten un curso. Alumnos que repiten curso experimentan un cambio de aptitud de sexto δ_{gs}^t . Las calificaciones del test de alumnos de sexto se obtienen a partir de su aptitud. En el caso de una distribución uniforme y una normal calibrada con calificaciones estandarizadas, las notas del test de alumnos se igualan a su aptitud en el sexto. En el caso de una distribución calibrada con las calificaciones sin estandarizar, las notas de los alumnos se igualan a su aptitud estandarizada con la aptitud de todos los alumnos de sexto que hicieron el test en el mismo año. Los datos de alumnos simulados con el modelo se usan para crear dos bases de datos. La primera base de datos consiste del género y las calificaciones de todos los alumnos de sexto en años académicos que empiezan en 2008 y 2009. Necesitamos estos datos para estimar efectos de pares de género usando el enfoque de curso escolar. La segunda base de datos consiste del género y calificaciones de todos los alumnos en las cohortes de nacimiento 2003 y 2004. Necesitamos estos datos para estimar efectos de pares de género usando el enfoque de cohortes de edad.

La calificación media a nivel de grado se obtiene como

$$(40) \\ test_{gs\tau} = \mu_{gs\tau} (\text{nota media de niñas y niños no repetidores en cohorte de edad } \tau - 5) \\ + (1 - \mu_{gs\tau}) (\text{nota media de niñas y niños repetidores en cohorte de edad } \tau - 6)$$

donde $\tau = 2008$ para el año académico que empieza en 2008 y $\tau = 2009$ para el año académico que empieza en 2009; $\mu_{gs\tau}$ es la proporción de niñas y niños no repetidores entre alumnos de sexto de su mismo género en escuela s . La proporción de niñas entre todos alumnos de sexto en la escuela s es

$$(41) \\ girlsh_{s\tau} = \frac{\text{niñas no repetidoras en cohorte de edad } \tau - 5 + \text{niñas repetidoras en cohorte de edad } \tau - 6}{\text{todos los alumnos de sexto en el año académico que empieza en } \tau}.$$

Con (41) y (42) podemos estimar los efectos de pares de género a nivel de curso regresando los cambios en el rendimiento en el test de niñas y niños entre años académicos que empiezan en 2009 y 2010, $test_{gs2010} - test_{gs2009}$ entre escuelas s sobre los correspondientes cambios en la proporción de niñas entre todos los alumnos de sexto, $girlsh_{s2010} - girlsh_{s2009}$. Las calificaciones estandarizadas medias a nivel de cohorte de edad se obtienen de la siguiente manera

$$(42) \\ test_{gs}^t = \lambda_{gs}^t (\text{nota media de niñas o niños no repetidores en la cohorte de edad } t) \\ + (1 - \lambda_{gs}^t) (\text{nota media de niñas o niños repetidores en la cohorte de edad } t)$$

donde $t = 2003, 2004$; λ_{gs}^t es la proporción de niñas o niños no repetidores entre los alumnos del mismo género en cohorte de nacimiento t y escuela s . Con (42) y la proporción de niñas en cohortes de edad 2003 y 2004 podemos estimar efectos de pares de género a nivel de cohortes de edad regresando los cambios en las calificaciones medias de niñas y niños entre cohortes de edad 2003 y 2004, $test_{gs}^{2004} - test_{gs}^{2003}$, entre escuelas sobre los cambios correspondientes en la proporción de niñas en estas cohortes de edad.

Estimación y simulación de base

En la simulación de base, simulamos nuestros datos suponiendo que todos los parámetros del modelo tienen sus valores calibrados. Entonces los datos simulados se usan para estimar efectos de pares de género usando los enfoques de cohortes de edad y cursos escolares. Como la calibración replica

las calificaciones medias a nivel de escuela, cohorte de edad y género para cohortes de edad 2003 y 2004 y la proporción de niñas en estas cohortes de edad, nuestros efectos de pares de género estimados a nivel de cohortes de género con datos simulados son muy parecidos a nuestros resultados empíricos reales estimados para España. Esto también es así con los efectos de pares de género estimados a nivel de curso escolar ya que la calibración también replica las calificaciones medias a nivel de escuela, curso y género para alumnos de sexto y la proporción de niñas en los años académicos que empiezan en 2008 y 2009. La razón por la cual los efectos de pares de género estimados con los datos simulados no coinciden exactamente con los resultados empíricos reales es que en la simulación todas las cohortes de edad son iguales mientras en nuestros datos el tamaño de cohortes de edad varía un poco entre escuelas y años.

Simulación y estimación contrafactual

En nuestra simulación contrafactual bajamos sucesivamente los umbrales académicos para pasar de curso en la misma cantidad para todas las escuelas, cohortes y géneros, empezando por los umbrales calibrados. Todos los demás parámetros del modelo se mantienen en sus valores base. Entonces usamos los modelos con los umbrales académicos más bajos para simular los datos de los alumnos de la manera expuesta anteriormente y estimamos los efectos de pares de género a nivel de curso escolar y a nivel de cohorte de edad. Esto nos permite comparar los efectos de pares de género estimados usando enfoques basados en cursos escolares y los basados en cohortes de nacimiento con tasas de repetición sucesivamente más bajas.

Nuestros resultados se resumen en Tablas 4, 5 y 6. Los resultados base están en la fila (1). Filas (2)-(6) contienen resultados para umbrales académicos y tasas de repetición de curso sucesivamente más bajas. En la fila (6) los umbrales académicos son tan bajos que ningún alumno repite curso, y esto es cuando los enfoques basados en curso escolar y cohortes de edad coinciden. En todas las tablas encontramos que el enfoque basado en cursos escolares puede producir efectos de pares de género espurios de niñas sobre niñas cuando la tasa de repetición es más baja que la media de la OCDE o la UE, vean los resultados en la fila (3) en Tablas 4, 5 y 6. De hecho el enfoque basado en cursos escolares sigue produciendo efectos de pares de género espurios de

niñas sobre niñas incluso cuando la proporción de alumnos repetidores está al rededor de tan sólo un 2 por ciento. Sin embargo, estos resultados hay que tomarlos con precaución ya que esta simulación es para tasas de repetición mucho más bajas que las de los datos usados para la calibración.

6. CONCLUSIÓN

Nuestro objetivo ha sido hacer dos contribuciones a la investigación sobre los efectos de pares de género en escuelas. Primero, proporcionar una estimación de los efectos de pares de género en España. Encontramos que niños tienden a obtener mejores resultados académicos cuando la proporción de niñas en su cohorte de edad es mayor, incluso en matemáticas donde en promedio las niñas tienen peor rendimiento que niños. Por el otro lado, el rendimiento académico de niñas no varía de manera estadísticamente significativa con la proporción de niñas en su cohorte de edad. El efecto de pares de género positivo de niñas sobre niños se puede deber a que el mejor ambiente que viene con más niñas en la clase, vean Lavy y Schlosser (2011) para evidencia empírica, sobretodo beneficia a niños. En cualquier caso, nuestros resultados implican que el rendimiento académico en clase se maximiza cuando la proporción de niñas es igual a la de niños. Nuestra segunda contribución ha sido metodológica. Hemos demostrado que el enfoque existente para estimar los efectos de pares género en escuelas – el enfoque basado en cursos escolares – tiene importantes inconvenientes cuando niñas y niños con bajo rendimiento académico repiten curso. Como las tasas de repetición en España son relativamente altas, hemos desarrollado un enfoque alternativo basado en cohortes de edad. Si hubiésemos usado el enfoque basado en cursos, nuestra conclusión en cuanto a los efectos de pares de género habría sido la contraria. Nuestras simulaciones contrafactuales sugieren que las estrategias basadas en cohortes de edad y las basadas en el curso escolar pueden producir diferentes patrones de efectos de pares relacionados con el género incluso cuando las tasas de repetición escolar son bajas.

APÉNDICE

Para demostrar los resultados de las inecuaciones en (12), (19) y (25), primero linealizamos los cambios dentro de la escuela en la proporción de niñas a nivel de curso en cursos superiores, $\Delta girlsh_{s\tau} = girlsh_{\tau} - girlsh_{\tau-1}$, al rededor de $\phi_s^t = 0.5$, $\alpha_{gs}^t = \alpha$, y $p_{gs}^t = p$. Usando (2) y (10), la linealización nos da

$$(A1) \Delta girlsh_{g\tau} = (\Delta \lambda_{fs}^{\tau-1} - \Delta \lambda_{ms}^{\tau-1} - \Delta \lambda_{fs}^{\tau-2} + \Delta \lambda_{ms}^{\tau-2})/4 + \lambda \Delta \phi^{\tau-1} + (1 - \lambda) \Delta \phi^{\tau-2}$$

donde $\lambda = (\alpha + \theta - p)/2\theta$, $\Delta \lambda_{gs}^t = (\alpha_{gs}^t - p_{gs}^t - \alpha_{gs}^{t-1} + p_{gs}^{t-1})/2\theta$, y $\Delta \phi^t = \phi^t - \phi^{t-1}$. Linealizando el cambio dentro de la escuela en los resultados de test para niñas y niños en cursos superiores, $\Delta test_{g\tau} = test_{g\tau} - test_{g\tau-1}$, usando (4)-(9) nos da

$$(A2) \Delta test_{g\tau} = \lambda (\Delta \alpha_{gs}^{\tau-1} + \Delta p_{gs}^{\tau-1})/2 + (1 - \lambda) (\Delta \alpha_{gs}^{\tau-2} + \Delta p_{gs}^{\tau-2})/2 + (\theta - \delta) [2(1 - \lambda) \lambda (2\phi_s^{\tau-2} - \phi_s^{\tau-1} - \phi_s^{\tau-3}) + (1 - \lambda) \Delta \lambda_{gs}^{\tau-1} + \lambda \Delta \lambda_{gs}^{\tau-2}]$$

donde $\Delta \alpha_{gs}^t = \alpha_{gs}^t - \alpha_{gs}^{t-1}$ y $\Delta p_{gs}^t = p_{gs}^t - p_{gs}^{t-1}$.

La formula estándar para la pendiente de la regresión de mínimos cuadrados implica que el signo de la pendiente de mínimos cuadrados cuando regresamos (A2) sobre (A1) es igual al signo de la covarianza entre $\Delta girlsh_{s\tau}$ y $\Delta test_{g\tau}$. De modo que procedemos a calcular esta covarianza bajo diferentes supuestos que sustentan los resultados derivados de las inecuaciones en (12), (19) y (25). Por ejemplo, la inecuación en (12) fue derivada suponiendo $\alpha_{gs}^t = \alpha$, $p_{gs}^t = p$ y de ahí $\lambda_{gs}^t = \lambda$. En este caso (A1) se simplifica a $\Delta girlsh_{g\tau} = \lambda \phi_s^{\tau-1} - \lambda \phi_s^{\tau-2} + (1 - \lambda) \phi_s^{\tau-2} - (1 - \lambda) \phi_s^{\tau-3}$ y (A2) a $\Delta test_{g\tau} = 2(\theta - \delta)(1 - \lambda) \lambda (2\phi_s^{\tau-2} - \phi_s^{\tau-1} - \phi_s^{\tau-3})$. De este modo, el supuesto de unas perturbaciones sobre la proporción de niñas en una cohorte

de edad en (11) distribuidas idéntica e independientemente implica $Cov(\Delta girlsh_{s\tau}, \Delta test_{g\tau}) = 6(\theta - \delta)(2\lambda - 1)(1 - \lambda) \lambda Var(\eta)$. Como (3) implica que $0 < \lambda < 1$, resulta que la regresión de mínimos cuadrados de los cambios dentro de la escuelas en el rendimiento en el test de las niñas en cursos superiores sobre los cambios dentro de la escuela en la proporción de niñas en cursos superiores produce una pendiente de mínimos cuadrados estrictamente positiva si $(\theta - \delta)(2\lambda - 1) Var(\eta) > 0$, lo que demuestra la (12).

La inecuación en (19) se deriva suponiendo que $p_{gs}^t = p$. Sustituyendo en (A1) y (A2) resulta que $Cov(\Delta girlsh_{s\tau}, \Delta test_{g\tau}) = 3(2\lambda - 1) \delta (1 - \rho_{\epsilon}) Var(\epsilon) / 16\theta^2$. Debido a que suponemos que $\theta > 0$, esto implica una pendiente de mínimos cuadrados estrictamente positiva cuando regresamos (A2) sobre (A1) si $(2\lambda - 1) \delta (1 - \rho_{\epsilon}) Var(\epsilon) > 0$, lo que demuestra la (19). El resultado en (25) se puede demostrar de forma análoga.

Tabla 1 – Balance a nivel de cohortes de nacimiento (escuelas de dos clases por curso)

| | Niños | Niñas |
|-------------------------------------|------------------|-----------------|
| Profesión del padre | | |
| Profesión 1 | 0,01 (0,02) | 0,02 (0,01) |
| Profesión 2 | 0,01 (0,04) | -0,02 (0,04) |
| Profesión 3 | 0,07 (0,04) | -0,03 (0,04) |
| Profesión 4 | -0,02 (0,01) | 0,00 (0,01) |
| Profesión 5 | -0,06 (0,04) | -0,02 (0,04) |
| Profesión 6 | -0,07* (0,04) | 0,04 (0,04) |
| Profesión 7 | 0,03 (0,03) | -0,01 (0,03) |
| Profesión 8 | 0,05* (0,03) | 0,02 (0,03) |
| Educación del padre | | |
| Sin educación obligatoria | 0,01 (0,03) | -0,04 (0,03) |
| Educación obligatoria | 0,03 (0,06) | 0,00 (0,01) |
| Bachillerato o F.P. | -0,05 (0,04) | 0,02 (0,04) |
| Universitarios | 0,00 (0,04) | 0,02 (0,05) |
| Con quien vive habitualmente | | |
| Vive con la madre | 0,02 (0,04) | -0,01 (0,04) |
| Vive con el padre | -0,05 (0,08) | 0,03 (0,09) |
| Un hermano | 0,16 (0,10) | -0,11 (0,11) |

Tabla 1 – Balance a nivel de cohortes de nacimiento (escuelas de dos clases por curso)

| | Niños | Niñas |
|--|-----------------|--------------------|
| Con quien vive habitualmente | | |
| Otros familiares | -0,11 (0,08) | 0,01 (0,08) |
| Otras situaciones | -0,03 (0,07) | 0,01 (0,06) |
| Profesión de la madre | | |
| Profesión 1 | 0,01 (0,01) | -0,01 (0,01) |
| Profesión 2 | 0,06* (0,04) | -0,02 (0,03) |
| Profesión 3 | -0,03 (0,04) | -0,05 (0,04) |
| Profesión 4 | -0,02 (0,03) | -0,01 (0,03) |
| Profesión 5 | -0,03 (0,04) | -0,11*** (0,04) |
| Profesión 6 | 0,00 (0,01) | -0,02** (0,01) |
| Profesión 7 | 0,00 (0,02) | 0,00 (0,02) |
| Profesión 8 | -0,02 (0,05) | -0,04 (0,05) |
| Educación de la madre | | |
| Sin educación obligatoria | 0,00 (0,03) | -0,01 (0,04) |
| Educación obligatoria | 0,04 (0,05) | -0,06 (0,05) |
| Bachillerato o F.P. | 0,00 (0,05) | 0,04 (0,04) |
| Universitarios | -0,04 (0,05) | -0,03 (0,05) |
| Inicio de colegio o pre-escolar | | |
| Antes de los 3 años | -0,02 (0,06) | 0,00 (0,05) |
| Entre los 3 y los 5 años | 0,01 (0,05) | 0,00 (0,05) |
| A los 6 años | 0,02 (0,02) | -0,01 (0,02) |
| A los 7 años o más | -0,01 (0,02) | 0,00 (0,02) |
| Edad de llegada | | |
| 0 | 0,00 (0,01) | -0,01 (0,01) |
| 1 | 0,01 (0,01) | 0,00 (0,02) |
| 2 | 0,00 (0,01) | -0,01 (0,02) |
| 3 | 0,01 (0,02) | 0,02 (0,02) |
| 4 | 0,01 (0,02) | 0,02 (0,01) |
| 5 | 0,00 (0,02) | -0,01 (0,02) |
| 6 | 0,00 (0,01) | 0,01 (0,01) |
| 7 | -0,01 (0,01) | 0,02 (0,01) |

Tabla 1 – Balance a nivel de cohortes de nacimiento (escuelas de dos clases por curso)

| | Niños | Niñas |
|---------------------------|-----------------|-----------------|
| Edad de llegada | | |
| 8 | -0,01 (0,01) | -0,01 (0,02) |
| 9 | 0,01 (0,02) | -0,04 (0,02) |
| 10 | 0,02 (0,02) | 0,01 (0,02) |
| 11 | 0,00 (0,01) | 0,02 (0,01) |
| 12 | 0,00 (0,00) | 0,00 (0,00) |
| Inmigrantes | | |
| | 0,05 (0,04) | 0,00 (0,04) |
| Educación especial | | |
| | 0,02 (0,02) | -0,02 (0,02) |

Errores estándar robustos en clúster por escuelas entre paréntesis, excepto valor-P del estadístico F conjunto.

* Significativo al nivel del 10%

** Significativo al nivel del 5%

*** Significativo al nivel del 1%

Para el estadístico F se incluyen todas las variables de la tabla excepto nuevos inmigrantes.

Las variables incluidas describen el entorno familiar e individual del alumno. Profesiones: Militar (1), Dirige una empresa, trabaja en un Ministerio, en la Comunidad Autónoma o el Ayuntamiento (2), Profesional o técnico (3), Secretaria (4), Trabaja en un restorán o en hotel, policía, bombero, vendedor, dependiente de tienda, cajero (5), Trabaja en la construcción, mantenimiento o albañil (6), Trabaja en una fábrica (7), Trabaja en servicio doméstico, conserjería, vigilancia de seguridad, servicios de limpieza (8). Educación de los padres: No acabó los estudios obligatorios (Sin educación obligatoria), Estudios obligatorios ESO o EGB (Estudios obligatorios), Bachillerato o Formación Profesional (Bachillerato o F.P.), Universitarios.

Con quien vive habitualmente: Estas variables no son mutuamente excluyentes. Inicio de colegio o pre-escolar: La pregunta es ¿A qué edad empezaste a ir al colegio, escuela infantil o casa de niños (guardería). Edad de llegada: edad de llegada del alumno a España, para los nativos es 0. Inmigrante: al menos el estudiante y uno de los padres nació fuera de España. Nuevo inmigrante: igual que inmigrante pero el alumno llegó a España con 3 años o más. Educación especial: alumno de integración.

Tabla 2 – Estimaciones de efecto de la proporción de niñas sobre los resultados de las pruebas a nivel de cohortes de nacimiento

| | Panel A: Escuelas de 2 clases por curso | | | | | |
|------------------------|---|----------------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | Niños | Niñas | Niños | Niñas | Niños | Niñas |
| Resultado medio | 0.21* (0,12) | 0,08 (0,12) | 0.24** (0,11) | 0,09 (0,11) | 0.24** (0,11) | 0,08 (0,11) |
| Matemáticas | 0.21* (0,12) | 0,07 (0,12) | 0.23** (0,11) | 0,08 (0,12) | 0.23** (0,11) | 0,07 (0,12) |
| Controles individuales | | | * | * | * | * |
| Controles de pares | | | | | * | * |

Coefficientes estimados de la proporción de niñas para distintas variables dependientes.

Errores estándar robustos en clúster por escuelas entre paréntesis.

* Significativo al nivel del 10%

** Significativo al nivel del 5%

*** Significativo al nivel del 1%

*** Significant at the 1% level

Los controles individuales incluidos son los mismos que las variables usadas en las estimaciones de balance.

Los controles de pares se calculan en base a la proporción de padres y madres según nivel educativo y la proporción de inmigración.

Tabla 2 – Estimaciones de efecto de la proporción de niñas sobre los resultados de las pruebas a nivel de cohortes de nacimiento

| Panel B: Escuelas de 1 clase por curso | | | | | | |
|--|----------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | Niños | Niñas | Niños | Niñas | Niños | Niñas |
| Resultado medio | 0,18 (0,18) | -0,11 (0,16) | 0,31* (0,18) | 0,02 (0,16) | 0,32** (0,18) | 0,02 (0,16) |
| Matemáticas | 0,28 (0,18) | -0,16 (0,18) | 0,40** (0,17) | -0,04 (0,17) | 0,39** (0,18) | -0,07 (0,16) |
| Controles individuales | | | * | * | * | * |
| Controles de pares | | | | | * | * |

| Panel C: Todas las escuelas | | | | | | |
|-----------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | Niños | Niñas | Niños | Niñas | Niños | Niñas |
| Resultado medio | 0,11 (0,11) | 0,06 (0,11) | 0,13 (0,10) | 0,05 (0,10) | 0,12 (0,10) | 0,04 (0,10) |
| Matemáticas | 0,12 (0,11) | 0,04 (0,11) | 0,14 (0,10) | 0,04 (0,11) | 0,14 (0,10) | 0,03 (0,10) |
| Controles individuales | | | * | * | * | * |
| Controles de pares | | | | | * | * |

Coefficientes estimados de la proporción de niñas para distintas variables dependientes.

Errores estándar robustos en clúster por escuelas entre paréntesis.

* Significativo al nivel del 10%

** Significativo al nivel del 5%

*** Significativo al nivel del 1%

*** Significant at the 1% level

Los controles individuales incluidos son los mismos que las variables usadas en las estimaciones de balance.

Los controles de pares se calculan en base a la proporción de padres y madres según nivel educativo y la proporción de inmigración.

Tabla 3 – Efecto de la política de repetición sobre el sesgo de Estimación – Distribución Normal

| | Tasa de retención | | Cursos escolares | | Cohortes de nacimiento | | |
|----------|-------------------|-------|------------------|--------|------------------------|--------|--------|
| | Niños | Niñas | Niños | Niñas | Niños | Niñas | |
| (1) Base | 0,188 | 0,152 | 0,09 | 0,43 | 0,24 | 0,10 | |
| (2) | 0,100 | 0,078 | 0,02 | 0,55 | 0,26 | 0,11 | |
| (3) | 0,075 | 0,057 | 0,03 | 0,53 | 0,27 | 0,11 | |
| (4) | 0,050 | 0,037 | 0,07 | 0,48 | 0,28 | 0,12 | |
| (5) | 0,025 | 0,018 | 0,15 | 0,37 | 0,28 | 0,12 | |
| (6) | 0,000 | 0,000 | 0,29 | 0,14 | 0,29 | 0,14 | |
| | | | Error estándar | (0,14) | (0,15) | (0,14) | (0,15) |

Los coeficientes son el promedio sobre 100 replicaciones, se presenta el error estándar promedio entre paréntesis.

Tabla 4 – Efecto de la política de repetición sobre el sesgo de Estimación – Distribución Exponencial

| | Tasa de retención | | Cursos escolares | | Cohortes de nacimiento | | |
|----------|-------------------|-------|------------------|--------|------------------------|--------|--------|
| | Niños | Niñas | Niños | Niñas | Niños | Niñas | |
| (1) Base | 0,189 | 0,157 | 0,04 | 0,46 | 0,23 | 0,11 | |
| (2) | 0,100 | 0,081 | 0,01 | 0,55 | 0,24 | 0,11 | |
| (3) | 0,075 | 0,059 | 0,02 | 0,52 | 0,24 | 0,11 | |
| (4) | 0,050 | 0,039 | 0,06 | 0,46 | 0,24 | 0,11 | |
| (5) | 0,025 | 0,019 | 0,13 | 0,36 | 0,24 | 0,12 | |
| (6) | 0,000 | 0,000 | 0,25 | 0,12 | 0,25 | 0,12 | |
| | | | Error estándar | (0,13) | (0,13) | (0,13) | (0,13) |

Los coeficientes son el promedio sobre 100 replicaciones, se presenta el error estándar promedio entre paréntesis.

Tabla A1 – Estadística descriptiva de las muestras de 2009, 2010 y 2011

| | 2009 | | | 2010 | | | 2011 | | |
|----------------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | Total | Niños | Niñas | Total | Niños | Niñas | Total | Niños | Niñas |
| Número de escuelas | 1155 | | | 1155 | | | 1155 | | |
| Escuelas de 2 cursos por clase | 908 | | | 908 | | | 908 | | |
| Escuelas de 1 curso por clase | 331 | | | 331 | | | 331 | | |
| Número de alumnos evaluados | 50158 | 25712 | 24446 | 48865 | 25076 | 23789 | 50828 | 26022 | 24806 |
| Resumen de los resultados | Todos | Niños | Niñas | Todos | Niños | Niñas | Todos | Niños | Niñas |
| Resultado general | 5,34 (2,24) | 5,36 (2,27) | 5,33 (2,21) | 6,44 (2,24) | 6,50 (2,29) | 6,39 (2,19) | 6,52 (2,04) | 6,56 (2,08) | 6,48 (2,00) |
| Matemáticas | 5,00 (2,53) | 5,17 (2,54) | 4,81 (2,51) | 5,45 (2,74) | 5,65 (2,73) | 5,23 (2,73) | 6,07 (2,80) | 6,16 (2,79) | 5,98 (2,80) |
| Repetidores (%) | 14,87 | 16,33 | 13,33 | 14,04 | 15,22 | 12,80 | 14,78 | 16,24 | 13,25 |
| Repetición más de una vez (%) | 0,41 | 0,49 | 0,34 | 0,39 | 0,42 | 0,37 | 0,56 | 0,70 | 0,42 |
| Inmigración (%) | 18,60 | 18,43 | 18,77 | 17,15 | 16,98 | 17,32 | 16,91 | 16,99 | 16,84 |
| Educación del padre | | | | | | | | | |
| Sin educación obligatoria (%) | 9,52 | 9,07 | 10,00 | 8,80 | 8,42 | 9,21 | 8,18 | 7,74 | 8,64 |
| ESO o EGB (%) | 34,86 | 34,64 | 35,09 | 36,09 | 35,96 | 36,24 | 35,84 | 35,64 | 36,06 |
| Bachillerato o F.P. (%) | 16,59 | 16,50 | 16,69 | 17,29 | 17,04 | 17,56 | 17,88 | 17,91 | 17,85 |
| Universitarios (%) | 39,03 | 39,79 | 38,21 | 37,81 | 38,58 | 37,00 | 39,79 | 38,71 | 37,45 |
| Educación de la madre | | | | | | | | | |
| Sin educación obligatoria (%) | 9,10 | 8,20 | 10,05 | 8,14 | 7,20 | 9,12 | 7,69 | 6,93 | 8,50 |
| ESO o EGB (%) | 33,10 | 32,70 | 33,53 | 33,88 | 33,44 | 34,33 | 33,58 | 33,04 | 34,15 |
| Bachillerato o F.P. (%) | 18,15 | 18,20 | 18,11 | 18,85 | 18,87 | 18,84 | 18,83 | 18,89 | 18,78 |
| Universitarios (%) | 39,64 | 40,90 | 38,31 | 39,13 | 40,49 | 37,71 | 39,89 | 41,14 | 38,58 |

Tabla A2 – Balance a nivel de curso escolar

| | Niños | Niñas |
|-------------------------------------|------------------|-------------------|
| Profesión del padre | | |
| Profesión 1 | 0,01 (0,02) | 0,01 (0,01) |
| Profesión 2 | 0,00 (0,04) | 0,02 (0,04) |
| Profesión 3 | 0,04 (0,04) | -0,03 (0,05) |
| Profesión 4 | -0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) |
| Profesión 5 | -0,07 (0,05) | 0,04 (0,05) |
| Profesión 6 | 0,03 (0,04) | 0,02 (0,04) |
| Profesión 7 | 0,03 (0,03) | 0,01 (0,03) |
| Profesión 8 | 0,00 (0,03) | 0,01 (0,03) |
| Educación del padre | | |
| Sin educación obligatoria | 0,01 (0,04) | 0,01 (0,04) |
| Educación obligatoria | 0,07 (0,06) | -0,02 (0,06) |
| Bachillerato o F.P. | -0,03 (0,03) | -0,02 (0,05) |
| Universitarios | -0,07 (0,05) | 0,04 (0,05) |
| Con quien vive habitualmente | | |
| Vive con la madre | -0,03 (0,06) | 0,02 (0,05) |
| Vive con el padre | -0,04 (0,09) | -0,05 (0,10) |
| Un hermano | 0,08 (0,11) | -0,06 (0,13) |
| Más de un hermano | -0,06 (0,09) | 0,00 (0,01) |
| Otros familiares | -0,05 (0,07) | 0,11* (0,07) |
| Otras situaciones | 0,05 (0,04) | -0,05 (0,04) |
| Profesión de la madre | | |
| Profesión 1 | 0,01 (0,01) | -0,01 (0,00) |
| Profesión 2 | 0,04 (0,04) | -0,02 (0,04) |
| Profesión 3 | -0,08* (0,05) | 0,01 (0,04) |
| Profesión 4 | 0,02 (0,03) | 0,02 (0,03) |
| Profesión 5 | 0,04 (0,04) | 0,13** (0,05) |
| Profesión 6 | -0,01 (0,01) | 0,03*** (0,01) |
| Profesión 7 | -0,03 (0,02) | -0,02 (0,02) |
| Profesión 8 | 0,01 (0,05) | -0,14** (0,06) |

Errores estándar robustos en clúster por escuelas entre paréntesis, excepto valor-P del estadístico F conjunto.

* Significativo al nivel del 10%

** Significativo al nivel del 5%

Tabla A2 – Balance a nivel de curso escolar

| | Niños | Niñas |
|--|-----------------|--------------------|
| Educación de la madre | | |
| Sin educación obligatoria | 0,01 (0,04) | 0,01 (0,04) |
| Educación obligatoria | 0,07 (0,06) | -0,02 (0,06) |
| Bachillerato o F.P. | -0,03 (0,03) | -0,02 (0,05) |
| Universitarios | -0,07 (0,05) | 0,04 (0,05) |
| Inicio de colegio o pre-escolar | | |
| Antes de los 3 años | -0,08 (0,06) | 0,02 (0,06) |
| Entre los 3 y los 5 años | 0,08 (0,06) | 0,01 (0,06) |
| A los 6 años | 0,00 (0,06) | 0,01 (0,02) |
| A los 7 años o más | -0,01 (0,06) | -0,03*** (0,02) |
| Edad de llegada | | |
| 1 | 0,01 (0,01) | -0,01 (0,01) |
| 2 | 0,01 (0,01) | 0,02 (0,02) |
| 3 | -0,01 (0,02) | 0,00 (0,02) |
| 4 | 0,02 (0,02) | 0,01 (0,02) |
| 5 | 0,00 (0,02) | 0,03* (0,02) |
| 6 | -0,01 (0,01) | -0,01 (0,02) |
| 7 | 0,00 (0,01) | 0,02 (0,01) |
| 8 | 0,01 (0,02) | -0,01 (0,01) |
| 9 | 0,03* (0,02) | -0,03** (0,02) |
| 10 | -0,01 (0,02) | 0,00 (0,02) |
| 11 | 0,00 (0,01) | -0,01 (0,01) |
| 12 | 0,00 (0,01) | 0,00 (0,01) |
| 13 | 0,00 (0,00) | 0,00 (0,00) |
| Inmigrantes | | |
| Inmigrantes | 0,05 (0,04) | 0,01 (0,04) |
| Educación especial | | |
| Educación especial | 0,03 (0,02) | 0,00 (0,02) |

*** Significativo al nivel del 1%

Para el estadístico F se incluyen todas las variables de la tabla excepto nuevos inmigrantes.

Las variables incluidas describen el entorno familiar e individual del alumno. Profesiones: Militar (1), Dirige una empresa trabaja en un Ministerio, en la Comunidad Autónoma o el Ayuntamiento (2), Profesional o técnico (3), Secretaría (4), Trabaja en un restorán o en hotel, policía, bombero, vendedor, dependiente de tienda, cajero (5), Trabaja en la construcción mantenimiento o albañil (6), Trabaja en una fábrica (7), Trabaja en servicio doméstico, conserjería, vigilancia de seguridad, servicios de limpieza (8). Educación de los padres: No acabó los estudios obligatorios (Sin educación obligatoria), Estudios obligatorios ESO o EGB (Estudios obligatorios), Bachillerato o Formación Profesional (Bachillerato o F.P.), Universitarios. Con quien vive habitualmente: Estas variables no son mutuamente excluyentes. Inicio de colegio o pre-escolar: La pregunta es ¿A qué edad empezaste a ir al colegio, escuela infantil o casa de niños (guardería). Edad de llegada: edad de llegada del alumno a España, para los nativos es 0. Inmigrante: al menos el estudiante y uno de los padres nació fuera de España. Nuevo inmigrante: igual que inmigrante pero el alumno llegó a España con 3 años o más. Educación especial: alumno de integración.

BIBLIOGRAFÍA

- Bedard, Kelly and Elizabeth Dhuey (2006), “The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects.” *Quarterly Journal of Economics*, 121(4), pp. 1437-1472.
- Caldera Sánchez, Aida and Dan Andrews (2011), “To Move or Not To Move: What Drives Residential Mobility Rates in the OECD?” *OECD Economics Department WP 846*.
- Calsamiglia, Caterina and Maia Guell (2013), “The Illusion of Choice: Evidence from Barcelona.” Mimeo, Autonomous University of Barcelona.
- Encuesta de Población Activa (2010), Instituto Nacional de Estadística.
- European Commission (2011), “Grade Retention during Compulsory Education in Europe: Regulations and Statistics.” *Education, Audiovisual and Culture Executive Agency, European Commission*.
- Eurostat Regional Yearbook (2011), Eurostat.
- Hanushek, Eric, John Kain, and Steven Rivkin (2004), “Disruption versus Tiebout Improvement: The Costs and Benefits of Switching Schools.” *Journal of Public Economics*, 88(9-10), pp. 1721-1746.
- Hoxby, Caroline (2000), “Peer effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation.” *National Bureau of Economic Research WP 7867*.
- INEbase (2013), Instituto Nacional de Estadística.
- Jacob, Brian and Lars Lefgren (2004), “Remedial Education and Student Achievement: A Regression-Discontinuity Analysis.” *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), pp. 226-244.
- Jacob, Brian and Lars Lefgren (2009), “The Effect of Grade Retention on High School Completion.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(3), pp. 33-58.
- Lavy, Victor and Analía Schlosser (2011), “Mechanisms and Impacts of Gender Peer Effects at School.” *American Economic Journal: Applied Economics*, Volume 3(2), pp. 1-33.
- Manacorda, Marco (2012), “The Cost of Grade Retention.” *The Review of Economics and Statistics*, 94(2), pp. 596-606.
- PISA (2009), *The PISA International Database*. OECD.
- PISA (2009), *School Sampling Preparation Manual*, OECD.
- Sacerdote, Bruce (2011), “Peer Effects in Education: How Might They Work, How Big Are They and How Much Do We Know Thus Far?” *Handbook of the Economics of Education*, 3, pp. 249-277.
- Texas Education Agency (1999, 2011), *grade level Retention in Texas Public Schools*. Office of Policy Planning and Research.
- U.S. General Accounting Office (1994), “Elementary School Children: Many Change Schools Frequently, Harming Their Education.” *Health, Education, and Human Services Division*.
- Whitmore, Diane (2005). “Resource and Peer Impacts on Girls’ Academic Achievement: Evidence from a Randomized Experiment.” *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 95(2), pp. 199-203.
- Whitmore Schanzenbach, Diane (2006), “What Have Researchers Learned from Project STAR?” *Brookings Papers on Education Policy 2005/2006*, pp. 205-228.

5

¿POR QUÉ EL ABANDONO ESCOLAR SE HA MANTENIDO TAN ELEVADO EN ESPAÑA EN LAS ÚLTIMAS DOS DÉCADAS?

EL PAPEL DE LA LEY DE EDUCACIÓN (LOGSE)

FLORENTINO FELGUEROSO*
MARIA GUTIÉRREZ-DOMÈNECH**
SERGI JIMÉNEZ-MARTÍN***
FEBRERO, 2013
Draft

Abstract

Las tasas de abandono escolar en España descendieron desde el 70% en 1977 hasta el 30% a finales de los años 90, pero se mantuvieron aproximadamente en un 30% en los últimos años. Este trabajo analiza el papel de la Ley Orgánica de Ordenación General del Sistema Educativo (LOGSE) de 1990 para explicar por qué el abandono escolar ha detenido su tendencia a la baja en las dos últimas décadas. Las diferencias interregionales en la implementación de la LOGSE se utilizan para identificar si esta ley contribuyó a detener la mejora de la tasa de abandono escolar observada en años anteriores. Los resultados muestran que la introducción de la ESO (la piedra angular de la LOGSE) fue negativa para los alumnos varones y de alguna manera positiva para las mujeres. Más importante aún, la eliminación del menor nivel de formación profesional (FP-I) redujo las oportunidades de elección de estudiantes al disminuir la probabilidad de continuar con la formación profesional después de terminar la etapa de educación obligatoria. Ello probablemente contribuyó a contener la caída de la tasa de abandono escolar.

* Sergi Jiménez-Martín y Florentino Felgueroso agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Educación español, proyectos #ECO2008-06395-C05 y #ECO2011-30323-C03-02. Damos las gracias a Antonio Ciccone, Oriol Aspachs-Bracons y los participantes de SEA 2011 por sus valiosos comentarios. También agradecemos la traducción de María Jesús González Sanz.

** Universidad de Oviedo and FEDEA.

*** "La Caixa" Research Department.

*** Universitat Pompeu Fabra, Barcelona GSE and FEDEA. Persona de contacto: sergi.jimenez@upf.edu

JEL-Class: I20, J24

PALABRAS CLAVE: abandono escolar, ley de educación, formación profesional

1. INTRODUCCIÓN

El abandono escolar, definido como el porcentaje de la entre 18-24 años cuyo máximo nivel educativo es formación secundaria obligatoria (ISCED 2 según la International Standard Classification of Education),¹ es uno de los principales problemas de los sistemas educativos y es por ello prioritario en la agenda política de la mayoría de los países de la OCDE. El abandono escolar tiene consecuencias negativas sobre las perspectivas del mercado de trabajo, las condiciones de salud y la participación en la sociedad (Heckman y Lafontaine, 2009). En efecto, los costes sociales asociados al abandono escolar son elevados ya que generan una mayor exclusión social y actividades delictivas. Por otra parte, el stock de conocimientos y cualificaciones que posee la fuerza de trabajo contribuye al desarrollo económico. Por tanto, es muy importante entender los factores determinantes del abandono escolar a fin de formular estrategias eficientes para reducirlo.

La tasa de abandono escolar en España disminuyó desde el 70% en 1977 hasta el 30% a mediados de los 90, manteniéndose en ese nivel desde entonces y hasta bien entrada la crisis². Como resultado, las tasas de abandono escolar aún son significativamente elevadas en España, alcanzando el 26,5% en 2011, entre las más altas de Europa, y aproximadamente el doble de la media de la UE-27, que se sitúa en el 13,5%. La trayectoria de las tasas de abandono escolar en las últimas cuatro décadas tuvo, por tanto, una clara ruptura en la tendencia negativa a mediados de los 90. En este sentido es sumamente interesante analizar qué pudo haber ocurrido en la mitad de los años 90 para que se detuviera el secular proceso de caída de la tasa de aban-

¹ Existen varias definiciones para el abandono temprano de la escuela y por ello es necesario establecer de antemano lo que se entiende por abandono (véase CAUCES (2010) para una mayor explicación). En este trabajo, se implementa la medida estándar de la OCDE.

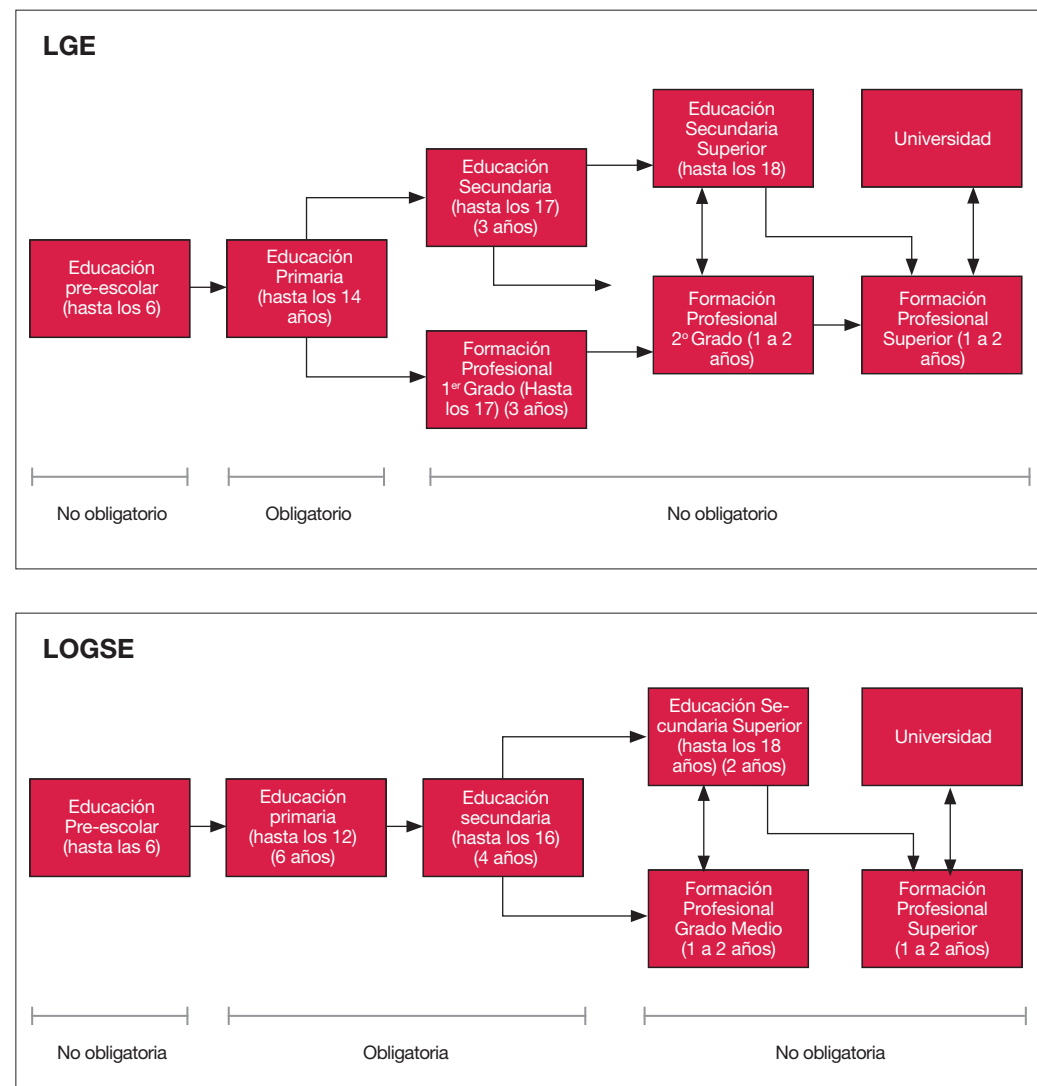
² En los dos últimos años la incidencia del abandono temprano de la escuela disminuyó en cinco puntos porcentuales. Probablemente impulsado por la situación de recesión, ya que los jóvenes están menos atraídos por los trabajos de baja-cualificación que estaban disponibles antes del inicio de la crisis.

dono escolar en España. La hipótesis investigada en este artículo es que la introducción de una nueva ley de educación en en curso 1991-1992 (Ley Orgánica de Ordenación General del Sistema Educativo, LOGSE, aprobada en 1990) fue un importante aspecto que impidió que las tasas de abandono escolar cayeran aún más. Esta ley sustituía a la anterior (Ley General de Educación, LGE, 1970). La figura 1 resume la trayectoria educativa de los dos sistemas.

Bajo la LGE, la educación obligatoria comprendía de los 6 a los 14 años, la EGB (Educación General Básica) o educación primaria, aunque en los ochenta, dado que estaba legalmente prohibido trabajar hasta los 16 desde el Estatuto de los Trabajadores, la escolarización hasta los 16 ya estaba generalizada. A los 14, una importante fracción del alumnado, especialmente aquellos que no conseguían un buen rendimiento en la EGB pasaban a realizar estudios de formación profesional de primer grado hasta la edad de 16 años (FP-I). Esto significaba que la educación obligatoria era sólo obligatoria hasta los 14 años para las personas que completaban la EGB pero de facto seguía hasta los 16 para los que accedían al primer nivel de formación profesional o al bachillerato. Un estudiante que se graduaba de la EGB podía elegir educación secundaria –BUP (Bachillerato Unificado Polivalente) o estudios de formación profesional de segundo grado (FP I) –. Tras la educación secundaria podía realizar un curso especializado para asistir a la universidad –COU (Curso de Orientación Universitaria).

Por otra parte, la LOGSE redujó la duración de la educación primaria, EPO (Educación Primaria Obligatoria), hasta los 12 años, e hizo obligatoria la secundaria ESO (Educación Secundaria Obligatoria) hasta los 16 años. Tras la educación obligatoria, el estudiante podía elegir entre Bachillerato por dos años (hasta los 18 años), y prepararse para ir a la universidad, o realizar estudios de formación profesional (Formación Profesional de Grado Medio). Consiguientemente, la LOGSE estableció varios cambios en la organización educativa, dos de ellos claves para el presente trabajo. En primer lugar, aumentó la edad de escolarización obligatoria para todos los estudiantes por dos años, de 14 a 16 años. En segundo lugar, acortó la educación primaria de 14 a 12 e introdujo un nuevo período de cuatro años de educación secundaria obligatoria (ESO) desde los 12 a los 16. Así pues, la edad de inicio de la educación secundaria no obligatoria aumentó de 14 a 16 años. Como re-

Figura 1. Planes académicos antes y después de la LOGSE



Fuente: López-Mayan (2010) y elaboración propia

sultado, la formación profesional de primer grado (FP-I de 14 a 16 años) fue eliminada y todos los estudiantes de esta edad se vieron obligados a cursar la educación secundaria obligatoria³. Ello hizo que los estudiantes menos interesados en un perfil académico fueran obligados a continuar sin darles

³ En 1990-91, el 39,1% de los varones entre 14 y 15 años y el 31,9% de las mujeres estaban matriculados en FP-I.

la oportunidad de avanzar hacia un tipo de formación más profesional. Este hecho podría haber generado “efectos condiscípulo negativos” (negative peer effects) al emparejar el resto de estudiantes a alumnos menos motivados y con menos intereses académicos, con el problema que ello conlleva para el rendimiento general. Al mismo tiempo, obligar a los estudiantes a permanecer en el sistema educativo por períodos más largos, podría haber provocado una disminución en la fracción que finalmente estudia formación profesional.

En este sentido, son muy importantes para este trabajo las diferencias regionales en el ritmo de implementación de la LOGSE⁴. Ello nos da la posibilidad de construir un experimento natural que utiliza la variación en la aplicación de la ley en todas las regiones. De esta forma, se puede comprobar si el cambio de la LGE a la LOGSE, entre otros factores, ha contribuido a frenar la trayectoria decreciente de las tasas de abandono escolar observadas años atrás. Este es un experimento natural razonable, ya que las diferencias en el tiempo y la velocidad de ejecución de la LOGSE no están correlacionadas con el nivel inicial de las tasas de abandono de estas regiones.

El análisis empírico, utiliza de forma novedosa información sobre el nivel educativo alcanzado en la Encuesta de Población Activa (EPA) para individuos entrevistados en el periodo 1995-2010. En nuestra aplicación, se restringe la muestra a aquellas cohortes potencialmente afectadas por el cambio de la ley, cuyos individuos nacieron entre 1976 y 1987. Estas cohortes estaban en las edades críticas en el período de aplicación gradual de la LOGSE (cursos 1991-1992 a 2000-2001). La reforma tuvo poco impacto en todos los individuos nacidos en las primeras tres cohortes (1976-1979), mientras que las últimas cuatro (1984-1987) estuvieron prácticamente siempre bajo la LOGSE. Alternativamente, las cohortes centrales fueron más o menos afectadas por la LOGSE dependiendo de la región. Aunque esta metodología había sido presentada anteriormente por otros autores (por ejemplo, Lacasa (2006)), no había sido analizada formalmente.

El resto del trabajo se organiza del siguiente modo. En la sección 2, se revisa la literatura. En la sección 3 se presentan los datos y algunas estadísticas descriptivas. También se discute la validez del experimento natural y se

⁴En la Tabla A1 del apéndice se muestra un resumen sobre cómo se implementó la reforma.

examinan las diferencias entre regiones sobre la implementación de la ley de educación LOGSE. La sección 4 presenta la metodología, así como la estrategia de identificación. Los principales resultados obtenidos del análisis se describen en la sección 5. Por último, en la sección 6 se exponen las conclusiones.

2. LA LITERATURA

Esta sección presenta las principales investigaciones sobre abandono escolar, distinguiendo cuatro líneas principales. En primer lugar, algunos estudios investigan los beneficios de la educación utilizando los cambios en las leyes de educación obligatoria como instrumentos, lo que permite estimar el contrafactual para los estudiantes que de otro modo habrían dejado de estudiar antes (véase Angrist y Krueger (1991) y Acemoglu and Angrist (2000) para los Estados Unidos; Harmon and Walker (1995) para Reino Unido; Oreopoulos (2003) para los Estados Unidos, Reino Unido, y Canadá; Brunello and Rocco (2010) para los países Europeos). En general, encuentran que la escuela obligatoria eleva el rendimiento de los individuos que de otro modo hubieran abandonado. Otros estudios examinan los resultados no pecuniarios del abandono escolar, tales como el aumento de los delitos o la probabilidad de terminar en la cárcel (Lochner y Moretti (2004)) y los efectos sobre la mortalidad (Lleras-Muney (2002)).

En segundo lugar, hay modelos estructurales que analizan la elección de la trayectoria educativa, después de la secundaria, entre continuar estudiando, quedarse en casa o emplearse en varios trabajos (Keane y Wolpin (1997)). En este contexto, Eckstein and Wolpin (1998) estudian el progreso en el instituto de secundaria en los EE.UU, donde los individuos pueden trabajar y asistir a la escuela. Sus resultados indican que una política que obligue a los jóvenes a permanecer en el instituto durante cinco años o hasta que se gradúen, sin trabajar, aumentaría el número de graduados de secundaria un poco más de 2 puntos porcentuales. Arcidiacono (2004, 2005) desarrolla un modelo secuencial sobre la probabilidad de asistir a la universidad y muestra que las diferencias en cuanto a rendimiento monetario explican parte de la decisión pero que el factor más determinante es el de las preferencias. Para el caso español, López-Mayán (2009) analiza la posibilidad de elegir

entre el campo académico y el profesional tras la educación obligatoria, y encuentra con que hay una fuerte relación entre la disminución de la tasa de abandono escolar en la educación secundaria superior y el aumento del salario medio anual asociado a la formación profesional.

En tercer lugar, otros estudios investigan los determinantes del abandono escolar centrándose en el entorno familiar, el tipo de escuela, la movilidad intergeneracional, la transmisión y persistencia entre generaciones (Dustmann (2004) y Blanden (2009)); el estado de los mercados laborales locales (Duncan (1965) y Clark (2007)); el tamaño de la cohorte (Felgueroso y Jiménez-Martín (2009)). Por ejemplo, Mora, Escardíbul y Espasa (2010) analizan el impacto de los gastos por alumno, tamaño de las clases y el ratio alumnos por profesor con respecto a las tasas de abandono escolar en los últimos años de la enseñanza secundaria obligatoria en España, y encuentran los signos esperados, aunque la magnitud de los efectos es relativamente pequeña. Lacuesta et al. (2012) estudian cómo varía la asistencia a la escuela en relación a los cambios en los salarios relativos. Su artículo muestra un aumento del ratio del salario de los no cualificados a los cualificados entre los años 1993 y 2001. Este hecho originó un aumento de 1,8 puntos porcentuales en la fracción de los jóvenes que completaron la educación primaria (o menos), principalmente a costa de del ratio de jóvenes que habían terminado el bachillerato.

Por último, diversos autores evalúan las políticas educativas encaminadas a reducir el abandono, sobre todo las relacionadas con los incentivos financieros. Por ejemplo, Dynarski (2003) analiza el impacto de los estímulos monetarios para empezar y terminar la universidad en EE.UU. y Schultz (2003), Todd y Wolpin (2003) estudian el programa PROGRESA en México. Angrist y Lavy (2004) encuentran efectos positivos de los incentivos monetarios para la obtención del certificado de graduación de secundaria en Israel. Dearden et al (2009) muestran que una transferencia monetaria pagada a jóvenes de entre 16-18 años es efectiva para incentivar la permanencia en el sistema educativo a tiempo completo y reducir la proporción de abandono escolar en el Reino Unido. Van der Steeg (2006) evalúa la eficacia de un sistema en Holanda que ofrece una recompensa de 2.000 euros por cada abandono evitado en 2006-2007, comparando el cambio sobre el abandono entre las regiones donde fue implementado esta política con las regiones

donde no. En general, el mensaje de estos estudios es indeterminado, ya que algunos encuentran que los incentivos monetarios movitan a continuar estudiando y otros estudios no.

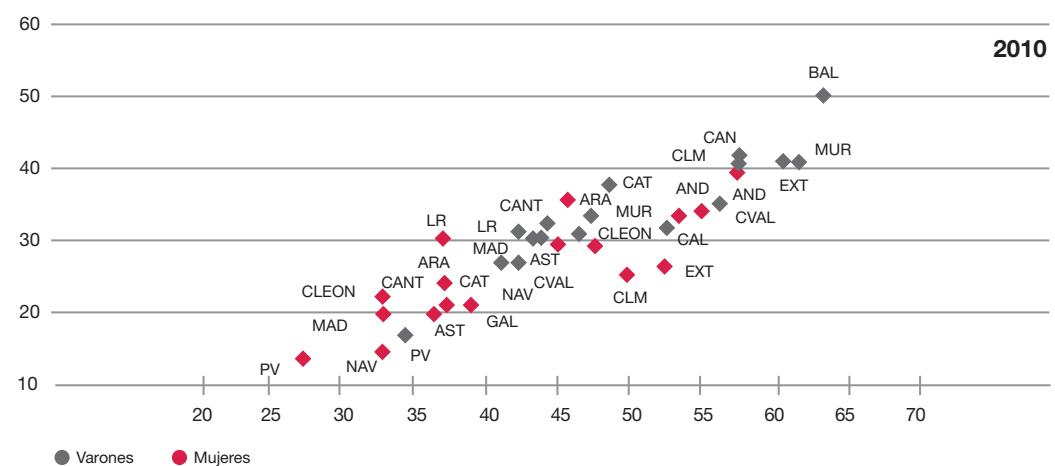
3. EVIDENCIA EMPÍRICA: DIFERENCIAS DEL ABANDONO ESCOLAR ENTRE REGIONES Y PERÍODO DE TIEMPO

En esta sección, se resumen las tendencias recientes del abandono escolar y de la elección de perfil (académico o vocacional), explorándose tentativamente algunos de sus determinantes.

3.1 Características socio-demográficas y la incidencia del abandono escolar

La figura 2 muestra que existe una gran variación en las tasas de abandono entre las regiones y que estas tasas han cambiado en las últimas dos décadas. Ello es importante porque el estudio utiliza las diferencias regionales para probar la hipótesis de que la aplicación de la LOGSE contribuyó a romper la tendencia a la baja de las tasas de abandono escolar.

Figura 2. Abandono escolar prematuro por género y por región, 1990-2010

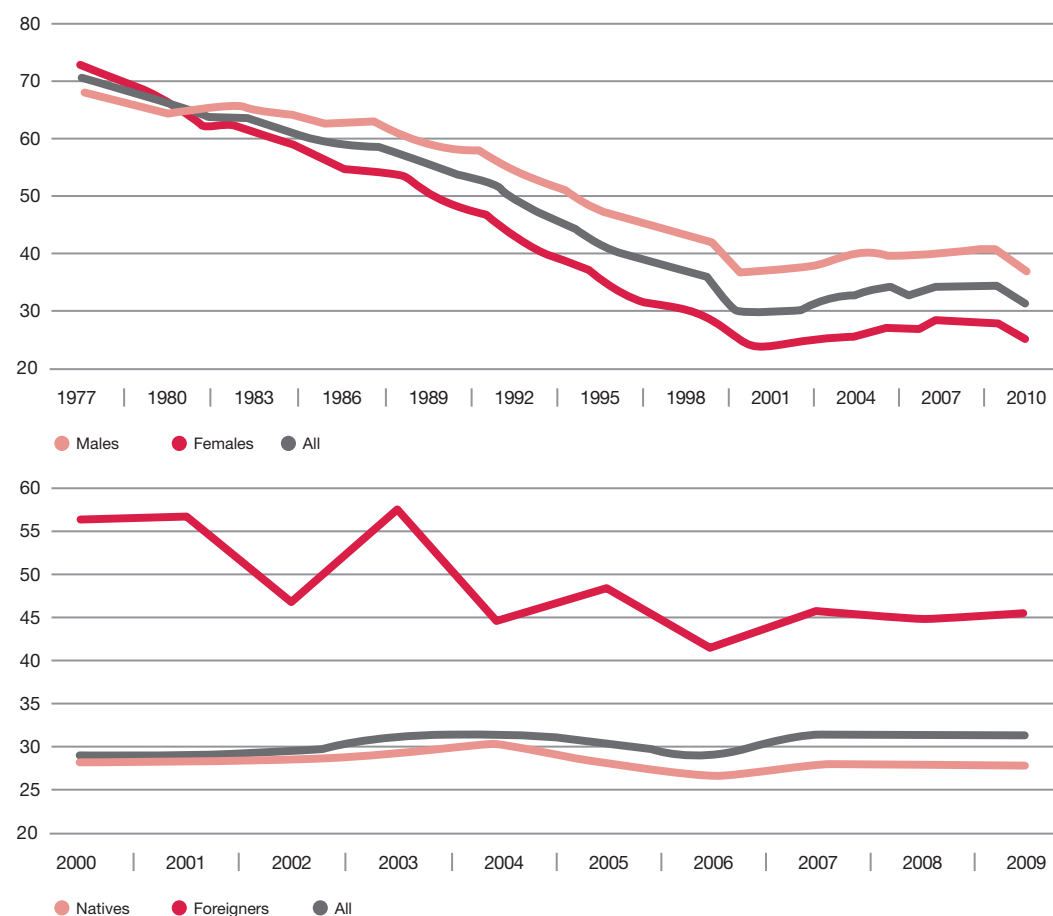


Fuente: Encuesta de Población Activa Española (EPA, Segundo trimestre).

La Figura 3 analiza las tendencias del abandono escolar según el género y el origen. En el panel A observamos que hay grandes diferencias en el abandono distinguiendo por género, dado que en la última década los ratios sobre abandono fueron persistentemente superiores en los varones que en las mujeres (Figura 3, panel a). Este hecho acentúa la importancia de llevar a cabo el análisis por separado entre hombres y mujeres.

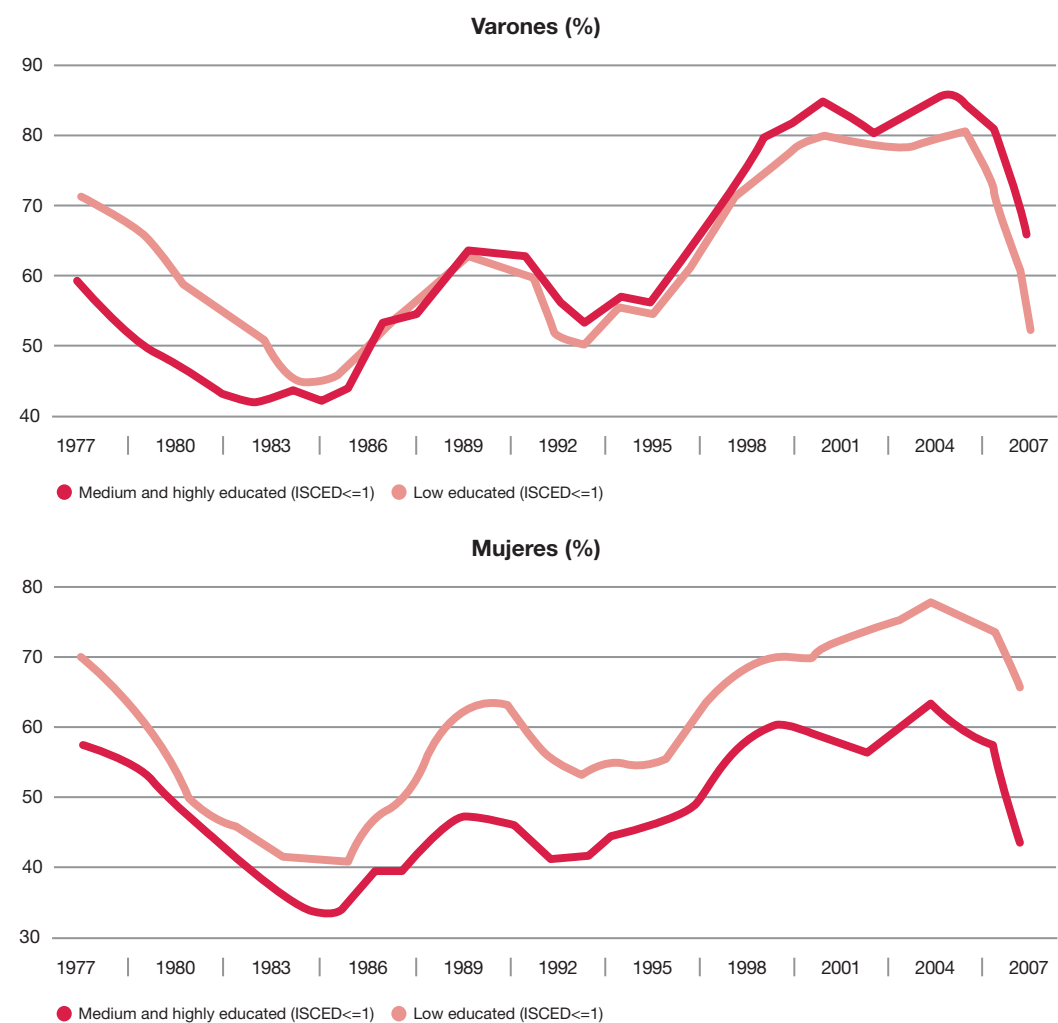
Por otro lado, en la figura 3, panel b, se observa que los ratios de fracaso escolar son más elevados para los no nativos que para los nativos. Aun-

Figura 3. La evolución de la tasa de abandono escolar por género (a) y origen (b).



Fuente: Encuesta de Población Activa Española (EPA, Segundo trimestre).

Figura 4. Tasa de empleo y nivel educativo: el papel del ciclo.



Fuente: Encuesta de Población Activa Española (EPA, Segundo trimestre).

que este hecho no influyó sobre el freno de la caída de las tasas de abandono en la última década, probablemente lo hará en los próximos años ya que la proporción de extranjeros que asisten a la escuela secundaria obligatoria aumentará considerablemente (véase Zynovieva et al, 2008).

Otras características que es preciso tener en cuenta son las perspectivas laborales para aquellos que abandonan. La figura 4 muestra la evolución

de las tasas de empleo por nivel educativo distinguiendo entre hombres y mujeres. Se muestra lo siguiente: en primer lugar, hubo ganancias significativas en el empleo desde mediados de los 90 tanto para los individuos muy cualificados como para los poco cualificados. En segundo lugar, la brecha en las perspectivas de empleo por nivel educativo era mayor en las mujeres. Lo anterior sugiere que mientras los abandonos femeninos son claramente peores que los que no abandonan en términos de empleo, los abandonos masculinos no son mucho peor que los que no abandonan. Ello puede explicar en parte por qué es más frecuente el fracaso escolar entre los hombres.

Otro factor importante que puede influir es la percepción de la población sobre los beneficios de estudiar, es decir, la variación del ingreso por nivel educativo. La tabla 1 muestra la prima salarial según el nivel educativo, siendo la referencia el grupo cuyos individuos se encuentran por debajo del grado obligatorio. Los resultados muestran, en primer lugar, que los beneficios de completar la escuela secundaria son muy bajos. En segundo lugar, los rendimientos de estudiar más han disminuido con el tiempo.

Tabla 1. Prima Salarial por nivel educativo, Población 16-64 (%)

| | 1995 | 2002 | 2006 | 2006* |
|-------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| Primera etapa secundaria | 0,010 | 0,006 | 0,021 | 0,021 |
| Bachiller | 0,222 | 0,188 | 0,150 | 0,152 |
| FP Grado medio | 0,093 | 0,100 | 0,101 | 0,094 |
| FP Grado superior desajustado | 0,145 | 0,115 | 0,116 | 0,108 |
| FP Grado superior ajustado | 0,343 | 0,312 | 0,259 | 0,259 |
| Diplomado ajustado | 0,301 | 0,277 | 0,238 | 0,239 |
| Diplomado desajustado | 0,610 | 0,568 | 0,508 | 0,564 |
| Titulado superior desajustado | 0,408 | 0,369 | 0,331 | 0,355 |
| Titulado superior ajustado | 0,803 | 0,777 | 0,705 | 0,727 |
| Grupo de referencia | 1,668 | 1,728 | 1,732 | 1,528 |

NOTAS: Grupo de referencia: empleados con educación inferior a la enseñanza secundaria obligatoria. Ajustado y desajustado se refiere a ajustado y desajustado ocupacionalmente, es decir, que ocupan o no una puesto de trabajo para el que están cualificados. En el año 2006, la encuesta aumentó el número de sectores y tamaño de las empresas. Las tres primeras columnas muestran los resultados de una muestra homogeneizada, mientras que la última columna se ha estimado con toda la información disponible en 2006. FUENTE: Encuesta de Estructura Salarial en España.

Ambos factores tienden a desincentivar la voluntad de avanzar hacia la educación no obligatoria.

3.2 Diferencias entre regiones en la implementación de la LOGSE

Además de los factores demográficos y laborales, la evolución de la ley de

Figura 5. Porcentaje de población de 12-17 años matriculados bajo la LOGSE



Fuente: Ministerio de Educación y elaboración propia.

educación tiene un papel crucial en las tendencias del abandono escolar. En este sentido, existen grandes diferencias entre las regiones dependiendo si tienen sus propias competencias en materia educativa o, todavía más importante para el propósito de este trabajo, cuándo y cómo de rápido se implementó la LOGSE

Los datos revelan una importante variación entre regiones en los primeros años de aplicación de la LOGSE (véase Tabla A1 en el apéndice sobre el calendario de implementación). Por ejemplo, la figura 5 muestra el índice de exposición a la LOGSE de 12-17 años y el índice de Formación Profesional 16-17 años del período 1990-2003, y se observa que algunas regiones iniciaron la implementación de la ley en el curso académico 1990-1991, pero otras lo hicieron después. Para el año académico 2002-2003, la LOGSE estaba presente en todas las regiones⁵.

3.3 Asociación entre variables macro y el abandono escolar

Un primer ejercicio para comprobar si existe una relación entre la introducción de la LOGSE y el estancamiento del ratio de abandono escolar en torno al 30% es estimar una regresión MCO donde la variable dependiente es la tasa de abandono escolar y las variables explicativas son una medida de la incidencia de esta ley y otras variables (véase apéndice para más detalles). Para ello, se utiliza como variable dependiente la tasa neta de escolaridad a los 17 años, es decir, el porcentaje de individuos de 17 años matriculados, que sirve como proxy de abandono escolar, pero con la interpretación inversa.

Por otro lado, las variables explicativas son: índice de exposición a la LOGSE de 12-17 años y la fracción que tiene 15 años que sigue el curso adecuado a su edad, esto es, la proporción de estudiantes de 15 años que están estudiando en su año correspondiente; el ratio de alumnos por profesor y el ratio (en tanto por mil) de estudiantes no nativos. La regresión comprende el período 1993-2002 e incluye el tiempo y la región como variables dicotómicas⁶.

Los resultados en la tabla 2 muestran que el índice de exposición a la LOG-

SE de 12-17 años está negativamente relacionado con la tasa neta de escolaridad a los 17 años (o positivamente relacionado con respecto al abandono escolar). Este resultado sugiere que es posible que esta reforma produzca un efecto disuasorio en el proceso de mejora de las tasas de abandono observadas hasta entonces. También se observa una fuerte relación negativa entre las ratios de estudiantes por profesor y la tasa de escolarización, y una correlación negativa entre la proporción de los estudiantes no nativos y la tasa de escolarización. Por el contrario, los resultados muestran que la incidencia de los años en que se repite no está significativamente relacionada con el abandono escolar.

Tabla 2. La relación entre el ratio de escolarización a los 17 años y el índice de exposición a la LOGSE de 12-17 años.

| Variables | Coefficiente | Standard Error |
|--|--------------|----------------|
| Escolarización a los 17 años (variable dependiente) | | |
| Tasa de idoneidad a los 15 | -0.054 | 0.071 |
| Ratio de estudiantes/maestros | -1.258* | 0.454 |
| Ratio estudiantes extranjeros (por cada mil) | -0.053*** | 0.022 |
| Exposición LOGSE de 12 a 17 años | -0.180* | 0.040 |
| Número de observaciones | | 188 |
| R-cuadrado Ajustado | | 0.922 |

Notas: La regresión incluye variables dicotómicas de regiones y temporales. *Significativo al 10%, **Significativo al 5%, ***Significativo al 1%.
FUENTE: Ministerio de Educación e Instituto Nacional de Estadística (INE).

⁵ Para la construcción del índice de exposición de la LOGSE leer el Apéndice.

⁶ Nosotros restringimos nuestra muestra desde 1993 hasta 2002 ya que a partir de 2003 todas las regiones han implementado la LOGSE. Ello significa que desde 2003 no hay variación de este indicador en ninguna región.

4. MODELO ECONOMETRICO

Nuestro objetivo principal es comprobar el efecto que tuvo la ley de educación LOGSE sobre la probabilidad de un individuo de abandonar los estudios. La probabilidad de abandono está asociada con el grado de exposición de cada individuo a la LOGSE (el indicador de tratamiento), entre otros factores. Es importante tener en cuenta que hay dos grupos de sujetos: el grupo de control que no tiene exposición a la LOGSE y el grupo de tratamiento que estuvo expuesto a esta ley. Dado que no se dispone de información completa sobre si un individuo estudió bajo la LGE o LOGSE, el indicador para el grupo de control y de tratamiento está determinado por un instrumento (o conjunto de instrumentos) que asigna el nivel de exposición a la LOGSE para cada individuo. Si hubiéramos sabido para cada individuo el sistema bajo el cual estudiaron hubiéramos usado directamente esta variable como tratamiento para evaluar el impacto de la ley.

Por lo tanto, solo se puede calcular un instrumento para el tratamiento utilizando información externa sobre el individuo en relación con la región y el período de tiempo. Ello permite clasificar a cada estudiante según el nivel de exposición a la ley utilizando tres dimensiones: año, región y fecha de nacimiento. Por ejemplo, sabemos que en una determinada región y año, la proporción de estudiantes dentro de una cierta franja de edad dentro del marco de la LOGSE era X . A continuación nosotros asignamos esta X a esa persona de acuerdo a su fecha de nacimiento, que se convierte en su índice de exposición a la LOGSE como en Duflo (2000). En resumen, se estima la probabilidad de abandono escolar controlando por varias variables explicativas y nuestro indicador de tratamiento.

La introducción de la LOGSE se desarrolló de diferente manera entre escuelas y regiones y no sabemos exactamente si un individuo fue expuesto al

tratamiento o no. Sin embargo, podemos considerar tres períodos: antes de 1991 solo estaba vigente la LGE y, así, se otorga tratamiento=0 para todos los individuos; entre los años 1991 y 1999 tanto la LGE como la LOGSE coexistían en las diferentes regiones y, por lo tanto, a algunos individuos les corresponde el valor 1 y, a otros, el valor 0, dependiendo de su región. A partir del año 2000 solo existía la LOGSE, por lo que todos los individuos están tratados.

Como cualquier variable independiente, nos gustaría comprobar si el efecto medio del índice de exposición de la LOGSE es casual. Es decir, ¿es diferente la probabilidad de abandono entre los individuos que estuvieron expuestos a la LOGSE y aquellos que no, o este indicador refleja algo más? Podría ocurrir que las personas expuestas a la LOGSE hubieran tenido una mayor tasa de abandono escolar, incluso sin haber estado expuestas a la LOGSE. Cuanto más ad-hoc sea la asignación de la incidencia de la LOGSE en los individuos, más probable que las estimaciones para el índice de exposición de la LOGSE muestren la relación correcta entre este indicador y la probabilidad de abandono.

En este sentido, es muy importante controlar la mayoría de los posibles factores relacionados con la exposición del individuo a la LOGSE. En nuestras regresiones, además del índice de exposición de la LOGSE se incluyen controles de factores demográficos, condiciones del mercado de trabajo (véase el apéndice para un mayor detalle) y un amplio conjunto de variables ficticias que controlan la región y el año de nacimiento.

Por otra parte, nuestros datos siguen un experimento natural (esto se explica con más detalle en la siguiente sección), en el sentido de que no existe una relación entre el estado inicial de abandono (antes de que la LOGSE fuera introducida en cualquier región) y la velocidad de su implementación en todas las regiones.

Resumiendo, el modelo básico que consideramos es el siguiente:

$$y_{igr}^* = \alpha + X'_{igr} \beta + \gamma T_{igr} + \delta Z_{gr} + u_{igr}$$

Donde y_{igr}^* denota la propensión al abandono del individuo i en la cohorte de

nacimiento q en la región r , X es un vector de características de los individuos y de las familias, T indica el tratamiento (1 si se expone a la LOGSE y 0 si se expone a la LGE) y Z es un vector de controles a nivel regional en el momento de entrada en el mercado de trabajo.

Como y_{igr}^* es inobservable, definimos $y_{igr} = 1(y_{igr}^* > 0)$. Por lo tanto, nuestra variable dependiente toma el valor uno si el individuo abandona la educación, es decir, si tiene entre 18-24 años, tiene un nivel educativo inferior a secundaria superior y no cursa estudios ni formación; de lo contrario, toma valor cero. Suponiendo normalidad en el término de error u podemos identificar (en términos relativos) los parámetros del modelo mediante la estimación de un modelo Probit de máxima verosimilitud. Dado que nuestras variables tienen variaciones a nivel regional, ajustamos los errores estándar a ese nivel de variación.

4.1 Descripción de los datos y el uso de un experimento natural

Este estudio utiliza datos de la Encuesta de Población Activa (EPA) desde 1987 hasta 2010. Restringimos la muestra a individuos de 18 a 24 años nacidos en las cohortes potencialmente afectadas por la reforma, entre 1977 y 1986. Tal y como ya hemos comentado, el primer año de implementación de la LOGSE fue el año académico 1991-1992, y ello significa que los individuos nacidos en 1976 no se vieron afectados por el cambio en la ley educativa. Del mismo modo, el último año académico del sistema pre-LOGSE fue 2001-2002, lo que implica que todos los individuos nacidos a partir de 1987 estaban dentro del sistema LOGSE. Como resultado, las cohortes entre 1977 y 1986 se vieron afectadas por la reforma en función de la región y constituyen la base de la muestra.

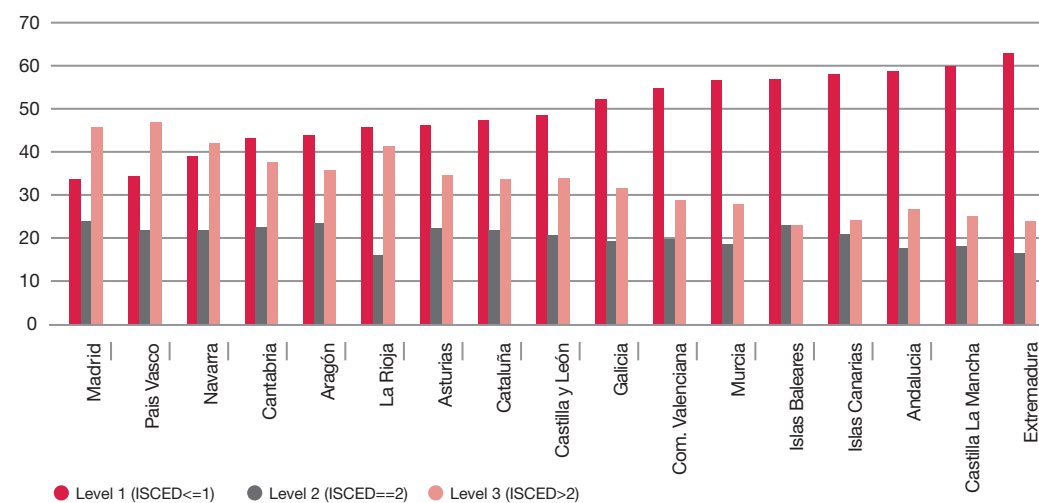
Como se mencionó anteriormente, usamos la variación regional en el calendario de aplicación de la LOGSE para demostrar si esta ley jugó realmente un papel importante en la disuasión de la tendencia a la baja de las tasas de abandono observadas a mediados de los años 90. Una condición fundamental para nuestro análisis es que las diferencias de implementación de la LOGSE en todas las regiones eran independientes de las tasas de abandono en el estado inicial. Es decir, para que nuestro modelo econométrico funcione es esencial que no haya ninguna causa detrás de las diferencias en la

implementación de la nueva ley educativa entre las regiones. Para ello se calculó la correlación entre la tasa de abandono entre regiones en el primer periodo de análisis y el grado de implementación de la LOGSE en el mismo año y se encontró que estos dos hechos no estaban correlacionados. Este resultado refuerza el enfoque seguido en este estudio.

Además, la metodología de este estudio requiere de un cierto grado de disparidad en las tasas de abandono entre las regiones. De hecho, una descripción de los datos revela que este es el caso. Observamos variaciones en las tasas de educación superior en todas las regiones españolas, mientras que las diferencias en la educación media son muy pequeñas (véase figura 6). Ello sugiere que hay una importante polarización en la educación dentro de las regiones españolas: mientras que algunas tienen las tasas de abandono relativamente bajas y altas tasas de educación superior, otras tienen elevadas ratios de abandono escolar y bajas tasas de educación superior.

Asimismo, existe un amplio conjunto de variables explicativas que pueden tener un impacto en la probabilidad de abandono. En este sentido, el análisis incluye características demográficas que pueden afectar a la probabilidad de abandono, tales como si la persona convivió con el padre o la

Figura 6. Distribución de la población nativa de 25-40 años por nivel educativo y regiones



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE), 2010.

madre, educación de los padres, los efectos de cohorte y el origen. También incorpora un conjunto de factores económicos que varían entre las regiones y el tiempo: salario esperado a la edad de 30 años por nivel educativo, las tasas de desempleo, la proporción de ocupados en la construcción y la tasa de crecimiento regional.

Este análisis también contiene características educativas tales como la tasa de idoneidad a los 15 años. Cuantos más repetidores haya mayor será la incidencia de los efectos negativos de los pares. De hecho, los datos muestran una tendencia creciente del número de repetidores en los últimos años, probablemente debido al hecho de que los estudiantes no pueden ser expulsados del sistema hasta los 16 años de edad. Otra variable importante es si una región tiene plenas competencias en materia de educación o no. Las regiones que la tienen desde el inicio del período de análisis son Cataluña, País Vasco, Galicia, Andalucía, Canarias, Comunidad Valenciana y Navarra. El resto se encuentran bajo la jurisdicción del Ministerio de Educación (MEC), aunque muchas de ellas comenzaron a tener competencias durante el período de transición (1991-1999). La tabla 3 presenta los estadísticos descriptivos de estas variables para la muestra entera distinguiendo entre hombre y mujeres.

4.2 Las proxies del tratamiento

Claramente, la construcción del indicador del grado de exposición de la región (o individuo) a la LOGSE es muy importante ya que nuestra hipótesis es que cuanto mayor sea la exposición a la LOGSE, mayor es el abandono escolar. Incluimos diferentes medidas para el índice de exposición a la LOGSE (véase apéndice B) porque la ley afecta a varios niveles del sistema educativo. En este sentido, se crea un indicador global de la exposición de la LOGSE (% de estudiantes de 12-17 años afectados por la LOGSE). Pero también construimos otros indicadores más específicos, por ejemplo, la exposición a la nueva ley en términos de la eliminación de los estudios de formación profesional de primer grado (% de estudiantes de FP-I), la tasa de estudiantes en los primeros dos años de la nueva educación secundaria (% de estudiantes en ESO-I) y la tasa de estudiantes en los siguientes dos años (% en ESO-II).

En este contexto, es importante señalar que el aumento de la edad obligatoria de 14 a 16 años favorece nuestra estrategia de identificación, ya

Tabla 3. Estadísticos Descriptivos

| Variable | Males | | Females | |
|---|--------------|---------|--------------|---------|
| | Mean | St.dev. | Mean | St.dev. |
| Abandono escolar | 0.368 | 0.483 | 0.230 | 0.421 |
| Nivel de Formación Profesional | 0.251 | 0.433 | 0.198 | 0.398 |
| Demográficos | | | | |
| Nacidos en el extranjero | 0.022 | 0.148 | 0.029 | 0.167 |
| Presencia Paterna | 0.830 | 0.375 | 0.798 | 0.402 |
| Presencia Materna | 0.917 | 0.275 | 0.884 | 0.320 |
| Abandono escolar paterno | 0.454 | 0.497 | 0.443 | 0.497 |
| Abandono escolar materno | 0.548 | 0.498 | 0.530 | 0.499 |
| Tamaño de la cohorte | 0.990 | 0.111 | 0.988 | 0.112 |
| Regiones | | | | |
| Andalucía | 0.204 | 0.402 | 0.206 | 0.405 |
| Aragón | 0.040 | 0.196 | 0.040 | 0.195 |
| Asturias | 0.024 | 0.153 | 0.025 | 0.155 |
| Baleares (Illes) | 0.022 | 0.146 | 0.021 | 0.145 |
| Canarias | 0.057 | 0.232 | 0.057 | 0.232 |
| Cantabria | 0.024 | 0.154 | 0.023 | 0.149 |
| Castilla y León | 0.078 | 0.269 | 0.076 | 0.265 |
| Castilla-La Mancha | 0.096 | 0.294 | 0.097 | 0.296 |
| Cataluña | 0.095 | 0.293 | 0.094 | 0.291 |
| Comunitat Valenciana | 0.083 | 0.277 | 0.086 | 0.280 |
| Extremadura | 0.040 | 0.197 | 0.042 | 0.200 |
| Galicia | 0.064 | 0.245 | 0.065 | 0.247 |
| Madrid | 0.057 | 0.233 | 0.056 | 0.230 |
| Murcia | 0.035 | 0.184 | 0.033 | 0.179 |
| Navarra | 0.020 | 0.140 | 0.021 | 0.142 |
| País Vasco | 0.048 | 0.213 | 0.047 | 0.212 |
| LaRioja | 0.013 | 0.113 | 0.012 | 0.110 |
| Mercado de Trabajo y ciclo empresarial | | | | |
| Salario real esperado a los 30 años | 1.696 | 0.224 | 2.061 | 0.213 |
| Empleo en construcción | 0.103 | 0.019 | 0.103 | 0.019 |
| Tasa de desempleo regional | 0.204 | 0.067 | 0.204 | 0.068 |
| Tasa de crecimiento de VA regional | 0.023 | 0.019 | 0.023 | 0.019 |
| Modelo Educativo | | | | |
| Competencias en Educación | 0.394 | 0.470 | 0.387 | 0.469 |
| Tasa de idoneidad a los 15 | 65.564 | 8.008 | 76.626 | 6.571 |
| Incidencia de la LOGSE | | | | |
| % estudiantes en LOGSE 12-17 años | 0.392 | 0.319 | 0.391 | 0.319 |
| % estudiantes en FP-I | 0.104 | 0.072 | 0.105 | 0.072 |
| % estudiantes en ESO-I | 0.350 | 0.429 | 0.348 | 0.429 |
| % estudiantes en ESO-II | 0.587 | 0.368 | 0.586 | 0.369 |
| Observaciones | 53738 | | 51884 | |

Fuente: Encuesta de Población Activa (EPA). Variables Educativas: Ministerio de Educación (MEC). Resto de variables www.ine.es

que todos los estudiantes durante el período 1991-2000 fueron obligados a estudiar hasta los 16 años, ya se encontraran bajo la LGE o bajo la nueva LOGSE. Esto significa que se pueden observar todos los individuos de 14 a 16 años para ambos sistemas educativos.

Además del indicador y las variables sociodemográficas, el estudio también

incorpora variables dicotómicas regionales para controlar otros posibles factores específicos regionales y pueden estar relacionados con el abandono, pero no están incluidos en la regresión. De igual forma, se incluyen variables dicotómicas para tener en cuenta las diferencias sistémicas que pueden variar con el tiempo y tener un impacto en el abandono escolar.

5. RESULTADOS

La tabla 4 presenta los resultados de la estimación del modelo de la probabilidad de abandono escolar a partir de datos individuales para hombres y mujeres de 18-24 años en el momento de la entrevista⁷. Por género se presentan las 3 especificaciones donde difiere el indicador utilizado para aproximar el grado de exposición a la LOGSE: (1) La fracción de los estudiantes bajo la LOGSE en las edades entre 12-17 años, (2) la fracción de estudiantes LOGSE en edades de 13-14 años (ESO-I), (3) la fracción de estudiantes LOGSE en las edades de 13-14 (ESO-I) y la fracción de estudiantes en las edades de 15-16 años (ESO-II) simultáneamente. En las tres especificaciones se incluyen la fracción de estudiantes inscritos bajo FP-I (que desapareció con la introducción de la LOGSE).

En primer lugar, es preciso destacar el hecho de que los resultados son diferentes dependiendo del género. Por un lado, se observa que los hombres que fueron expuestos a la LOGSE (12-17) tienen mayor probabilidad de abandonar. Una explicación plausible es que la eliminación de los estudios de Formación Profesional (FP-I) para chicos de 14 a 16 años que tuvo lugar después de la introducción de la LOGSE tuvo un impacto negativo sobre el deseo de seguir estudiando. Ello se debe a que para un grupo importante de varones que no estaban muy interesados en el ámbito académico su única vía educativa se cerró. Esto es, los chicos que habrían optado por los estudios de formación profesional fueron forzados a continuar estudiando, perdieron la motivación y dejaron de estudiar a los 16 años. Bajo la ley anterior (LGE) este tipo de estudiantes habrían accedido a los estudios de formación profesional hasta los 16 años y tal vez una parte importante habría continuado hasta los estudios profesionales superiores a partir de los 16 años. Por ejemplo, en 1990-1991 había 266.000 varones

⁷ Resultados similares se han obtenido cuando se reduce la muestra a individuos de 18 a 21 años.

en FP-I y 207.000 mujeres (39,1% y 31,9% de la población de 14-15 años, respectivamente).

Por otro lado, los resultados muestran que las mujeres bajo la LOGSE tienen menor probabilidad de abandono escolar. El motivo de este resultado es muy diferente al de los hombres. Para las mujeres, la correlación negativa entre la aplicación de la LOGSE y el abandono escolar se debe probablemente al hecho de que menos mujeres tienden a elegir FP-I y, por lo tanto, se vieron menos afectadas por su eliminación. Otra posible explicación podría ser que a finales de los 90 se produjo un cambio en el modelo productivo que afectó a los hombres y mujeres de manera asimétrica, con una mayor demanda de capital humano en la construcción. En este sentido, en la mitad de los 90 la proporción de población en el sector de la construcción se mantuvo estable en el 10%, pero comenzó a elevarse en 1998, y en año 2000 la proporción alcanzó el 12%.

Para ello, la disminución del nivel de complejidad en el plan de estudios requerido en la escuela secundaria en la LOGSE respecto a la LGE (Delibes-Liniers (2006)) también podría haber mitigado la incidencia del abandono escolar tras la introducción de la nueva ley. Ello facilitó terminar la escuela secundaria y continuar hacia la educación no obligatoria. Para los hombres, sin embargo, esta simplificación no compensó otras características de la LOGSE, que redujo sus incentivos para seguir estudiando.

Con respecto a otros indicadores sobre la exposición a la LOGSE, se observa que la presencia del nivel básico de formación profesional (FP-I) tiene un ligero efecto negativo en la tasa de abandono escolar para los varones y un efecto negativo para las mujeres. Una posible explicación es que la existencia de FP-I bajo la LGE ayudó a reducir los efectos negativos de los pares o condiscípulos menos motivados en la escuela secundaria, ya que solamente los alumnos que realmente quisieran continuar estudiando escogían el segundo ciclo académico de la secundaria. Por tanto, la existencia del curso de formación profesional era especialmente beneficiosa para las mujeres.

Además de las especificaciones de la LOGSE, otros factores fueron también importantes para explicar la evolución del abandono escolar. Con respecto a los indicadores demográficos, observamos un patrón similar entre hombres y mujeres, aunque de magnitud diferente. Los resultados muestran

Tabla 4. Probabilidad de abandono escolar. Individuos de 18-24 años entrevistados entre 1995 y 2010. Efectos marginales.

| | Males | | | Females | | |
|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| Demográficos | | | | | | |
| Nacidos en el extranjero | 0.1036*** (3.019) | 0.1037*** (3.026) | 0.1037*** (3.021) | 0.0699** (2.006) | 0.0694** (1.997) | 0.0694** (1.997) |
| Padre presente | -0.1899*** (-22.795) | -0.1900*** (-22.803) | -0.1900*** (-22.831) | -0.1624*** (-19.794) | -0.1623*** (-19.740) | -0.1623*** (-19.763) |
| Madre presente | -0.1420*** (-13.457) | -0.1420*** (-13.482) | -0.1419*** (-13.434) | -0.2094*** (-16.726) | -0.2095*** (-16.731) | -0.2095*** (-16.728) |
| Abandono escolar paterno | 0.1918*** (21.240) | 0.1919*** (21.219) | 0.1919*** (21.220) | 0.1165*** (14.037) | 0.1165*** (14.044) | 0.1165*** (14.077) |
| Abandono escolar materno | 0.0976*** (16.828) | 0.0976*** (16.858) | 0.0976*** (16.849) | 0.0801*** (14.694) | 0.0800*** (14.675) | 0.0800*** (14.687) |
| Efecto cohorte | 0.0925 (1.290) | 0.1107 (1.496) | 0.1015 (1.427) | 0.1291 (1.574) | 0.0923 (1.186) | 0.0934 (1.160) |
| Mercado de Trabajo y ciclo empresarial | | | | | | |
| Salario real esperado a los 30 años | 0.0156 (0.410) | 0.0207 (0.574) | 0.0226 (0.617) | -0.0499*** (-3.237) | -0.0492*** (-2.997) | -0.0491*** (-3.063) |
| Proporción de empleo en la construcción | 0.1821 (0.478) | 0.0527 (0.134) | 0.0746 (0.196) | -0.5081 (-1.298) | -0.3097 (-0.821) | -0.3119 (-0.816) |
| Tasa de desempleo | 0.3080 (1.295) | 0.3397 (1.429) | 0.3190 (1.452) | 0.3940*** (3.361) | 0.3831*** (3.078) | 0.3863*** (3.005) |
| Tasa de crecimiento regional | 0.3840 (1.421) | 0.3451 (1.248) | 0.3480 (1.297) | 0.0625 (0.236) | 0.1006 (0.378) | 0.0996 (0.385) |
| Modelo Educativo | | | | | | |
| Competencias educativas | -0.0300 (-1.345) | -0.0282 (-1.398) | -0.0300 (-1.501) | -0.0103 (-0.332) | -0.0151 (-0.509) | -0.0150 (-0.492) |
| Tasa de idoneidad 15 | -0.0016 (-1.517) | -0.0011 (-1.138) | -0.0011 (-1.109) | 0.0008 (0.491) | 0.0007 (0.417) | 0.0007 (0.422) |
| Incidencia de la LOGSE | | | | | | |
| % estudiando LOGSE | 0.1344 (1.019) | | | -0.1831** (-3.226) | | |
| % estudiando FP-I | -0.0132 (-0.111) | -0.0555 (-0.494) | 0.0053 (0.039) | -0.2393** (-2.439) | -0.1562* (-1.680) | -0.1631 (-1.121) |
| % estudiando ESO-I | | 0.1254*** (2.745) | 0.1080*** (3.157) | | -0.0827* (-1.827) | -0.0803 (-1.637) |
| % estudiando ESO-II | | | 0.0257 (0.487) | | | -0.0029 (-0.072) |
| R-cuadrado | 0.064 | 0.064 | 0.064 | 0.078 | 0.078 | 0.078 |
| Observaciones | 53738 | 53738 | 53738 | 51884 | 51884 | 51884 |

Notas: ***significativo al 1%; **significativo al 10%. Variables omitidas: variables dicotómicas de (en cursiva) cohorte y regional. Efectos marginales después de la estimación Probit. Errores estándar agrupados por región.

claramente que los individuos extranjeros tienen una mayor probabilidad de abandono. Los datos también revelan la importancia del papel de los padres, ya que los individuos cuyos padres no estaban presentes en el hogar eran más propensos a abandonar la educación superior, así como aquellos cuyos progenitores habían abandonado los estudios.

La regresión también incluye los efectos de las cohortes para comprobar si

existe una relación entre el número relativo de individuos que tienen la misma edad y la tasa de abandono escolar. Ello tiene en cuenta la posibilidad de que quizás una mayor competencia reduce los beneficios de la educación y, por tanto, la voluntad de continuar estudiando (lo que aumentaría la tasa de abandono). Sin embargo, encontramos poca evidencia sobre esta hipótesis ya que las estimaciones son positivas pero no son significativas.

Otro indicador que puede afectar la decisión de dejar la escuela es la percepción sobre las oportunidades que presenta el mercado laboral. En este sentido, observamos que cuando las ganancias salariales esperadas a los 30 años son más elevadas, el abandono femenino es más bajo. Sin embargo, esta relación es poco significativa en los hombres. Con respecto al modelo de producción, se observa que cuanto mayor es el peso del sector de la construcción, más alta (aunque no es significativa) es la probabilidad de abandonar la educación superior para los hombres, todo lo contrario para las mujeres. Ello sugiere que es bastante probable que el boom de la construcción en los últimos años hasta el inicio de la recesión en 2007 contribuyó a que no mejoraran las tasas de abandono escolar observadas anteriormente. Este resultado está en línea con la investigación realizada por Aparicio (2010) que considera que la mejora de las perspectivas laborales de los trabajadores menos educados motivada por el aumento del empleo y de los salarios en el sector de la construcción durante el boom inmobiliario reciente aumentó la propensión de los hombres a abandonar el instituto en relación a las mujeres.

Por último, en cuanto al modelo educativo, observamos que los hombres que estudiaron en las regiones con competencias tempranas en educación tienen mayor incidencia del abandono escolar, pero este efecto no es significativo para las mujeres. No obstante, es probable que haya jugado un papel en este resultado el hecho que las regiones sin competencias educativas están menos pobladas, y ello puede afectar a la forma en la que se organizan las escuelas. Por otra parte, este resultado podría simplemente reflejar un período de transición donde las regiones con más competencias educativas necesitan asumirlo con el fin de adaptarse a sus nuevas políticas específicas.

5.1 Análisis de Robustez

En esta sección, comprobamos la robustez de los resultados estimando el

modelo con dos muestras diferentes. La primera de ellas excluye a los inmigrantes (alrededor de un 2% de la muestra), ya que ellos pueden no haber estado bajo el sistema educativo español todo el tiempo o pueden tener dificultades adicionales con el idioma⁸. La segunda comprobación trata sobre la definición de abandono escolar ya que cambia con el año de entrevista

Tabla 5. Probabilidad de abandono escolar. Análisis de Robustez: sin inmigrantes y muestra homogénea (Efectos marginales)

| | Hombres | | | | Mujeres | | | |
|---|------------------------|------------------------|-------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------------|------------------------|
| | No inmigrantes | | Edad 22-24, entrevistas 2000+ | | No inmigrantes | | Edad 22-24, entrevistas 2000+ | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Demográficos | | | | | | | | |
| Nacidos en el extranjero | | | 0.0555 (1.55) | 0.0559 (1.56) | | | 0.0559 (1.60) | 0.0553 (1.59) |
| Padre presente | -0.1937*** (-22.87) | -0.1938*** (-22.88) | -0.1419*** (-14.06) | -0.1421*** (-14.01) | -0.1666*** (-19.03) | -0.1665*** (-18.99) | -0.1218*** (-9.39) | -0.1217*** (-9.40) |
| Madre presente | -0.1580*** (-16.52) | -0.1579*** (-16.58) | -0.1534*** (-10.09) | -0.1533*** (-10.12) | -0.2159*** (-17.41) | -0.2161*** (-17.42) | -0.2042*** (-12.37) | -0.2043*** (-12.43) |
| Abandono escolar paterno | 0.1926*** (21.60) | 0.1928*** (21.58) | 0.1792*** (18.09) | 0.1796*** (18.13) | 0.1162*** (14.63) | 0.1161*** (14.65) | 0.1066*** (6.30) | 0.1066*** (6.30) |
| Abandono escolar materno | 0.0982*** (17.38) | 0.0983*** (17.42) | 0.1226*** (11.71) | 0.1225*** (11.79) | 0.0797*** (16.29) | 0.0797*** (16.26) | 0.0827*** (8.06) | 0.0826*** (8.08) |
| Efecto cohorte | 0.0724 (0.98) | 0.0913 (1.22) | 0.0622 (0.79) | 0.1148 (1.21) | 0.1296 (1.47) | 0.0893 (1.04) | 0.2566*** (3.13) | 0.2373*** (2.91) |
| Mercado de Trabajo y ciclo empresarial | | | | | | | | |
| Salario real esperado a los 30 años | 0.0064 (0.16) | 0.0122 (0.32) | 0.0522 (0.94) | 0.0452 (0.77) | -0.0437** (-2.56) | -0.0422** (-2.34) | 0.0123 (0.48) | 0.0122 (0.46) |
| Proporción de empleo en la construcción | 0.1884 (0.48) | 0.0553 (0.13) | -0.2865 (-0.46) | -0.6276 (-1.13) | -0.4503 (-1.12) | -0.2404 (-0.59) | -0.4453 (-0.74) | -0.3386 (-0.56) |
| Tasa de desempleo | 0.3074 (1.24) | 0.3439 (1.39) | 0.7524** (2.55) | 0.6964** (2.17) | 0.3349*** (2.87) | 0.3285** (2.40) | 0.8694*** (4.17) | 0.8617*** (4.25) |
| Tasa de crecimiento regional | 0.3868 (1.40) | 0.3449 (1.22) | -0.2085 (-0.57) | -0.2382 (-0.62) | 0.0907 (0.34) | 0.1278 (0.47) | -0.4802 (-1.23) | -0.4589 (-1.19) |
| Modelo Educativo | | | | | | | | |
| Competencias en educación | -0.0346 (-1.42) | -0.0330 (-1.50) | 0.0254 (0.81) | 0.0378 (1.18) | -0.0054 (-0.17) | -0.0111 (-0.36) | 0.0001 (0.00) | -0.0016 (-0.04) |
| Tasa de idoneidad 15 | -0.0015 (-1.44) | -0.0011 (-1.04) | 0.0003 (0.22) | 0.0002 (0.14) | 0.0005 (0.32) | 0.0005 (0.29) | 0.0016 (0.77) | 0.0015 (0.70) |
| Incidencia de la LOGSE | | | | | | | | |
| % estudiando LOGSE | 0.1402 (1.01) | | 0.2998* (1.78) | | -0.1911*** (-3.28) | | -0.0991 (-0.82) | |
| % estudiando FP-I | -0.0164 (-0.13) | -0.0600 (-0.53) | -0.2270 (-1.19) | -0.3622* (-1.88) | -0.1756 (-1.61) | -0.0823 (-0.77) | -0.6167** (-2.60) | -0.5782** (-2.27) |
| % estudiando ESO-I | | 0.1364*** (2.91) | | 0.0344 (0.34) | | -0.0553 (-1.33) | | -0.0705 (-0.60) |
| R-cuadrado | 0.07 | 0.07 | 0.06 | 0.06 | 0.08 | 0.08 | 0.08 | 0.08 |
| Observaciones | 52531 | 52531 | 20951 | 20951 | 50393 | 50393 | 20349 | 20349 |

Notas: La diferencia entre (1) y (2) se basa en el conjunto de indicadores educativos incluidos en la especificación. ***significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%. Variables omitidas: dummies cohorte y regional. Efectos marginales después de la estimación Probit. Errores estándar agrupados por región.

⁸ Para simplificar, en los análisis de robustez y ampliaciones no se incluye la especificación que incluye tanto la fracción de estudiantes bajo la LOGSE en las edades de 13-14 años (ESO-I) y el conjunto en las edades de 15-16 años (ESO-II).

(desde 1991 hasta 1999 y desde el año 2000 en adelante) y, pueden, eventualmente, afectar a los resultados. Para evitar este posible problema y homogeneizar la definición de abandono escolar, restringimos el período de la muestra a los individuos de 22-24 años entrevistados a partir del año 2000, la fecha de la última reestructuración del cuestionario de la EPA.

La supresión de los individuos nacidos en el extranjero no altera las principales conclusiones del análisis. Los coeficientes educativos clave, estos son, el % de estudios LOGSE y el % de estudios ESO-I son significativos tanto para hombres como para mujeres. Sin embargo, el % de estudiar FP-I que era significativo al 5% para la muestra completa pierde significatividad. Una posible explicación podría ser que el efecto positivo de la existencia de FP-I para continuar estudiando fue relativamente mayor en la población inmigrante.

En cuanto a la prueba de robustez de la muestra (individuos de edad entre 22-24 años entrevistados a partir del año 2000), los resultados van en la misma dirección que en la muestra completa, pero con algunas diferencias notables. Para los varones, el efecto positivo de la implantación de la LOGSE en las tasas de abandono deja de observarse. Para las mujeres, los resultados de la introducción de la ESO-I en las principales variables de la muestra homogénea (restringida) no se ven muy afectados por esta restricción, aunque el efecto de la eliminación del ciclo inferior de formación profesional ahora es más fuerte. Sin embargo, debemos ser cautelosos interpretando estos resultados porque esta muestra puede estar sujeta a sesgos de selección de muestra⁹.

5.2 Extensiones

5.2.1 El papel del trimestre de nacimiento

En esta sección se añade la variable “trimestre de nacimiento” en la especificación, muy utilizado en la literatura, véase, por ejemplo, Gutiérrez y Adserà, 2012, para una reciente contribución para el caso catalán). En este último trabajo se encuentra que el trimestre de nacimiento contribuye a explicar los resultados educativos. Los estudiantes más jóvenes en una clase lo hacen peor

⁹ Por ejemplo, es posible que los que estudian y viven con sus padres tienen más probabilidad de ser entrevistados para la encuesta.

que el resto de sus compañeros. Más importante, el diferencial no decae en cursos posteriores. Ello sugiere que las decisiones sobre las tasas de corte son muy importantes ya que afectan a los futuros resultados de aprendizaje.

Tabla 6. Probabilidad de abandono escolar. Extensiones: Incorporación del trimestre de nacimiento muestra de 18 y 22-24 (Efectos marginales)

| | Hombres | | | | Mujeres | | | |
|---|------------------------|------------------------|-----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------------|------------------------|
| | All sample, 2000+ | | Age 22-24, interviews 2000+ | | All sample, 2000+ | | Age 22-24, interviews 2000+ | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Demográficos | | | | | | | | |
| Nacidos extranjero | 0.1030*** (3.15) | 0.1032*** (3.16) | 0.0557 (1.55) | 0.0560 (1.56) | 0.0731** (2.13) | 0.0726** (2.12) | 0.0560 (1.61) | 0.0555 (1.60) |
| Padre presente | -0.1708*** (-21.25) | -0.1709*** (-21.30) | -0.1419*** (-14.13) | -0.1421*** (-14.08) | -0.1434*** (-17.70) | -0.1434*** (-17.65) | -0.1219*** (-9.37) | -0.1218*** (-9.38) |
| Madre presente | -0.1383*** (-12.70) | -0.1382*** (-12.72) | -0.1542*** (-10.15) | -0.1542*** (-10.17) | -0.2009*** (-15.00) | -0.2009*** (-15.00) | -0.2041*** (-12.38) | -0.2042*** (-12.44) |
| Abandono Padre | 0.1775*** (20.81) | 0.1776*** (20.81) | 0.1804*** (18.37) | 0.1808*** (18.41) | 0.1047*** (12.44) | 0.1047*** (12.45) | 0.1067*** (6.25) | 0.1067*** (6.25) |
| Abandono Madre | 0.0884*** (13.55) | 0.0885*** (13.55) | 0.1243*** (12.06) | 0.1242*** (12.13) | 0.0707*** (12.69) | 0.0706*** (12.66) | 0.0830*** (7.96) | 0.0830*** (7.97) |
| Efecto Cohorte | 0.0759 (1.05) | 0.0754 (1.00) | 0.0657 (0.84) | 0.1175 (1.25) | 0.1059 (1.29) | 0.0769 (0.99) | 0.2577*** (3.20) | 0.2385** (2.98) |
| Mercado de Trabajo y ciclo empresarial | | | | | | | | |
| Salario real esperado a los 30 años | 0.0469 (1.04) | 0.0591 (1.39) | 0.0508 (0.92) | 0.0441 (0.76) | -0.0334** (-2.33) | -0.0332** (-2.15) | 0.0122 (0.48) | 0.0122 (0.46) |
| Proporción de empleo en la construcción | 0.0091 (0.02) | -0.0395 (-0.10) | -0.2782 (-0.45) | -0.6145 (-1.11) | -0.4329 (-1.29) | -0.2584 (-0.81) | -0.4482 (-0.74) | -0.3419 (-0.57) |
| Tasa de desempleo | 0.3696 (1.39) | 0.4379* (1.88) | 0.7357** (2.52) | 0.6820** (2.15) | 0.4585*** (4.04) | 0.4539*** (4.37) | 0.8701*** (4.16) | 0.8625*** (4.25) |
| Tasa de crecimiento regional | 0.4058 (1.18) | 0.3586 (1.05) | -0.1932 (-0.53) | -0.2236 (-0.57) | -0.0412 (-0.16) | -0.0102 (-0.04) | -0.4789 (-1.22) | -0.4577 (-1.18) |
| Modelo Educativo | | | | | | | | |
| Competencias en educación | -0.0209 (-0.93) | -0.0221 (-1.10) | 0.0235 (0.74) | 0.0357 (1.11) | -0.0118 (-0.35) | -0.0173 (-0.54) | 0.0000 (0.00) | -0.0017 (-0.05) |
| Tasa de idoneidad 15 | -0.0014* (-1.70) | -0.0007 (-0.98) | 0.0002 (0.15) | 0.0001 (0.09) | 0.0003 (0.17) | 0.0002 (0.11) | 0.0016 (0.77) | 0.0015 (0.70) |
| Incidencia de la LOGSE | | | | | | | | |
| % estudiando LOGSE | 0.0634 (0.46) | | 0.2965* (1.79) | | -0.1637** (-2.20) | | -0.0987 (-0.81) | |
| % estudiando FP-I | -0.1174 (-0.97) | -0.1087 (-0.98) | -0.2224 (-1.16) | -0.3551* (-1.85) | -0.2356** (-2.13) | -0.1665* (-1.66) | -0.6190*** (-2.60) | -0.5806** (-2.27) |
| % estudiando ESO-I | | 0.1618*** (3.69) | | 0.0378 (0.38) | | -0.0762 (-1.50) | | -0.0703 (-0.60) |
| Trimestre de nacimiento | | | | | | | | |
| Segundo | -0.0103 (-1.40) | -0.0105 (-1.41) | 0.0047 (0.39) | 0.0046 (0.38) | 0.0025 (0.35) | 0.0024 (0.33) | 0.0019 (0.24) | 0.0018 (0.23) |
| Tercero | 0.0099 (1.30) | 0.0100 (1.32) | 0.0090 (0.71) | 0.0091 (0.72) | 0.0103* (1.70) | 0.0102* (1.69) | 0.0037 (0.45) | 0.0037 (0.45) |
| Cuarto | 0.0215*** (3.53) | 0.0215*** (3.53) | 0.0300*** (2.84) | 0.0300*** (2.86) | 0.0031 (0.48) | 0.0031 (0.47) | 0.0056 (0.40) | 0.0056 (0.40) |
| R-cuadrado | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.08 | 0.08 | 0.08 | 0.08 |
| Observaciones | 45400 | 45400 | 20951 | 20951 | 43919 | 43919 | 20349 | 20349 |

Notas: La diferencia entre (1) y (2) se basa en el conjunto de indicadores educativos incluidos en la especificación. ***significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%. Variables omitidas: dicotómicas de cohorte regional. Efectos marginales después de la estimación Probit. Errores estándares clustered por región.

Por estos motivos, la tabla 6 muestra los resultados para dos submuestras entrevistadas en el periodo 2000-2010. Los resultados muestran que los individuos (varones) nacidos en el último trimestre del año son más proclives a abandonar (desde un 2-3% dependiendo de la especificación), ceteris paribus, lo que está en línea con la investigación previa .

5.2.2. Implicaciones del cambio en la ley de educación en la elección de perfil (académico o vocacional)

La introducción de la LOGSE y, en particular, la eliminación progresiva de FP-I (generalmente disponible para alumnos de 14-16 años antes de la LOGSE) pudo haber tenido consecuencias en elección del perfil de estudios: formación profesional o académica. Para comprobar si efectivamente hubo cambios en la elección del perfil, estimamos un modelo sobre la probabilidad de elegir estudios profesionales después de la educación obligatoria. Tabla 7. Extensiones: La probabilidad de realizar formación profesional después de la educación obligatoria (efectos marginales). Individuos de 18-24 que han completado la educación obligatoria.

Observamos en la tabla 7 que el coeficiente FP-I es positivo y muy significativo para las mujeres, pero no significativo al 5% para los varones. De hecho, todas las variables principales (abandono escolar del padre, tamaño de la cohorte, tasa de desempleo) parecen ser más importantes para las mujeres que para los varones.

Particularmente interesante son los coeficientes de abandono escolar del padre y el tamaño de la cohorte. En este sentido, los individuos cuyo padre abandono la educación antes de completar la secundaria superior tenían una probabilidad un 5% mayor de elegir la vía profesional. Del mismo modo, pertenecer a una cohorte más amplia aumenta la probabilidad de seleccionar la vía profesional en un 16%, y cuanto mayor sea el salario real esperado de los trabajadores cualificados a la edad de 30 años menor será la probabilidad de realizar formación profesional, aunque el coeficiente solo es significativo para las mujeres.

¹⁰ Es preciso tener en cuenta que incluir estas variables apenas afecta los coeficientes del resto de variables.

Tabla 7. Extensiones: La probabilidad de realizar formación profesional después de la educación obligatoria (efectos marginales). Individuos de 18-24 que han completado la educación obligatoria

| | Hombres | | Mujeres | |
|---|------------|------------|------------|------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Demográficos | | | | |
| Nacidos en el extranjero | -0.0464* | -0.0464* | -0.0793*** | -0.0793*** |
| | (-1.81) | (-1.81) | (-5.54) | (-5.53) |
| Padre presente | -0.0633*** | -0.0632*** | -0.0555*** | -0.0555*** |
| | (-7.25) | (-7.24) | (-7.87) | (-7.84) |
| Madre presente | -0.0425*** | -0.0426*** | -0.1035*** | -0.1036*** |
| | (-3.64) | (-3.67) | (-12.47) | (-12.45) |
| Abandono escolar paterno | 0.0632*** | 0.0633*** | 0.0503*** | 0.0503*** |
| | (7.03) | (7.07) | (5.75) | (5.73) |
| Abandono escolar materno | 0.0140 | 0.0140 | 0.0079 | 0.0080 |
| | (1.57) | (1.57) | (1.06) | (1.06) |
| Efecto cohorte | 0.1600** | 0.1740** | 0.1644*** | 0.1691*** |
| | (2.10) | (2.15) | (4.34) | (3.82) |
| Mercado de Trabajo y ciclo empresarial | | | | |
| Salario real esperado a los 30 años | -0.0218 | -0.0223 | -0.0446*** | -0.0432*** |
| | (-0.77) | (-0.85) | (-2.85) | (-2.74) |
| Proporción de empleo en la construcción | -0.3834 | -0.5175 | -0.4537 | -0.4826 |
| | (-0.99) | (-1.36) | (-1.29) | (-1.35) |
| Tasa de desempleo | 0.0805 | 0.0570 | 0.5190** | 0.5319*** |
| | (0.35) | (0.23) | (2.55) | (2.64) |
| Tasa de crecimiento regional | -0.0979 | -0.1086 | 0.3611* | 0.3422 |
| | (-0.30) | (-0.33) | (1.65) | (1.57) |
| Modelo Educativo | | | | |
| Competencias en educación | 0.0239 | 0.0296 | 0.0296 | 0.0298 |
| | (0.62) | (0.84) | (0.88) | (0.99) |
| Tasa de idoneidad 15 | -0.0002 | -0.0002 | -0.0005 | -0.0003 |
| | (-0.18) | (-0.16) | (-0.40) | (-0.26) |
| Incidencia de la LOGSE | | | | |
| % estudiando LOGSE | 0.1193 | | 0.0333 | |
| | (1.19) | | (0.28) | |
| % estudiando FP-I | 0.2817* | 0.2392 | 0.4093*** | 0.4059*** |
| | (1.81) | (1.56) | (3.38) | (2.88) |
| % estudiando ESO-I | | 0.0277 | | 0.0511 |
| | | (0.78) | | (1.22) |
| R-cuadrado | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 |
| Observaciones | 33988 | 33988 | 39941 | 39941 |

Notas: La diferencia entre (1) y (2) se basa en el conjunto de indicadores educativos incluidos en la especificación. ***significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%. Variables omitidas: Variables omitidas: variables dicotómicas de cohorte regional. Efectos marginales después de la estimación Probit. Errores estándar agrupados por región.

6. CONCLUSIONES

Las tasas de abandono en España descendieron desde el 70% en 1977 al 30% a finales de los 90, pero permanecieron alrededor del 30% desde entonces. Este trabajo analiza el papel de la ley educativa (LOGSE) desde 1990, y otros factores, para explicar por qué la deserción escolar frenó su tendencia de caída en las últimas dos décadas. Las diferencias en el calendario de implementación de la LOGSE entre las diferentes regiones se han utilizado para identificar si esta ley contribuyó a amortiguar la mejora de la tasa de abandono observada en años anteriores. Nuestra estrategia empírica utiliza información sociodemográfica, disponible en la EPA, que permite controlar, por ejemplo, por el nivel educativo de los padres.

Los resultados muestran una relación positiva y significativa en los hombres ya que aquellos que fueron expuestos a la LOGSE tienen más probabilidad de abandonar la escuela. Una explicación plausible es que la eliminación de la FP-I (Primer nivel de formación profesional) para los jóvenes de 14-16 años que tuvo lugar después de la aplicación de la LOGSE tuvo un impacto negativo en el deseo de continuar estudiando en los hombres. Asimismo, mezclar en una misma clase a buenos estudiantes con malos estudiantes (en los dos últimos cursos del nuevo ciclo) es probable que haya tenido también consecuencias negativas. Este efecto no se encuentra para las mujeres ya que estas no se vieron igualmente afectadas por la eliminación de FP-I. Una explicación complementaria de las diferencias por género son los cambios en el modelo productivo de la economía, pero los efectos de este último factor están claramente fuera de nuestro periodo muestral.

Por estos motivos, el Gobierno aprobó el 30 julio de 2011 una ley que facilitaba la transición de la ESO (grado secundario) a la formación profesional. Hasta entonces, estos programas se limitaban a mayores de 16 años que no

hubieran completado la ESO. En cambio, tras esta ley, las personas de 15 años también pueden tener acceso. Del mismo modo, esta ley permitió el paso de formación profesional de grado medio a superior sin necesidad de completar la secundaria no obligatoria (Bachillerato) y después de realizar un curso especial. Todas estas nuevas medidas probablemente contribuirán a reducir el alto índice de abandono escolar y están bastante en línea con nuestros resultados.

Por otro lado, el estudio también revela relevancia del trimestre de nacimiento en la incidencia del abandono escolar para los hombres ya que aquellos que nacieron en el último trimestre del año, experimentan una mayor tasa de abandono en un 2-3%. Respecto a la elección de la trayectoria educativa, los resultados confirman que, tras la introducción de la LOGSE, la eliminación de FP-I redujo significativamente la elección de la vía profesional.

REFERENCIAS

- Acemoglu, D. and Angrist, J. D. (2000), “How Large Are Human Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws”, NBER Macroeconomics Annual, 2000: pp. 9-59.
- Angrist, J. D. and Krueger, A. B. (1991), “Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 16, num. 4.
- Angrist, J. D. and Lavy, V. C. (2004), “The Effect of High Stakes High School Achievement Awards: Evidence from a School-Centered Randomized Trial”, IZA DP No. 1146.
- Aparicio, A. (2010), “High-School Dropouts and Transitory Labor Market Shocks: The Case of the Spanish Housing Boom”, IZA DP No. 5139.
- Arcidiacono, P. (2004), “Ability Sorting and the Returns to College Major”, *Journal of Econometrics* 121, 343-375.
- Arcidiacono, P. (2005), “Affirmative Action in Higher Education: How do Admission and Financial Aid Rules Affect Future Earnings?”, *Econometrica* 73, 1477-1524.
- Blanden, J. (2009), “How much can we learn from international comparisons of intergenerational mobility?” CEE discussion papers, CEEDP0111. Centre for the Economics of Education, London School of Economics and Political Science, London, UK.
- Brunello, G., Rocco, L. Arigac, K. and Iwahashid, R. (2010), “On the Efficiency Costs of De-Tracking Secondary Schools in Europe”, *Education Economics*, 1469-5782.
- CAUCES (2010), “Fracaso y abandono escolar temprano en España”, Cuadernos del Consejo Económico y Social.
- Clark, W. (2007), “Delayed Transitions of Young Adults”, Statistics Canada, Ottawa, September 2007.
- Dearden, L., Emmerson, C. Frayne, C. and Meghir, C. (2009), “Conditional Cash Transfers and School Dropout Rates”, *J. Human Resources* 44(4):827-857.
- Delibes-Liniers, A. (2006), “La gran estafa. El secuestro del sentido común en la educación.” Unisón editores.
- Duflo, E. (2000), “Schooling and Labour Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, NBER Working Paper num. 7860.
- Duncan, B. (1965), “Dropouts and the unemployed.” *Journal of Political Economy* 73.2 121-134.
- Dustmann, C. (2004), “Parental background, secondary school track choice, and wages,” *Oxford Economic Papers*, 56, 209–230.
- Dynarski (2003), “Does Aid Matter? Measuring the Effect of Student Aid on College Attendance and Completion”, NBER Working Paper No. 7422.
- Eckstein, Z. & Wolpin, K., (1998). “Youth Employment and Academic Performance in High School,” CEPR Discussion Papers 1861, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Felgueroso, F. and Jiménez-Martín, S., (2009), The “New Growth Model”. How and with Whom?, Working Papers 2009-39, FEDEA.
- Gutiérrez, M. and Adserà, A. (2012) Student Performance in Elementary Schools: Evidence from Catalonia, vol. XX, No. 59.
- Harmon, C. and Walker, I. (1995), “Estimates of the economic return to schooling for the UK,” *American Economic Review*, 85 (5):1278-1296.
- Keane, M. P. and Wolpin, K. I. (1997), “The Career Decisions of Young Men,” *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 105(3), pages 473-522, June.
- Lacasa, J. M., (2006), “El efecto LOGSE y otros cuentos”, Instituto FORMA de Investigación Educativa.
- Lacuesta, A., Puente S., and Villanueva E. (2012) “The schooling response to a sustained increase in low-skill wages: evidence from Spain 1989-2009,” Banco de España WP 1208.
- Lleras-Muney, A. (2002), “The Relationship Between Education and Adult Mortality in the United States”, NBER Working Paper No. 8986.
- Lochner, L. and Moretti, E. (2004), “The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports,” *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 94(1), pp. 155-189, March.
- López-Mayan, C. (2010), “Demand for Post-compulsory Education: The Choice between Academic and Vocational Tracks”. CEMFI. Job Market Paper.

- Mora, T., Escardíbul, J-O. and Espasa, M. (2010), “The Effects of Regional Educational Policies on School Failure in Spain”, *Revista de Economía Aplicada*, num 54, vol. XVIII, pp. 79-106.
- Oreopoulos, P. “Do Dropouts Drop Out Too Soon? Evidence from Changes in School-Leaving Laws,” mimeo, 2003.
- Schultz, T. P., (2003), “School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican Progresa Poverty Program”, Yale University Center Discussion Paper No. 834.
- Welch, F. (1979): “Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies’ Financial Bust”, *Journal of Political Economy*, 87: s65–97.
- Zynovieva, N., F. Felgueroso and P. Vazquez (2008): “Immigration and students’ achievement in Spain”, Fedea DP.

APÉNDICE

La construcción de las variables para el análisis microeconómico

Variable dependiente

Abandono (variable dicotómica que toma valor 1 si el individuo abandona y cero en caso contrario). Un individuo es considerado abandono escolar si él/ella actualmente no está estudiando y su máximo nivel educativo es la educación primaria o el primer ciclo de la educación secundaria (ISCED <= 2). Elección: Variable dicotómica que toma valor 1 si el individuo elige formación profesional después de completar la educación obligatoria. La regresión se estima por separado para hombres y mujeres.

Variables explicativas

Cuatro diferentes medidas sobre el grado de exposición de la LOGSE:

- Índice LOGSE de 12-17 años: fracción de la población 12-17 expuesta a la LOGSE (ESO-I, ESO II y Bachillerato).
- Índice LOGSE de 12-13 años: fracción de la población 12-17 expuesta a la LOGSE (ESO-I).
- Índice LOGSE de 14-15: fracción de la población 12-17 expuesta a la LOGSE (ESO-II).
- FP-I: fracción de la población 14-15 estudiando FP-I.

Factores Individuales

- Nacionalidad: dicotómica que toma valor uno si nació en el extranjero (no nativo).
- Presencia de los padres: dicotómica que toma valor uno cuando está

presente la madre y valor uno cuando está presente el padre.

- Educación de los padres: dicotómica que toma valor 1 si la madre abandonó los estudios y una variable dicotómica que toma valor 1 si el padre abandonó los estudios.
- Efecto Cohorte: medida que combina el número relativo de individuos que tenían la misma edad con respecto al tamaño de la región (competencia directa con el individuo) y el número relativo de individuos que tienen alrededor de 1 ó 2 años entorno de la edad del individuo (con un peso de 2/3) reflejando la competencia parcial. Esto sigue la normalización de Welch (1979).

Factores regionales y temporales

- Medida sobre los beneficios de abandonar la escuela: la relación entre los ingresos esperados a los 30 años sobre los niveles educativos 1 y 3 (brecha de ingresos).
- La proporción de estudiantes de 15 años que estudian en su curso correspondiente (tasa de idoneidad a los 15 años).
- Tasas de desempleo regionales
- Participación del sector de la construcción en el empleo.
- Variación porcentual anual del PIB regional.
- Competencias educativas: dicotómica para aquellas regiones que tienen competencias en educación.

Construcción del índice de aplicación de la LOGSE

Para el análisis macroeconómico, se utilizan datos del Ministerio de Educación sobre el número de alumnos matriculados en cada región (Comunidad Autónoma) bajo la ley educativa LGE (Ley General de Educación, 1970) o LOGSE (Ley Orgánica de Ordenación General del Sistema Educativo, 1999). Idealmente nos gustaría tener el número de alumnos matriculados en cada sistema educativo por edad, lo que nos permitirá generar un índice por edad de la exposición a la LOGSE que podría estar vinculado a cada individuo de la Encuesta de Población Activa (EPA), una encuesta que contiene variables que afectan a la trayectoria educativa. Sin embargo, esta información solo está disponible para grupos de cursos académicos. Es decir, tenemos por ejemplo, el número total de estudiantes de BUP y COU, pero no podemos

separar entre los cuatro cursos que integran este grupo. Teniendo en cuenta esta restricción, nuestros indicadores para el índice de edad de la exposición de la LOGSE son más amplios.

Construcción de las variables para el análisis macroeconómico

Variable Dependiente: porcentaje de personas de 17 años que están matriculados en su grado correspondiente (tasa de escolaridad neta de 17 años). Esta variable tiene la interpretación opuesta a la tasa de abandono escolar y está disponible para varios años y regiones en el Ministerio de Educación.

Covariables

- Tres diferentes medidas del grado de exposición a la LOGSE:
 - Índice de 12-17 años: porcentaje del total de estudiantes de entre 12 y 18 años que fueron inscritos bajo la LOGSE. Para ello, el número total de estudiantes bajo la LGE entre 12 y 18 años se calculaba añadiendo a los datos 7º y 8º curso de EGB, BUP y COU; en la LOGSE se hacía sumando los alumnos de ESO y Bachillerato.
 - Índice de 12-14 años: porcentaje del total de estudiantes de entre 12 y 14 años bajo la LOGSE. Para ello, tomamos el número total de estudiantes bajo la LGE en esa edad, utilizando los datos de los cursos de 7º y 8º de EGB, y para la LOGSE, utilizando los datos del primer ciclo de la ESO (1º y 2º curso).
 - FP: porcentaje del total de estudiantes en FP de grado medio que se inscribieron bajo la LOGSE. Para ello, tomamos el número total de estudiantes bajo la LGE en FP2 y el número total de estudiantes de FP de grado medio en la LOGSE. Es importante tener en cuenta que el rango de edad entre los dos sistemas no es totalmente equivalente para FP2 va desde 16 a 19 años y FP media desde 16 a 18 años.
 - La proporción de estudiantes de 15 años de edad que están estudiando en su año correspondiente (tasa de idoneidad a los 15 años).
 - Ratio de alumnos por profesor.
 - Relación de estudiantes no nativos (en tantos por mil).

Tabla A1. Calendario de implementación desde la LGE hasta la LOGSE.

| Edad | LGE | | | LOGSE | | | |
|------|-------------|-----------|---|--|---|------------------------------|--|
| | Itinerario | Cursos | Calendario de abolición (cursos académicos) | Itinerario de Formación Profesional (FP) | Cursos | Calendario de implementación | Itinerario de Formación Profesional (FP) |
| 0 | | | | | | | |
| 1 | | | | | | | |
| 2 | Pre-escolar | | | | | 1991-1992 | |
| 3 | | | | | | | |
| 4 | | | | | | | |
| 5 | | | | | | | |
| 6 | | 1º | 1992-1993 | | 1º | 1992-1993 | |
| 7 | | 2º | | | 2º | | |
| 8 | | 3º | 1993-1994 | | 3º | 1993-1994 | |
| 9 | | 4º | | | 4º | | |
| 10 | EGB | 5º | 1994-1995 | | 5º | 1994-1995 | |
| 11 | | 6º | 1995-1996 | | 6º | 1995-1996 | |
| 12 | | 7º | 1996-1997 | | | | |
| 13 | | 8º | 1997-1998 | | 1º | 1996-1997 | |
| 14 | | 1º | 1998-1999 | FP-I | 2º | 1997-1998 | |
| | | 2º | 1999-2000 | | 3º | 1998-1999 | |
| 15 | BUP | 1º | 2000-2001 | FP-II | 4º | 1999-2000 | |
| 16 | | 2º | | | 1º | 2000-2001 | 2000-2001 |
| | | 3º | 2000-2001 | | | | |
| | | | | | | | |
| 17 | COU | 2000-2001 | | | Formación profesional de grado medio | 2001-2002 | |
| | | | | | | | |
| 18 | Universidad | 3º | 2002-2003 | | Formación profesional de grado superior | 2001-2002 | |

6

LA RENTABILIDAD PRIVADA Y FISCAL DE LA EDUCACIÓN EN ESPAÑA Y SUS REGIONES*

Angel de la Fuente

Instituto de Análisis Económico (CSIC)

Juan Francisco Jimeno

Banco de España

Octubre de 2011

Resumen

En este trabajo se utiliza la metodología desarrollada en de la Fuente y Jimeno (2009) para construir estimaciones de la rentabilidad privada de la inversión en educación por regiones y niveles y de sus implicaciones para las finanzas públicas. Los cálculos tienen en cuenta los efectos de la educación sobre los salarios, las tasas de participación y la probabilidad de empleo de los agentes y, a través de ellos, sobre las prestaciones por desempleo y pensiones contributivas a las que tienen derecho. También se tienen en cuenta los costes directos y de oportunidad de la educación, las tasas de fracaso escolar y los tipos impositivos a los que los agentes representativos de cada territorio y nivel se enfrentan en distintas situaciones.

Nuestros resultados muestran que casi todos los ciclos educativos postobligatorios ofrecen rentabilidades atractivas y generan flujos incrementales de ingresos fiscales netos a lo largo de la vida laboral del individuo que permiten recuperar una fracción importante del coste directo de una plaza escolar. Las cifras, sin embargo, son mucho menos atractivas de lo que podrían

* Este trabajo ha sido preparado para la monografía de FEDEA sobre el capital humano en España. En él se resumen algunos de los resultados de un proyecto de investigación cofinanciado por BBVA Research y la Fundación Rafael del Pino. Agradecemos también el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia e Innovación a través del proyecto ECO2011-28348 y la ayuda de Laura Hospido y Lorena Saiz con algunos cálculos y estimaciones.

ser debido a la existencia de elevadas tasas de fracaso escolar que elevan los costes directos del sistema educativo y reducen los flujos de beneficios privados y fiscales derivados de la educación.

Abstract

In this paper we use the methodology developed in de la Fuente and Jimeno (2009) to construct estimates of the private returns to schooling in Spain by region and educational level and to explore the implications of such investment for public finances. Our calculations take into account the effects of schooling on wages, participation rates and employment probabilities and, through them, on contributive unemployment and pension benefits. We also allow for academic failure rates, the direct and opportunity costs of schooling and the impact of personal taxes and social security contributions.

Our results show that almost all post-mandatory schooling levels offer attractive returns and generate incremental flows of net fiscal revenues along an individual's lifecycle that allow the government to recoup an important fraction of its spending on schooling. The results are, however, much less attractive than they could be due to the existence of high rates of academic failure that raise the direct costs of schooling and reduce the flows of net private and fiscal benefits generated by an additional year spent in school.

1. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se utilizan técnicas estadísticas para cuantificar los efectos del nivel educativo sobre los salarios, las tasas de participación y las probabilidades de empleo. Estas estimaciones se combinan seguidamente con datos sobre gasto privado y público en educación y tasas de fracaso escolar así como con información sobre tipos impositivos, prestaciones por desempleo y pensiones para calcular la rentabilidad privada de la educación y para explorar los efectos sobre la misma de diversas políticas públicas. Finalmente, se analizan también los efectos a largo plazo del gasto educativo sobre las finanzas públicas.

El trabajo está organizado como sigue. En la sección 2 se esboza la metodología utilizada para cuantificar la rentabilidad privada y fiscal del gasto educativo. Siguiendo a de la Fuente y Jimeno (D&J, 2009), la rentabilidad de la educación se calcula como la tasa de descuento que iguala los valores presentes descontados de los flujos de costes y de beneficios generados por un aumento marginal en el nivel educativo de un individuo representativo de cada región o en la tasa de escolarización media de cada ciclo educativo a nivel nacional. Para calcular las rentabilidades privada y fiscal de la educación, utilizamos estimaciones econométricas de ecuaciones salariales, de participación y de empleo estimadas con datos individuales así como datos detallados sobre el gasto educativo público y privado por estudiante junto con un indicador de fracaso escolar que resume el efecto de los abandonos y las repeticiones sobre el tiempo medio necesario para completar con éxito un curso académico. También hacemos uso de estimaciones de los tipos impositivos medios y marginales a los que se enfrentan distintos tipos de agentes (estudiantes ocupados a tiempo parcial, adultos ocupados a tiempo completo, parados y pensionistas) así como de las prestaciones por desempleo y pensiones a las que tales agentes tienen derecho en función de su sueldo y de la sensibilidad de tales prestaciones a incrementos salariales. La estimación o construcción

de todas estas variables se describe en las secciones 3 y 4. Seguidamente, los resultados se presentan en las secciones 5 y 6. La sección 7 cierra el trabajo con un breve resumen y algunas conclusiones y un extenso Anexo recoge los detalles del marco teórico y de la construcción de los datos.

Con algunos matices, nuestros resultados tienden a confirmar los de trabajos previos sobre el tema¹. Con la excepción de los estudios universitarios de postgrado, los ciclos de enseñanza postobligatoria ofrecen rentabilidades atractivas y generan flujos incrementales de ingresos fiscales netos a lo largo de la vida laboral del individuo que permiten recuperar una fracción importante del coste directo de una plaza escolar. Las cifras, sin embargo, son mucho menos atractivas de lo que podrían ser debido a la existencia de elevadas tasas de fracaso escolar que elevan los costes directos del sistema educativo y reducen los flujos de beneficios privados y fiscales derivados de la educación.

¹ Véanse entre otros Arrazola et al. (1993), de la Fuente y Jimeno (2009), Izquierdo y Lacuesta (2006) y Barceinas-Paredes et al. (2002).

2. METODOLOGÍA: EL CÁLCULO DE LOS RENDIMIENTOS PRIVADOS Y FISCALES DE LA EDUCACIÓN

Todo individuo que permanece en el sistema educativo más allá de la edad exigida por la ley se enfrenta en cada momento de su carrera académica con la necesidad de decidir si continúa su educación o la abandona para incorporarse a tiempo completo al mercado de trabajo. Aunque otros factores ciertamente también son relevantes, la opción de continuar estudiando es al menos en parte una decisión de inversión por cuanto comporta un trade-off entre costes presentes y beneficios futuros que toman la forma de un incremento en el nivel salarial esperado y de una mayor probabilidad de empleo. Como en el caso de otros proyectos de inversión, los rendimientos económicos de un año adicional de escolarización pueden medirse a través de su tasa de rentabilidad interna. Esta variable se define como la tasa de descuento que iguala el valor presente descontado de los flujos relevantes de costes y de beneficios marginales.

Un trade-off similar existe a nivel fiscal. Un año más de permanencia en el sistema educativo reduce los ingresos tributarios corrientes y aumenta el gasto público pero, al aumentar los salarios y la probabilidad de empleo en el futuro, eleva la recaudación tributaria futura y el gasto en pensiones contributivas y reduce las prestaciones por desempleo. Tratando el gasto educativo como una inversión que genera un flujo de ingresos fiscales netos durante el ciclo vital del individuo, podemos calcular una tasa de rentabilidad fiscal que resume la incidencia presupuestaria a largo plazo de esta inversión o, alternativamente, el valor actualizado neto de la inversión a un tipo dado de descuento.

En de la Fuente y Jimeno (D&J, 2009) se derivan las fórmulas para el cálculo de los rendimientos privados y fiscales de la educación que se presentan en las secciones 1 y 2 del Anexo. En el mismo trabajo se derivan también expresiones que permiten calcular el valor actualizado fiscal neto (VAFN) de

un año de escolarización, definido como la diferencia en términos de valor presente descontado entre el incremento de la recaudación tributaria neta de prestaciones sociales generado por un año adicional de escolarización y sus costes presupuestarios directos, así como la tasa de reposición del gasto público educativo, entendida como el porcentaje del coste directo de una plaza escolar para el sector público que se recupera a través de mayores ingresos fiscales netos en el futuro. Estas fórmulas se utilizan en las secciones 5 y 6 para calcular la rentabilidad privada y fiscal de un incremento marginal del nivel educativo medio de cada comunidad autónoma así como la rentabilidad media de cada ciclo educativo no obligatorio a nivel nacional.

La fórmula de rentabilidad privada de la educación tiene en cuenta los costes explícitos de matrícula sufragados por el estudiante o su familia, sus costes de oportunidad en forma de rentas salariales no percibidas y pérdida de experiencia profesional y el incremento esperado en los ingresos futuros netos de impuestos que resulta tanto de un salario más elevado como de una mayor probabilidad de empleo, todo ello teniendo en cuenta los efectos del fracaso escolar sobre los costes y beneficios de la educación. En los cálculos se consideran también los impuestos sobre las rentas del trabajo que el individuo representativo soportaría en cada región (incluyendo los tramos nacional y regional del IRPF y las contribuciones de los trabajadores a la Seguridad Social), así como las pensiones contributivas y las prestaciones por desempleo a las que podría acceder, trabajando bajo los supuestos de que i) se trata de un individuo soltero y sin hijos (con el fin de eliminar los efectos de las políticas de protección familiar) y ii) que los episodios de desempleo que pueda sufrir son relativamente cortos y no agotan las prestaciones contributivas. La rentabilidad privada de un año adicional de escolarización se calcula bajo el supuesto de que el individuo de referencia permanece activo durante toda su vida laboral potencial (esto es, que está activo mientras cursa la educación post-obligatoria y continúa formando parte de la población activa hasta la edad media de jubilación), y que quiere trabajar, aunque podría no conseguirlo, un 20% de la jornada laboral estándar mientras cursa sus estudios. Por lo tanto, las probabilidades de empleo y parámetros relacionados que se utilizan en el cálculo son condicionales a la participación en el mercado de trabajo.

El cálculo de la rentabilidad fiscal es conceptualmente muy similar, pero exige algunos ajustes dada la distinta naturaleza del problema. A diferencia

de lo que hemos hecho en el cálculo de la rentabilidad privada, ahora tendremos en cuenta los efectos de la educación sobre la participación en el mercado de trabajo, consideraremos el gasto público en educación en vez del privado y añadiremos el IVA y las contribuciones empresariales a la Seguridad Social a los tributos considerados en el caso anterior.

Otra diferencia importante entre ambas estimaciones es que mientras que nuestros cálculos de rentabilidad privada se obtienen bajo una hipótesis de equilibrio parcial, en las estimaciones de rentabilidad fiscal intentaremos aproximar lo que serían los efectos de equilibrio general de un aumento en el nivel medio de escolarización. Esto es, nuestras estimaciones de rentabilidad privada capturan los rendimientos pecuniarios que obtendría un individuo al aumentar marginalmente su nivel educativo actuando de forma aislada y suponiendo que los precios de los factores y el nivel medio de formación de la población se mantienen constantes. A efectos de analizar las implicaciones fiscales de la política educativa, sin embargo, lo que nos interesa es calcular que sucedería si se pudiese aumentar marginalmente el nivel medio de formación de la población, lo que indudablemente tendría algún efecto sobre los precios de los factores y el volumen de empleo. Con el fin de intentar aproximar tales efectos de equilibrio general, introduciremos una corrección en los valores de los parámetros que miden la sensibilidad de los salarios y de las probabilidades de empleo y participación al nivel educativo, tal como se discute en la sección 6.

Para interpretar correctamente los resultados que se presentan más adelante, es importante tener en cuenta que las rentabilidades que se estiman en este trabajo miden los rendimientos de la inversión educativa de una forma muy específica y bastante restrictiva. Estas tasas de rentabilidad capturan, en particular, el rendimiento medio de un año adicional de escolarización manteniendo constante su coste y su calidad a los niveles observados, y no nos dicen por tanto nada sobre los rendimientos de posibles incrementos en el gasto dirigidos a mejorar la calidad del sistema educativo².

² El problema es empírico y no conceptual. Aunque es fácil derivar la fórmula para calcular la rentabilidad de la inversión en la mejora de la calidad educativa, no disponemos de estimaciones fiables del impacto de los insumos sobre la calidad del sistema educativo, o de los efectos de esta última variable sobre los salarios y la productividad que puedan insertarse en esta fórmula. Esto es una lástima porque la calidad es sin duda el margen más relevante a largo plazo para el diseño de las políticas educativas y porque existen buenas razones para sospechar que la calidad de la educación puede ser al menos tan importante como su cantidad. (Véase la sección 7 del capítulo 2 de la Fuente (2004)).

También hay que tener en cuenta la movilidad geográfica interregional a la hora de interpretar los resultados. Los efectos de la educación sobre los salarios y la tasa de empleo de los individuos se observa obviamente en su lugar de trabajo, que no necesariamente tiene por qué estar situado en la misma región en la que cada uno de ellos ha adquirido su capital humano. Dado que pueden existir notables diferencias en la calidad de la educación entre regiones y que, si bien todavía se mantiene en niveles reducidos, la movilidad interregional ha aumentado a lo largo de las dos últimas décadas, nuestras estimaciones no deben tomarse literalmente como el rendimiento de la educación proporcionada en cada región. A este respecto, resulta probable que la movilidad se produzca desde regiones³ con menores rendimientos hacia regiones con mayores rendimientos, por lo que nuestras estimaciones tenderían a sobre-estimar la rentabilidad de la educación en las primeras y a subestimarla en las segundas.

³ Para evidencia a este respecto a partir de los resultados de los exámenes de PISA, véase González San Román y de la Rica (2011).

3. ESTIMACIONES ECONÓMICAS DE LOS EFECTOS ECONÓMICOS DE LA ESCOLARIZACIÓN

En esta sección se presentan algunas estimaciones econométricas de los efectos de la escolarización sobre los salarios y las tasas de participación y de ocupación a nivel individual utilizando datos de la Encuesta de Población Activa (EPA) y de la Encuesta de Estructura Salarial (EES). Estas estimaciones serán un ingrediente importante para el cálculo de las tasas de rentabilidad de la educación en secciones posteriores.

3.1. Escolarización y salarios

La Encuesta de Estructura Salarial (ESS) es una macroencuesta empresarial elaborada por el Instituto Nacional de Estadística que proporciona información sobre los salarios, horas trabajadas y características personales de los asalariados empleados en establecimientos privados en todos los sectores productivos con la excepción de la agricultura y la pesca. Hasta el momento se han realizado tres olas de la encuesta en los años 1995, 2002 y 2006. En la encuesta de 2006, que es la que aquí se utiliza, se trabaja con una muestra de 235.000 individuos, empleados en 27.000 centros de trabajo, extraídos de una población total de aproximadamente 10,8 millones de trabajadores⁴.

Tras eliminar el primer y el último percentil de la muestra, hemos utilizado estos datos para estimar dos ecuaciones salariales diferentes con datos nacionales o/y regionales. La primera especificación es una ecuación salarial minceriana estándar de la forma

⁴ Desde el año 2006, el INE construye estimaciones anuales de las principales variables de la EES. En los años en los que la encuesta propiamente dicha no se realiza, se utilizan datos administrativos de la Seguridad Social y de la AEAT y algunas variables de la encuesta trimestral de coste laboral. Hasta 2006 no se consideraban los centros de trabajo que empleaban a menos de 10 trabajadores, lo que ha de tenerse en cuenta a la hora de comparar los resultados obtenidos con distintas olas de la encuesta (véase la sección 5 del Anexo). Para más detalles sobre la metodología de la EES, véase <http://www.ine.es/metodologia/t22/t2230133.htm>.

$$(1) \ln W_i = c + qS_i + a*potexp_i + b*potexp_i^2 + d*Dsexo_i + e*Dcarb! n_i + f*Dinm_i + u_i$$

donde W_i es el salario bruto por hora trabajada del individuo i (antes de retenciones por IRPF y cotizaciones a la Seguridad Social), c una constante y u_i un término de error aleatorio. Las variables explicativas son el número de años de escolarización (S), que se construye utilizando las duraciones teóricas de los distintos ciclos educativos recogidas en el Cuadro 1⁵, la experiencia potencial ($potexp$, definida como el tiempo transcurrido desde que el trabajador completó sus estudios) y su cuadrado y tres variables ficticias, una que indica el sexo de los trabajadores ($Dsexo$), otra que identifica a los inmigrantes ($Dinm$), definidos como aquellas personas que tienen nacionalidad distinta de la española, y una tercera para los trabajadores ocupados en la extracción de productos energéticos ($Dcarbón$). Esta última variable se incluye en la ecuación porque esta actividad, en la que domina la minería del carbón, es un sector muy peculiar que emplea fundamentalmente trabajo poco cualificado pero paga salarios muy elevados, en parte porque está dominado por una gran empresa pública con fuerte implantación de un sindicato muy militante, y en parte como compensación por los elevados riesgos ocupacionales con que se enfrentan los mineros. La segunda especificación de la regresión salarial es idéntica a la ecuación (1) excepto en que la variable de años de escolarización (S) se substituye por un conjunto de variables ficticias, una para cada uno de los niveles educativos que se indican en el Cuadro 1. Esta segunda ecuación se estima sólo a nivel nacional.

Cuadro 1: Niveles educativos y duraciones acumuladas teóricas utilizados para construir la variable de años de educación utilizada en la estimación de las ecuaciones salariales y de empleo

| nivel: | antes de 1970 | LGE, 1970-90 | LOGSE, 1990- |
|-------------------------|---------------|--------------|--------------|
| sin estudios | 2 | 2 | 2 |
| primaria | 4 | 5 | 6 |
| secundaria 1 | 8 | 8 | 10 |
| secundaria 2 | 11 | 12 | 12 |
| formación profesional 1 | 11 | 10 | 12 |
| formación profesional 2 | 13 | 12 | 14 |
| universidad 1 | 14 | 15 | 15 |
| universidad 2 | 16 | 17 | 17 |
| universidad 3 | 21 | 21 | 21 |

Nota: sin estudios incluye primaria incompleta. Los dos primeros grupos se combinan en uno solo en la estimación con dummies por nivel educativo.

⁵ Obsérvese que las duraciones de los distintos ciclos educativos han cambiado a lo largo del tiempo. Para más detalles, véase la sección 3 del Anexo. Las duraciones teóricas de los distintos niveles educativos se utilizan también para calcular la experiencia potencial de los individuos.

Es importante observar que la EES no es una muestra aleatoria compuesta por observaciones independientes extraídas de una distribución común con iguales probabilidades. Por un lado, la probabilidad de que un individuo sea incluido en la muestra varía con el sector, el tamaño del establecimiento y la región, y por otro, es muy probable que los salarios estén altamente correlacionados dentro de cada empresa. Puesto que estas características de los datos pueden hacer que los valores estimados de los coeficientes de interés o de sus errores estándar no sean consistentes cuando se utilizan mínimos cuadrados ordinarios (MCO), hemos estimado ambas especificaciones utilizando una técnica de mínimos cuadrados ponderados (MCP) que pondera las distintas observaciones por la inversa de sus probabilidades de inclusión en la muestra (los factores de elevación de la encuesta), y hemos tenido en cuenta la posible correlación dentro de cada establecimiento a la hora de calcular los errores estándar⁶.

Cuadro 2: Efectos de la educación sobre los salarios, la participación y la ocupación en la especificación minceriana con años de escolarización como variable independiente

| | salarios | | participación | | ocupación | |
|---------------|--------------|----------------|---------------|----------------|--------------|----------------|
| | θ | (t) | q' | (t) | p' | (t) |
| Andalucía | 4,84% | (16,25) | 1,84% | (14,13) | 1,28% | (8,67) |
| Aragón | 5,71% | (16,72) | 1,02% | (4,30) | 0,78% | (2,99) |
| Asturias | 6,69% | (16,05) | 1,49% | (4,31) | 1,23% | (3,11) |
| Baleares | 5,29% | (15,98) | 1,20% | (4,12) | 0,54% | (1,44) |
| Canarias | 5,12% | (16,19) | 1,24% | (5,64) | 1,02% | (4,05) |
| Cantabria | 6,03% | (12,53) | 1,90% | (5,48) | 0,60% | (1,55) |
| Cast. y León | 5,62% | (20,70) | 1,10% | (6,39) | 0,89% | (4,76) |
| C. La Mancha | 5,77% | (17,44) | 2,00% | (9,45) | 1,11% | (4,62) |
| Cataluña | 6,27% | (31,97) | 1,28% | (8,86) | 0,92% | (5,38) |
| Valencia | 5,09% | (18,86) | 1,10% | (6,41) | 1,07% | (5,45) |
| Extremadura | 7,00% | (13,50) | 2,46% | (8,42) | 1,95% | (5,55) |
| Galicia | 6,27% | (21,69) | 1,70% | (8,12) | 0,94% | (3,56) |
| Madrid | 6,30% | (27,17) | 0,39% | (2,11) | 0,61% | (3,00) |
| Murcia | 5,89% | (15,24) | 1,41% | (5,19) | 1,08% | (3,51) |
| Navarra | 4,82% | (14,47) | 0,57% | (1,75) | 0,76% | (2,18) |
| Pais Vasco | 5,92% | (27,10) | 1,23% | (5,18) | 1,15% | (3,97) |
| Rioja | 5,17% | (11,48) | 1,51% | (3,89) | 0,72% | (1,65) |
| España | 6,11% | (67,07) | 1,54% | (29,98) | 1,16% | (19,27) |

Notas: - Estadísticos t entre paréntesis al lado de cada coeficiente. - Ecuación de salarios: Los datos provienen de la EES de 2006. La estimación se realiza por mínimos cuadrados ponderados permitiendo la existencia de correlación entre los salarios de trabajadores del mismo establecimiento. Se utilizan errores estándar robustos a la heteroskedasticidad en el sentido de White. - Ecuaciones de participación y de ocupación: Los datos provienen de la EPA del segundo trimestre de 2006. Se estima un probit en dos etapas a la Heckman (1979). El cuadro muestra los efectos marginales, evaluados en la media muestral de los regresores.

⁶ Véase Cochran (1977) y Binder (1983). DuMouchel y Duncan (1983) desarrollan un contraste que puede utilizarse para determinar cuándo el estimador ponderado es preferible al de MCO. Tal contraste indica que éste es el caso con nuestros datos.

Los resultados detallados de la estimación se recogen en los Cuadros A.2 - A.5 en la sección 4 del Anexo. Las primeras columnas de los Cuadros 2 y 3 muestran los valores estimados de los parámetros que miden los efectos de la escolarización sobre los salarios. En el Cuadro 2 se muestra el coeficiente de los años de escolarización en la especificación minceriana (θ) en cada comunidad autónoma y a nivel nacional. Este parámetro mide el incremento porcentual de los salarios asociado con un aumento de un año en el nivel de formación. En el Cuadro 3 se recogen los rendimientos marginales de cada nivel educativo en relación con el ciclo escolar inmediatamente inferior para España en su conjunto. En la parte superior del cuadro se muestran los coeficientes estimados (efectos marginales) de las variables ficticias que identifican a los distintos niveles educativos en la segunda especificación de la ecuación salarial. En el bloque inferior del cuadro se construyen una serie de coeficientes (θ_i con $i = s1, s2, fp1, fp2, u1, u2$) que miden el impacto esperado sobre los salarios de un año adicional de escolarización en cada nivel. Estos coeficientes se obtienen dividiendo la diferencia entre los coeficientes asociados a las dummies relevantes (las correspondientes al nivel de interés y al que le precede secuencialmente) por la diferencia en sus duraciones acumuladas medidas en años⁷. Por lo tanto, estos coeficientes son directamente comparables al parámetro de rendimientos mincerianos (θ), que puede interpretarse como una media ponderada de todos ellos⁸.

Los Cuadros 2 y 3 revelan una considerable variación entre niveles educativos y entre regiones en el tamaño estimado de los efectos salariales de la educación.

⁷ La finalización del primer ciclo de secundaria da paso o bien al primer ciclo de formación profesional o bien al segundo ciclo de secundaria (bachillerato). Desde este último se puede acceder a la universidad una vez superadas las correspondientes pruebas de acceso. Tanto en el sistema LGE como en el actual, al segundo ciclo de FP se puede acceder tras haber completado el bachillerato o a través del primer ciclo de FP con algunos requisitos adicionales. Aunque en años recientes la vía más frecuente de acceso es la primera, tenemos la impresión de que en el pasado ha sido al revés, por lo que a efectos de calcular los rendimientos marginales de la FP 2 supondremos que se accede a ella a través de la FP 1. (Obsérvese que el supuesto que se haga sobre la vía habitual de acceso tiene consecuencias importantes a la hora de estimar la rentabilidad de la FP2, que sería sorprendentemente baja si el cálculo se hace tomando como referencia el bachillerato). Por lo tanto, la rentabilidad del segundo ciclo de formación profesional que aparece en el segundo bloque del Cuadro 3 mide la diferencia porcentual entre los salarios medios de los que han completado este ciclo y los de aquellas personas que han terminado el primer ciclo de FP, dividida por dos, que es la duración teórica habitual en años de la FP2. En el caso de los estudios universitarios, supondremos que a universidad 2 se accede directamente desde el segundo ciclo de secundaria y no a través de universidad 1. Éste parece ser el supuesto más razonable dado que hay mucha más gente que ingresa directamente en carreras largas que estudiantes que se incorporan a un segundo ciclo tras completar una carrera corta.

⁸ Las duraciones acumuladas que se utilizan en este cálculo se construyen como la media de las correspondientes a los tres sistemas recogidos en el Cuadro 1. Los ceros que aparecen en negrita en la columna de efectos de participación del Cuadro 3 han sido impuestos. Aunque los valores inicialmente estimados de estos coeficientes son negativos, parece difícil pensar que un mayor nivel educativo, per se, se traduzca en una menor probabilidad de participación en el mercado de trabajo.

Cuadro 3: Efectos de la educación sobre los salarios, la participación y la ocupación en la especificación con variables ficticias por nivel educativo España en su conjunto

| | coeficientes (efectos marginales) de las variables ficticias de nivel educativo | | | | | |
|---------------|---|---------|---------------|---------|-----------|---------|
| | salarios | | participación | | ocupación | |
| | coef. | (t) | coef. | (t) | coef. | (t) |
| secundaria 1 | 5,91% | (7,60) | -2,41% | (4,86) | 0,91% | (1,70) |
| secundaria 2 | 30,12% | (25,44) | -0,10% | (0,16) | 5,34% | (8,16) |
| FP 1 | 23,91% | (22,40) | 5,00% | (7,15) | 4,84% | (6,41) |
| FP 2 | 33,53% | (31,64) | 9,11% | (12,29) | 8,56% | (10,61) |
| universidad 1 | 61,88% | (51,47) | 12,23% | (18,31) | 10,50% | (13,33) |
| universidad 2 | 78,67% | (68,92) | 16,00% | (22,52) | 12,25% | (14,77) |
| universidad 3 | 87,71% | (24,67) | 19,09% | (6,56) | 20,95% | (6,93) |

| | Impacto marginal por año de estudios de cada ciclo | | |
|---------------|--|---------------|-----------|
| | salarios | participación | ocupación |
| | θ | q' | q' |
| secundaria 1 | 1,61% | 0,00% | 0,25% |
| secundaria 2 | 8,07% | 0,00% | 1,48% |
| FP 1 | 7,71% | 2,14% | 1,68% |
| FP 2 | 4,81% | 2,05% | 1,86% |
| universidad 1 | 10,59% | 4,11% | 1,72% |
| universidad 2 | 9,71% | 3,22% | 1,38% |
| universidad 3 | 2,09% | 0,71% | 2,01% |

Notas: - Véanse las notas al Cuadro 2. - El grupo de referencia (omitido en la regresión) es el integrado por personas sin estudios o con educación primaria. - Los coeficientes de las ecuaciones de participación y ocupación que aparece en el primer bloque del cuadro no son los valores estimados del parámetro original del modelo probit sino los efectos marginales estimados (calculados en el promedio muestral de todos los regresores) que miden el cambio esperado en la probabilidad relevante como resultado de un aumento marginal de la variable explicativa.

La prima educativa por año de estudios es muy reducida en el primer ciclo de secundaria y en los estudios universitarios de posgrado, situándose en torno al 2%. El valor de este indicador es, sin embargo, muy superior para los niveles intermedios, alcanzando valores en torno al 8% para los ciclos no obligatorios más bajos (secundaria superior y FP 1) y del 10% para los estudios de primer y segundo ciclo universitario. Sorprendentemente, el rendimiento del segundo ciclo de FP parece ser muy inferior al de otros ciclos postobligatorios.

Centrándonos en la estimaciones mincerianas recogidas en la primera columna del Cuadro 2, las diferencias entre regiones son considerables. Los coeficientes estimados varían entre el 4,8% y el 7,0%, con un valor medio del 6,1% para España en su conjunto. En 8 de los 17 territorios, el coeficiente estimado está a más de 1,5 desviaciones estándar (propias) del coeficiente nacional. Resulta interesante observar que la correlación entre el nivel medio de formación y el rendimiento de la educación es positiva, aunque no demasiado elevada (0,43).

Cuadro 4: Variables no educativas utilizadas en las ecuaciones de participación y empleo

| | particip. | empleo |
|-----------------------------------|-----------|--------|
| sexo (varón) | X | X |
| inmigrante | X | X |
| experiencia potencial | X | X |
| experiencia potencial al cuadrado | X | X |
| estudiante universitario | X | X |
| estudiante no universitario | X | X |
| casado | X | |
| casado*varón | X | |
| niños menores de 6 años | X | |
| niños menores de 6 años* varón | X | |

3.2. Escolarización, actividad y empleo

Siguiendo a Heckmann (1979), en este apartado se utiliza un procedimiento en dos etapas para estimar los efectos de la educación sobre la tasa de participación y la probabilidad de empleo. En primer lugar, se estima un modelo probit que relaciona la probabilidad de que un individuo determinado esté activo (q) con su nivel de formación y con una serie de características personales y otras variables que se indican en el Cuadro 4. Seguidamente, se estima un segundo probit en el que la variable a explicar es la probabilidad de empleo y los regresores son, además del nivel de escolarización, un subconjunto de las variables explicativas de la ecuación anterior y una variable que mide la propensión del individuo a participar en el mercado de trabajo⁹. Esta variable, conocida como el ratio inverso de Mill, se construye utilizando los resultados de la regresión de participación. Su inclusión en la ecuación de empleo sirve para corregir el sesgo de selección muestral que probablemente existiría en su ausencia.

Entre las variables de control, hemos incluido dos dummies que identifican a aquellos trabajadores que están cursando estudios y podrían por tanto encontrarse con dificultades añadidas para obtener empleo dada la escasez de trabajos a tiempo parcial que se observa en nuestro país. En el caso de los estudiantes no universitarios, la dummy identifica sólo a aquellos que tienen menos de 20 años con el fin de intentar excluir a aquellos trabajadores adultos que puedan estar cursando cursos de carácter recreativo.

⁹ Para evitar problemas de identificación, las variables explicativas utilizadas en la segunda ecuación han de constituir un subconjunto de los regresores de la primera ecuación (véase Wooldridge, 2002). En nuestro caso, hemos supuesto que el estatus matrimonial y el número de hijos menores de seis años afectan a la decisión de participación (posiblemente de forma diferente en hombres y mujeres) pero no a la probabilidad de empleo condicionada a la participación.

Los datos utilizados para estimar ambas ecuaciones provienen de la Encuesta de Población Activa (EPA) y corresponden al segundo trimestre de 2006. Como en la sección precedente, estimamos dos especificaciones alternativas. En la primera (“minceriana”), el nivel educativo se mide a través del número de años de escolarización de los trabajadores, mientras que en la segunda se incluye una variable ficticia diferente para cada nivel educativo. Los Cuadros 2 y 3 muestran el efecto estimado de un año adicional de formación sobre las probabilidades de participación y de empleo, q' y p' . (Los resultados detallados pueden consultarse en los Cuadros A.3-A.5 de la sección 4 del Anexo). En todos los casos, el coeficiente que aparece en el cuadro no es el valor estimado del parámetro original del modelo probit sino el efecto marginal estimado (calculado en el promedio muestral de todos los regresores), que mide el cambio esperado en la probabilidad relevante como resultado de un incremento marginal en la variable explicativa.

Las estimaciones que aparecen en el Cuadro 2 provienen de la especificación minceriana de los modelos de empleo y participación, en la que el nivel educativo se mide a través del número de años de formación. En el bloque superior del Cuadro 3 se indican los efectos marginales de las dummies de nivel educativo y en el inferior los coeficientes que miden el impacto adicional de un año de escolarización a cada nivel, que se construyen por el procedimiento ya explicado en relación con la ecuación de salarios. Como en la sección anterior, estos parámetros han de interpretarse como efectos marginales por año de escolarización, esto es, como el incremento en la probabilidad relevante sobre su valor esperado para un individuo que ha completado el nivel educativo inmediatamente inferior al de referencia, dividido por la duración incremental del nivel que se está considerando en cada caso.

Los efectos de la formación sobre el empleo son menores que sobre los salarios, pero todavía muy significativos, y no presentan una correlación clara con el nivel medio de formación. Un año adicional de escolarización aumenta la probabilidad de empleo entre 0,5 y 2,0 puntos porcentuales, con un promedio nacional de 1,2 puntos. Esto implica que un año adicional de escolarización reduce en un 9% la probabilidad de estar parado a nivel nacional. A nivel regional, el abanico de valores iría desde el 5% de Madrid hasta el 10,4% de Asturias.

4. OTROS DATOS Y PARÁMETROS

En esta sección se reúne el resto de los datos necesarios para calcular la rentabilidad privada y fiscal de la educación en España y sus regiones. Las fórmulas derivadas en de la Fuente y Jimeno (2009) se utilizan para calcular la rentabilidad económica y fiscal de un año adicional de formación para una serie de individuos representativos de cada territorio y de cada nivel educativo. En primer lugar, estimaremos la rentabilidad marginal de la inversión en educación para un individuo representativo de cada región al que supondremos dotado del nivel medio de formación observado en la misma y de unos ingresos salariales iguales a los del trabajador asalariado medio (TAM) del sector privado no agrario en el mismo territorio. Seguidamente, el cálculo se repetirá para cada nivel educativo, trabajando con datos nacionales correspondientes a un estudiante medio en el conjunto del país que, habiendo completado un ciclo educativo determinado, esté considerando comenzar el siguiente.

Cuadro 5: Valores de los parámetros utilizados para estimar los rendimientos privados y fiscales de la educación

$g = 1,13\%$, tasa de crecimiento exógeno de la productividad. Fuente: valor observado de esta magnitud entre 1980 y 2007 con datos de CNE del INE (2011a).

$v = 1,50\%$, prima de experiencia = incremento porcentual del salario real con cada año de experiencia.

$1-\phi = 0,2$, ingresos de los estudiantes derivados del trabajo a tiempo parcial, medidos como fracción del sueldo medio de un trabajador adulto con la misma formación.

$ce = C'e = 0,8$, propensión media y marginal al consumo partiendo de la renta neta de impuestos de los trabajadores adultos ocupados.

$cs = 1$, propensión media al consumo de los estudiantes ocupados a tiempo parcial.

$cu = C'u = cp = C'p = 0,9$, propensión media y marginal al consumo de los trabajadores adultos parados y de los pensionistas.

$e = 30,6\%$ = tipo medio (y marginal) de contribución a la Seguridad Social pagado por la empresa (expresado como fracción del sueldo bruto y no de los costes salariales totales), aplicable tanto a los trabajadores a tiempo completo como a tiempo parcial. Fuente: Taxing Wages, 2005-06.

$tc = 11,58\%$ = tipo medio efectivo del IVA en 2006, calculado como el cociente entre el gasto final sujeto a IVA y el impuesto devengado durante el año. Fuente: AEAT (2009), p. 12

Los Cuadros 5 y 6 definen los parámetros y variables que se utilizan en nuestros cálculos e indican las fuentes de las que se toman sus valores. Hemos supuesto que la productividad media del trabajo, y con ella el salario medio, crecen a un ritmo anual (g) del $1,13\%$, que es la tasa observada de crecimiento de esta variable entre 1980 y 2007¹⁰. A nivel individual, el salario también aumenta a lo largo del ciclo vital debido a la acumulación de experiencia. La prima anual de experiencia (v) se ha fijado en el $1,50\%$ anual. Este coeficiente se ha estimado como la tasa de crecimiento constante que mejor aproxima el perfil cuadrático de crecimiento de los ingresos con la experiencia que se estima para España en su conjunto en la ecuación (1).

Por otra parte, hemos supuesto que los ingresos de los estudiantes derivados del trabajo a tiempo parcial suponen un 20% del salario de un trabajador adulto con el mismo nivel de formación y el nivel medio de experiencia (esto es, que $1-\phi = 0,2$). Finalmente, hemos asignado valores en principio conservadores a las propensiones medias y marginales a consumir de los distintos tipos de agentes (ce y $C'i$ con $i = e, u, s, p$ para trabajadores adultos ocupados y parados, estudiantes y pensionistas, respectivamente).

En el Cuadro 5 se incluyen también algunos tipos impositivos que no varían de una región a otra. El tipo medio (y marginal) de cotización empresarial a la Seguridad Social ($e = 30,6\%$) es el legalmente vigente en 2006 (hay topes máximos y mínimos pero no se aplican a nuestros trabajadores representativos), mientras que el tipo medio efectivo del IVA en el mismo año, calculado como el cociente entre los rendimientos devengados del impuesto y el gasto sujeto a él, se toma de AEAT (2009).

Nuestras estimaciones de los rendimientos mincerianos de la educación (θ) y del impacto de esta variable sobre las probabilidades de empleo y participación (p' y q') han sido discutidas en la sección anterior y aparecen en los cuadros 2 y 3. La probabilidad de empleo de los activos y la tasa de participación media de los trabajadores adultos (po y qo) se aproximan por la media observada de cada una de estas variables dentro de cada submuestra de interés (región o nivel educativo) con datos de la EPA de 2006. De la

¹⁰ La tasa de crecimiento se calcula regresando el logaritmo de la productividad sobre una tendencia lineal utilizando datos de producto real por ocupado equivalente a tiempo completo tomados de la Contabilidad Nacional del INE (2011a).

misma forma, la probabilidad de empleo y la tasa de participación de los estudiantes (ps y qs) se construyen utilizando las medias observadas de estas variables en las submuestras integradas por estudiantes universitarios y no universitarios dentro de cada región. Para el análisis de las rentabilidades medias regionales, las variables ps y qs se construyen como una media ponderada de estas dos variables (con pesos de 1/3 para los universitarios y 2/3 para los no universitarios). Para estimar las rentabilidades medias nacionales para cada nivel educativo, se utiliza la tasa de ocupación del grupo de estudiantes que corresponda en cada caso (distinguiendo sólo entre universitarios y no universitarios).

El sueldo de referencia que se utiliza en nuestros cálculos es el del trabajador asalariado medio (TAM) en el sector privado no agrícola del territorio de interés. El sueldo del TAM de cada región o nivel educativo (Wo) se identifica con el valor medio observado del salario anual según la EES de 2006 dentro de la submuestra de interés (territorio o nivel educativo).

A la hora de calcular los rendimientos marginales del nivel educativo n a nivel nacional, utilizaremos como referencia los ingresos medios y la probabilidad de empleo de aquellos trabajadores que han completado el nivel inmediatamente inferior, n-1. Esto es, supondremos que el coste de oportunidad de un estudiante que cursa, digamos, una carrera universitaria (corta o larga) viene determinado por el salario medio y la probabilidad de empleo de los trabajadores adultos que han completado el segundo ciclo de secundaria y por los tipos impositivos y niveles de prestaciones sociales determinados por el nivel salarial de tales individuos.

Cuadro 5: Valores de los parámetros utilizados para estimar los rendimientos privados y fiscales de la educación

θ = coeficiente de rendimientos mincerianos de la educación a nivel individual. Mide el incremento (logarítmico) medio del salario bruto (antes de deducciones por el impuesto sobre la renta y contribuciones sociales a cargo del trabajador) generado por un año adicional de escolarización. Fuente: sección 3.

p, p' = probabilidad de empleo una vez completados los estudios, condicional a la participación en el mercado laboral y derivada de p con respecto a los años de escolarización. Fuentes: p se aproxima por la media muestral de la tasa de ocupación de los activos en cada submuestra de interés y p' se estima en la sección 3.

ps = probabilidad de empleo (condicional a la participación) de los estudiantes en niveles post-obligatorios. Fuente: Para las estimaciones por regiones, se construye como una media ponderada de las tasas de ocupación medias observadas de los estudiantes universitarios y no universitarios en cada región. En los cálculos por niveles, se toma la media muestral para España en su conjunto del nivel educativo que corresponda en cada caso.

$q, qs, y q'$ = tasa (o probabilidad) de actividad de los trabajadores adultos y estudiantes y derivada de la primera variable con respecto al número de años de escolarización. Fuente: Se construyen utilizando las mismas fuentes y procedimientos que p, ps y p' .

Cuadro 5: Valores de los parámetros utilizados para estimar los rendimientos privados y fiscales de la educación

$S-o$ = nivel medio de formación (medido por el número estimado de cursos aprobados) de la población mayor de 25 años en 2006. Fuente: se calcula a partir de los datos de la EES 2006 y las duraciones teóricas recogidas en el Cuadro 1.

X_o = años necesarios para alcanzar el nivel medio de formación. Fuente: Se construye utilizando las duraciones medias estimadas de los distintos niveles educativos.

$S'(X_o)$ = aumento esperado del nivel de formación (medido en términos de cursos aprobados) tras un año adicional de escolarización. Fuente: de la Fuente y Gundín (2011).

U = Edad media de jubilación. Fuente: calculada a partir de las olas de 2008 y 2009 de la MCVL

$H = U - \text{Max}(6+X_o, 16)$ = duración esperada de la vida laboral del individuo representativo tras completar sus estudios

Z = Esperanza de vida al nacer en 2006. Fuente: INE (2011b).

W_o = salario bruto del trabajador asalariado medio (TAM). Fuente: Se utiliza la media muestral de la EES en la región o nivel educativo de interés.

μ_s y μ_g = gasto educativo medio privado y público por alumno, medido como fracción del salario del TAM. En los cálculos por regiones se utiliza la media ponderada de los valores correspondientes a los estudios secundarios y superiores con ponderaciones de 2/3 y 1/3 respectivamente. El gasto privado se presenta neto de ayudas públicas a los hogares para cubrir gastos diferentes de las matrículas y es negativo cuando estas ayudas exceden a las tasas académicas. Se excluye el gasto de las universidades en investigación. Fuente: de la Fuente y Boscá (2011).

μ y μ_g' = gasto educativo total (privado + público) por estudiante, neto y bruto de las ayudas en efectivo a las familias para sufragar gastos distintos de las matrículas. Fuente: de la Fuente y Boscá (2011).

τ_e y τ_e' = tipo medio y marginal de gravamen sobre los ingresos salariales del trabajador asalariado medio a tiempo completo en 2006. Incluye los impuestos nacionales y regionales sobre la renta para el caso de un individuo soltero y sin hijos y las cotizaciones sociales a cargo del trabajador (que suponen un 6,35% del sueldo bruto). Véase la sección 6 del Anexo. Fuentes: OECD (2007a) y normativa relevante.

τ_s = tipo medio de gravamen aplicable a estudiantes que trabajan a tiempo parcial, a los que se supone unas rentas del trabajo iguales al 20% del sueldo bruto de un trabajador adulto con el mismo nivel de formación en 2006. Incluye los impuestos nacionales y regionales sobre la renta (que son nulos en este caso) y las cotizaciones sociales a cargo del trabajador.

τ_u y τ_u' = tipo medio y marginal de gravamen sobre las prestaciones por desempleo que corresponderían a un trabajador soltero y sin hijos que cobrase el sueldo del TAM (o del trabajador medio en el conjunto de España con el nivel educativo relevante) antes de la pérdida del empleo.

b y B' = tasa media y marginal de reposición de la prestación por desempleo para un individuo soltero y sin hijos con un salario igual al del TAM (o al del trabajador medio en el conjunto de España con el nivel educativo relevante). La tasa media de reposición es el cociente entre la prestación bruta por desempleo y el salario bruto previo a la entrada en el desempleo. Véase la sección 6 del Anexo. Fuentes: OECD (2007b) y normativa relevante.

pb = tasa bruta de reposición en el momento de la jubilación para el trabajador medio (= pensión inicial antes de impuestos/sueldo bruto en el momento de la jubilación).

PB' = tasa marginal de reposición = incremento de la pensión inicial resultante de un aumento de un euro en el salario. Véase la sección 6 del Anexo.

τ_p y τ_p' = tipo impositivo medio y marginal sobre la renta pagado por el jubilado medio en el punto medio de su período de jubilación. Véase la sección 6 del Anexo.

Nivel medio de estudios, fracaso escolar y duración de la escolarización y de la vida laboral

Como ya se ha indicado, distinguimos entre el nivel de formación alcanzado, medido por el número de cursos aprobados, S , y el número de años que el individuo ha permanecido en el sistema educativo, X . La primera de estas variables es el promedio de cursos aprobados de los trabajadores asa-

lariados incluidos en la muestra de la EES 2006 en cada región, calculado utilizando el baremo que se da en el Cuadro 1. La segunda magnitud, X , ha de ser estimada y puede diferir de S porque los estudiantes pueden tardar varios años en aprobar un curso dado o pueden abandonar sus estudios sin haber aprobado el último curso.

Hemos intentado aproximar la función $S(X)$ que relaciona ambas variables así como su derivada utilizando los datos disponibles sobre tasas de repetición y abandono regionales y nacionales en los distintos ciclos educativos durante el curso 2005-06. En particular, aproximamos la contribución marginal del tiempo pasado en el sistema educativo al progreso académico, $S'(X_0)$, mediante la estimación elaborada por de la Fuente y Gundín (D&G, 2011) del número medio de cursos aprobados por año de trabajo estudiantil, χ_i , en cada nivel educativo n y región i , teniendo en cuenta tanto los abandonos como las repeticiones de curso. Esta magnitud se estima separadamente para el bachillerato, cada ciclo de formación profesional y la universidad (sin distinguir entre carreras cortas y largas) utilizando la información disponible sobre las tasas de abandono y repetición y, en el caso de las universidades, sobre el número medio de créditos aprobados al año por estudiante¹¹. Los indicadores correspondientes a los tres primeros ciclos citados se combinan en un indicador único de eficacia para la educación no universitaria que se obtiene ponderando los indicadores de cada ciclo de acuerdo con el peso del mismo en el alumnado total de cada región. Seguidamente, este indicador se combina con el indicador de eficacia universitaria de la manera habitual, de forma que el valor de $S'(X_0)$ que se utiliza en la fórmula de la rentabilidad privada para la región i viene dado por

$$S'(X_0) = (2\chi_i^{tot}(sec) + \chi_i^{tot}(uni))/3$$

Merece la pena observar que el valor medio de $S'(X_0)$ para España en su conjunto que se desprende de los datos de D&G (2011) es significativamente más bajo que el estimado por de la Fuente y Jimeno (D&J, 2009) (0,695 vs. 0,929). Buena parte de la diferencia se debe a que en el estudio más reciente

¹¹ Los datos utilizados para construir el indicador corresponden al curso 2005-06 excepto en el caso de las universidades, para las que se utiliza el curso 2006-07 debido a la no disponibilidad de algunas variables de interés hasta ese año. Los datos universitarios de los que disponemos corresponden a los estudios de grado. Hemos tenido que suponer, por tanto, que el nivel de fracaso en los estudios de posgrado es el mismo que en el de los estudios de grado, lo que seguramente no es cierto.

se ha podido trabajar con datos nacionales más detallados que las estadísticas de la OCDE utilizadas en D&J (2009). Esto ha hecho posible tener en cuenta el efecto de las elevadas tasas de repetición españolas sobre $S'(X_0)$, mientras que en nuestro trabajo anterior la información disponible sólo permitía estimar $S'(X_0)$ a partir de un indicador de la tasa de abandono. Por otra parte, y aunque las estimaciones no son estrictamente comparables puesto que se refieren a años diferentes, la estimación de la tasa de abandono que se obtenía con los datos de la OCDE parece ser también significativamente más baja que la calculada con datos nacionales. En cualquier caso, los cálculos de D&G (2011) apuntan hacia un problema de fracaso escolar bastante más grave de lo que sugerían nuestros datos anteriores. Como veremos enseguida, el impacto de este problema sobre la rentabilidad privada y fiscal de la educación es muy notable.

La estimación de las duraciones medias también se utiliza para corregir al alza la duración teórica de los distintos ciclos educativos con el fin de aproximar el tiempo que realmente pasa en el sistema educativo el individuo medio en cada región o ciclo de estudios. La duración corregida de cada ciclo viene dada por d_i , donde d_i es su duración teórica en años y χ_i el tiempo medio necesario para completar un curso del nivel n teniendo en cuenta las repeticiones pero no los abandonos. Este indicador aproxima la duración media del ciclo para aquellos individuos que eventualmente lo terminan (sin tener en cuenta, por tanto, los que abandonan sin completarlo). El tiempo medio pasado en el sistema educativo por el individuo medio, X_0 , se calcula de la forma habitual a partir de los datos individuales de la EES pero utilizando las duraciones corregidas en vez de las teóricas de todos los ciclos educativos, incluyendo la educación primaria y la ESO¹².

La duración esperada de la vida laboral (H) en cada región se calcula como la diferencia entre la edad media estimada de jubilación (U) y la edad en la que se llega al nivel medio de formación (X), siempre y cuando la segunda de estas edades sea al menos dieciséis años, que es la edad mínima que fija la ley para empezar a trabajar. La edad media de jubilación se calcula como la edad media a la que se comienza a cobrar una pensión de jubilación tra-

¹² Al sumar las duraciones medias de los distintos ciclos para calcular las duraciones acumuladas al final de cada uno, se genera con toda probabilidad un cierto sesgo al alza. La razón es que el procedimiento no tiene en cuenta que los estudiantes que continúan al nivel $n+1$ generalmente completan el nivel n en un tiempo inferior al promedio.

bajando con datos para el stock de pensionistas incluido en las muestras de 2008 y 2009 de la Muestra Continua de Vidas Laborales (excluyendo a aquellos individuos que acceden a la jubilación desde una pensión de invalidez). La esperanza de vida al nacer (Z) se toma de INE (2011b) y se utiliza para calcular la duración esperada de la pensión de jubilación del trabajador medio de cada región o nivel, $Z - U$.

El gasto educativo

Nuestras estimaciones de los costes directos de la educación (μ , μ_s y μ_g) se basan en datos de gasto privado y público en educación secundaria y universitaria por regiones tomados de la Fuente y Boscá (2011), quienes a su vez se basan en diversas publicaciones de los ministerios de Educación y Hacienda y del INE¹³. Estas variables intentan aproximar el coste (total, privado y público) por estudiante, expresado como fracción del salario medio en la región, de un incremento marginal en la tasa de escolarización que tendría que afectar fundamentalmente al segundo ciclo de secundaria y a la enseñanza superior dado que la escolarización es obligatoria en los niveles inferiores.

El gasto público (μ_g) incluye los costes operativos de las instituciones públicas (netos del gasto estimado de las universidades en investigación), las subvenciones a los centros privados concertados, una estimación de los costes indirectos relevantes (administración general y programas de apoyo) y dos tipos de subvenciones a las familias: las becas que cubren los gastos de matrícula (que toman casi exclusivamente la forma de exenciones de tasas a nivel universitario) y las ayudas en efectivo destinadas a sufragar parcialmente los costes de manutención y otros gastos de los estudiantes. El indicador de gasto privado (μ_s) captura la parte del coste de la educación que pagan los estudiantes o sus familias y se muestra neto de las ayudas en efectivo percibidas por ellas (lo que hace que pueda ser negativo cuando las

¹³ Los datos que ofrecen de la Fuente y Boscá se refieren al año 2005, que es el último para el que existe información detallada sobre el gasto privado en educación gracias a una encuesta quinquenal del INE. Los cálculos descritos en esta sección se realizan en primera instancia con los datos originales de 2005, pero los resultados se ajustan al alza utilizando la variación del IPC nacional entre 2005 y 2006 (un 3,52%) para corregir al menos parcialmente el desfase. Para el gasto universitario se utiliza el agregado de gasto "normalizado" que construyen estos autores con el fin de intentar corregir las distorsiones derivadas de la irregularidad de la partida de inversiones, que fluctúa muy significativamente de un año a otro. También se realiza la corrección que sugieren los autores en la sección 8 del Anexo para eliminar de forma aproximada el gasto universitario en I+D.

ayudas exceden a los costes directos, como es el caso en Extremadura). Por falta de información, no hemos tenido en cuenta el gasto en libros de texto y otros materiales escolares, en transporte o en alojamiento fuera del hogar familiar, excepto cuando tales servicios son ofrecidos sin coste por centros públicos y se incluyen en sus presupuestos ordinarios.

El gasto total (μ) se calcula como la suma del gasto público y el privado. Obsérvese que esta definición implica que las ayudas en efectivo se cancelan y no se incluyen en el gasto total excepto en la medida en que inducen un aumento del gasto privado. También hemos calculado el gasto total incluyendo las ayudas en efectivo. Esta variable, a la que denominaremos μ_g' , se utilizará en el cálculo de los rendimientos fiscales de la educación como una estimación de los costes presupuestarios por estudiante que se derivarían de un aumento en las tasas de escolarización financiado enteramente por el gobierno, manteniendo constante el nivel observado de ayudas en efectivo.

Por falta de datos más desagregados, sólo es posible construir indicadores de gasto por estudiante para tres grandes niveles educativos: el primero combina la educación primaria e infantil, el segundo la educación secundaria y la formación profesional y el tercero incluye toda la enseñanza universitaria. Todos nuestros indicadores de los costes directos de la educación por territorio son medias ponderadas del gasto por estudiante en educación secundaria y superior medidas como fracción de las rentas brutas del trabajo del asalariado medio de cada región. Hemos utilizado ponderaciones de 2/3 y 1/3 para la educación secundaria y superior para aproximar el coste por estudiante de un incremento marginal en la tasa de escolarización secundaria superior bajo el supuesto de que la mitad de los que terminen este ciclo cursarán estudios universitarios.

Para los cálculos de las rentabilidades medias de cada ciclo educativo a nivel nacional, se toma el agregado de gasto que corresponda en cada caso y se normaliza por el salario medio nacional del nivel educativo inmediatamente inferior (entendido en el mismo sentido que en la nota al pie número 7 de la sección 3.1). Dados los datos disponibles, podemos distinguir únicamente entre secundaria y universidad en lo que respecta a sus costes medios.

Impuestos y prestaciones sociales contributivas

Los parámetros impositivos y de prestaciones sociales que aparecen en las fórmulas de rentabilidad privada y fiscal se construyen utilizando la normativa en vigor en 2006 y son los correspondientes a individuos solteros y sin hijos. Todos los tipos impositivos personales que se utilizan para calcular las rentabilidades privadas incluyen los tramos estatal y autonómico del IRPF y, cuando corresponde, las cotizaciones sociales con cargo al trabajador (pero no al empresario), lo que es consistente con la definición de salarios brutos que hemos utilizado para estimar las ecuaciones salariales. En el cálculo de las rentabilidades fiscales de la educación se tienen en cuenta también las contribuciones a la Seguridad Social pagadas por las empresas y el IVA. (Para más detalles véase la sección 6 del Anexo).

Hemos calculado los tipos impositivos medios y marginales que serían aplicables en el año de referencia a los trabajadores adultos ocupados (τ_e y Te') bajo la hipótesis de que su nivel de ingresos coincide con el del trabajador asalariado medio (TAM) de cada territorio, o con el sueldo medio a nivel nacional de un individuo que haya completado el nivel educativo inmediatamente inferior al que estamos analizando. También hemos calculado las prestaciones contributivas por desempleo y por jubilación que corresponderían a un individuo de estas características, que se resumen en las tasas medias y marginales de reposición (B' , b , pb y PB'), y los tipos impositivos medios y marginales aplicables a parados y pensionistas (τ_u , Tu' , τ_p y Tp')¹⁵. Finalmente, el tipo impositivo medio sobre la renta de los estudiantes (τ_s) se ha calculado bajo el supuesto de que la renta de un estudiante ocupado (a tiempo parcial) es el 20% del salario de un trabajador adulto con el mismo nivel educativo – esto es, el salario del TAM en el caso de los cálculos por regiones y el salario medio de la población que ha completado el nivel educativo inmediatamente inferior al de interés, en los cálculos por ciclos educativos a nivel nacional.

Nuestras estimaciones de las tasas de reposición media y marginal de las prestaciones por desempleo (b y B') se han construido suponiendo una vez

¹⁵ Para más detalles, véase la sección 6 del Anexo. Como allí se explica, el tipo marginal de los parados se construye de una forma un tanto contraintuitiva debido a la peculiar forma en la que se calcula su contribución a la Seguridad Social.

más que se trata de un individuo soltero y sin hijos cuyo nivel de ingresos previo a la pérdida del empleo coincide con el del trabajador asalariado medio de su comunidad autónoma (o con la del individuo de referencia apropiado a nivel nacional). Para este cálculo, hemos supuesto que los episodios de desempleo que sufre el trabajador representativo son relativamente cortos, de forma que no llegan a agotar las prestaciones contributivas. Es importante observar que aunque las prestaciones por desempleo están ligadas en principio a los salarios percibidos, existe un tope máximo a las prestaciones que se aplica a trabajadores con el nivel salarial medio en todas las regiones excepto Extremadura y (a nivel nacional) en todos los niveles educativos que estamos considerando. Esto hace que en la mayor parte de los casos que nos interesan se trate de un sistema de prestación fija para un asalariado con ingresos medios. Como resultado, la tasa neta de reposición marginal (b') para el individuo de referencia es cero en todas las regiones excepto una. Lo mismo es cierto a nivel nacional para todos los niveles educativos que estamos considerando (comenzando con el primer ciclo de secundaria).

Las tasas de reposición media y marginal de las pensiones contributivas de jubilación (pb y PB') también se ha calculado aplicando la normativa en vigor en 2006 (véase la sección 6 del Anexo). Bajo nuestros supuestos, es siempre cierto que el trabajador medio de cada región habría cotizado en el momento de su jubilación más de los 35 años necesarios para obtener la pensión “completa” (esto es, el 100% de la base reguladora) y no se vería afectado por los topes máximos y mínimos aplicables a las pensiones contributivas. Por lo tanto, las tasas de reposición media y marginal coinciden entre sí y se calculan aplicando la fórmula que liga la base reguladora de la pensión con los salarios percibidos durante los últimos 15 años de trabajo. De la misma forma que los tipos impositivos aplicables a los trabajadores ocupados se suponen constantes a lo largo del tiempo y corresponden aproximadamente a un individuo en el punto medio de su carrera, en el caso de los pensionistas también se intenta aproximar los tipos impositivos que se observarían en el punto medio del período posterior a la jubilación. Con este fin, una vez calculada la pensión inicial del trabajador representativo, expresada como fracción del sueldo medio observado en el mismo territorio, esta magnitud se proyecta hasta el punto medio del período de jubilación del individuo suponiendo que el importe de la pensión se mantiene constante en términos reales y utilizando nuestros supuestos sobre la tasa de crecimiento

real de los sueldos medios. Finalmente, el ratio resultante de este cálculo se aplica al sueldo medio regional en 2006 con el fin de aproximar los ingresos de un “pensionista medio” que lleve cobrando su pensión $(Z - U)/2$ años, que es la renta que se utiliza para calcular τ_p y T_p' . A efectos de este cálculo, es importante observar que los pensionistas no cotizan a la Seguridad Social y que las pensiones se consideran rentas del trabajo a efectos de generar las deducciones o bonificaciones por tales rentas que contempla la normativa del IRPF.

5. RENTABILIDADES PRIVADAS POR NIVELES Y REGIONES Y EL IMPACTO DE LAS POLÍTICAS PÚBLICAS

Para cuantificar la contribución de distintas intervenciones públicas a los rendimientos privados de la educación, resultará útil recalcular la tasa de rentabilidad bajo una serie de supuestos contrafactuales o escenarios. Consideraremos siete posibles escenarios, comenzando con una situación hipotética en la que no hay ninguna intervención pública, añadiendo después distintas políticas una a una y terminando con dos escenarios sin fracaso escolar con el fin de cuantificar los efectos de este fenómeno sobre la rentabilidad de la educación. En el escenario [1] (SIN GOB) suponemos que los agentes pagan el coste completo de la educación y no existen los impuestos ni las prestaciones sociales. En el escenario [2] se introducen las subvenciones educativas y la provisión gratuita de educación por parte del sector público, manteniendo el resto de los supuestos del escenario anterior. En el escenario [3] se añaden también los impuestos, en el [4] las prestaciones por desempleo y en el [5] las pensiones, obteniendo así una estimación (OBS) que incluye los efectos de todas las políticas relevantes sobre la rentabilidad de la educación desde el punto de vista de los agentes privados. En todos estos escenarios se utilizan los valores estimados de $S'(X)$ y X , que reflejan los niveles realmente observados de fracaso escolar (abandonos y repeticiones). En el escenario [6], por el contrario, la rentabilidad neta de la educación se calcula bajo el supuesto de que no existe fracaso escolar. Esta columna, por tanto, nos da la rentabilidad media que obtendrían aquellos alumnos que completan cada ciclo escolar al que acceden en los años teóricamente previstos para ello, sin abandonos ni repeticiones, bajo las políticas observadas realmente. Finalmente en el escenario [7] se mantiene la hipótesis de ausencia de fracaso escolar y se supone también que no existe ninguna intervención pública, como en el escenario SIN GOB.

El Cuadro 7 resume los supuestos de los distintos escenarios. En lo que si-

Cuadro 7: Supuestos de los distintos escenarios

| | rend. bruto SIN GOB. | subven- ciones | impuestos | desempleo | rend. neto OBS | rend. potencial neto | rend. potencial bruto |
|---------------|-------------------------|-------------------|------------|------------|-------------------|----------------------------|-----------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| coste directo | total | privado | privado | privado | privado | privado | total |
| impuestos | ninguno | ninguno | observados | observados | observados | observados | ninguno |
| desempleo | no | no | no | si | si | si | no |
| pensiones | no | no | no | no | si | si | no |
| fracaso | observado | observado | observado | observado | observado | ninguno | ninguno |

gue, nos referiremos a las estimaciones de la tasa de rentabilidad privada obtenidas bajo los escenarios SIN GOB y OBS como rentabilidades brutas y observadas o netas respectivamente y a las que suponen que no existe fracaso escolar como rentabilidades potenciales (netas o brutas, dependiendo si consideramos el impacto de las políticas públicas o no).

Cuadro 8: Rentabilidad privada de la educación bajo diversos escenarios

| | esc 1 | esc 2 | esc 3 | esc 4 | esc 5 | esc 6 | esc 7 |
|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|----------------------|----------------------|-------------------------|
| | no gob | + subs | + imptos | + desempleo | + pensiones = OBS | OBS + sin fracaso | no gob + sin fracaso |
| Andalucía | 3,04% | 4,84% | 4,61% | 2,71% | 3,40% | 6,06% | 5,86% |
| Aragón | 3,56% | 5,54% | 5,14% | 4,21% | 4,79% | 7,40% | 5,94% |
| Asturias | 4,67% | 7,15% | 6,72% | 5,32% | 5,77% | 8,56% | 7,21% |
| Baleares | 1,89% | 3,67% | 3,28% | 2,49% | 3,28% | 6,71% | 5,12% |
| Canarias | 2,07% | 4,15% | 3,81% | 2,15% | 2,97% | 6,30% | 5,21% |
| Cantabria | 3,52% | 5,54% | 4,98% | 4,06% | 4,68% | 7,26% | 5,90% |
| Cast. y León | 3,48% | 5,53% | 5,13% | 3,93% | 4,56% | 7,06% | 5,78% |
| C. La Mancha | 3,82% | 6,17% | 5,79% | 4,22% | 4,79% | 7,51% | 6,31% |
| Cataluña | 4,04% | 5,78% | 5,41% | 4,55% | 5,05% | 7,97% | 6,78% |
| Valencia | 2,86% | 4,86% | 4,52% | 3,13% | 3,81% | 6,56% | 5,40% |
| Extremadura | 5,46% | 8,68% | 8,15% | 5,92% | 6,28% | 9,17% | 8,08% |
| Galicia | 4,37% | 6,50% | 6,05% | 4,71% | 5,22% | 7,87% | 6,85% |
| Madrid | 4,36% | 5,86% | 5,40% | 4,71% | 5,25% | 7,65% | 6,63% |
| Murcia | 3,61% | 5,62% | 5,13% | 3,66% | 4,27% | 7,22% | 6,42% |
| Navarra | 2,65% | 4,63% | 4,16% | 3,24% | 3,94% | 6,05% | 4,52% |
| País Vasco | 4,16% | 6,35% | 5,76% | 4,68% | 5,21% | 7,35% | 6,09% |
| Rioja | 2,37% | 4,43% | 4,05% | 2,97% | 3,73% | 6,81% | 5,21% |
| España | 4,18% | 6,18% | 5,79% | 4,45% | 4,99% | 7,76% | 6,80% |
| sec 1 | -15,25% | | | | -4,52% | -2,71% | -4,10% |
| sec 2 | 6,12% | 9,59% | 8,85% | 6,80% | 7,13% | 9,39% | 8,15% |
| FP I | 4,86% | 7,89% | 7,30% | 5,25% | 5,73% | 9,10% | 8,04% |
| FP 2 | 3,53% | 5,85% | 5,58% | 3,37% | 4,04% | 6,53% | 5,81% |
| Univ 1 | 7,44% | 9,12% | 8,47% | 7,15% | 7,49% | 12,05% | 12,20% |
| Univ 2 | 6,58% | 8,13% | 7,52% | 6,38% | 6,79% | 11,07% | 11,04% |
| Univ 3 | -1,63% | -0,87% | -0,59% | -3,68% | -5,61% | 2,73% | 3,23% |

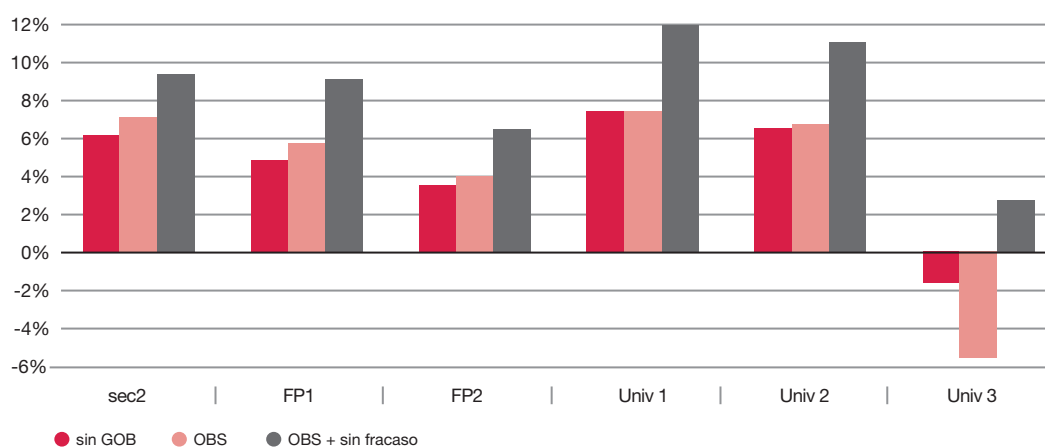
El Cuadro 8 muestra las rentabilidades estimadas para cada territorio y para cada ciclo educativo bajo los distintos escenarios considerados. Es importante observar que existe una cierta tensión o incluso una aparente inconsisten-

cia entre los resultados por niveles educativos que se muestran en el bloque inferior del cuadro y los resultados por territorios basados en la especificación minceriana que aparecen en su parte superior -- o más bien, con los resultados nacionales obtenidos con dicha especificación, que son los más directamente comparables con las estimaciones por niveles (véanse también los cuadros 2 y 3). En principio, los cálculos basados en la especificación minceriana intentan cuantificar los efectos de un incremento marginal en el nivel educativo que tendría que provenir de mayores tasas de escolarización en los niveles post-obligatorios. Por tanto, uno esperaría que los resultados del cálculo minceriano a nivel nacional no se desviarían demasiado de una media ponderada de las rentabilidades estimadas directamente para tales niveles. Los resultados mincerianos, sin embargo, son peores de lo que sugeriría esta referencia y parecen aproximarse más bien a una media ponderada de todos los niveles educativos-- incluyendo los obligatorios, cuya rentabilidad estimada es sustancialmente más baja que la de los niveles superiores. Por otra parte, una vez advertido el patrón, éste no resulta en absoluto sorprendente, puesto que el coeficiente estimado de rendimientos mincerianos que se utiliza en este cálculo (que es por hipótesis el mismo para todos los niveles) no debería andar muy lejos de una media ponderada de los rendimientos estimados de todos los niveles educativos, en la que pesarían mucho los niveles obligatorios dado que una fracción importante de la población adulta (en torno a la mitad) no ha progresado más allá de tales niveles. En consecuencia, nuestra lectura del Cuadro 8 es que, a los efectos que nos interesan, resultan en principio más fiables los resultados por niveles educativos que las estimaciones "medias" por territorios puesto que seguramente estas últimas están sesgadas a la baja cuando las interpretamos como estimadores de los efectos de un incremento marginal en el nivel medio de formación en cada comunidad autónoma porque en ellas tienen un peso elevado los (bajos) rendimientos de niveles educativos inferiores a los que nos gustaría recoger. Es de esperar, por otra parte, que la situación relativa de los distintos territorios en tales estimaciones no esté distorsionada y nos de una idea de qué comunidades se beneficiarían más de un incremento en sus tasas de escolarización no obligatoria.

A la vista de lo dicho en el último párrafo, en lo que sigue nos centraremos especialmente en los resultados por niveles educativos. En relación con ellos, llama la atención el hecho de que las rentabilidades observadas del primer ciclo de educación secundaria y de los estudios universitarios

de posgrado sean negativas. Lo que esto quiere decir es que el incremento salarial esperado (teniendo en cuenta la correspondiente tasa de fracaso) como resultado de un año adicional de estudios a estos niveles es demasiado bajo para compensar la pérdida de experiencia profesional derivada de seguir un año más en el sistema educativo. En los niveles intermedios, sin embargo, la rentabilidad real observada de la educación es siempre positiva y generalmente más que respetable, situándose en torno al 7% en el caso del segundo ciclo de secundaria y de los estudios universitarios de grado (tanto de ciclo corto como de ciclo largo)¹⁶. Sorprendentemente, la rentabilidad observada más baja de los niveles intermedios corresponde al segundo ciclo de Formación Profesional, con un valor en torno al 4%.

Gráfico 1: Rentabilidad bruta, observada y potencial neta por niveles



El Gráfico 1 muestra nuestras estimaciones de la rentabilidad bruta (SIN GOB), neta (OBS) y potencial neta (OBS + sin fracaso) de los distintos ciclos educativos no obligatorios a nivel nacional. Su inspección revela que las rentabilidades netas (OBS) son generalmente superiores a las brutas (SIN GOB) y muy inferiores a las rentabilidades potenciales (OBS + sin fracaso). En conjunto, por tanto, la actuación del sector público se traduce en una subvención positiva a la inversión educativa y el fracaso escolar reduce de forma muy notable los rendimientos medios de tal inversión.

¹⁶ Como referencia, la rentabilidad media real antes de impuestos de una cartera formada a partes iguales por deuda pública y acciones españolas durante el período 1950-99 fue del 3,2% de acuerdo con los datos que proporcionan Dimson, Marsh y Staunton (2002).

Cuadro 9: Cuña de rentabilidad generada por distintas políticas públicas y por el fracaso escolar

| | subvención directa | + impuestos | + desempleo | + pensiones | = subvención total | fracaso escolar |
|--------|--------------------|-------------|-------------|-------------|--------------------|-----------------|
| sec 2 | 3,48% | -0,74% | -2,06% | 0,34% | 1,01% | -2,26% |
| FP 1 | 3,03% | -0,59% | -2,05% | 0,48% | 0,87% | -3,37% |
| FP 2 | 2,32% | -0,27% | -2,21% | 0,67% | 0,51% | -2,49% |
| Univ 1 | 1,68% | -0,65% | -1,32% | 0,34% | 0,06% | -4,56% |
| Univ 2 | 1,55% | -0,60% | -1,14% | 0,41% | 0,21% | -4,28% |
| Univ 3 | 0,76% | 0,29% | -3,10% | -1,93% | -3,98% | -8,34% |

Nota: cambio en la rentabilidad privada de la educación inducido por la introducción de cada una de las políticas públicas que estamos considerando.

Como cabría esperar, las subvenciones públicas son mayores en los niveles educativos más bajos y van decreciendo según nos movemos hacia niveles superiores¹⁷. El patrón es muy claro en lo que respecta a las subvenciones directas (gasto directo en centros públicos y ayudas a estudiantes) pero también se observa aproximadamente en otros componentes de la subvención total del sector público a la inversión educativa. El Cuadro 9 muestra la subvención total resultante de las actuaciones públicas que estamos contemplando, medida por la cuña de rentabilidad generada por las mismas (esto es, por la diferencia entre la tasa de rentabilidad observada al incluir cada una de estas políticas y la que se habría observado sin ella) y la descomposición de esta cuña en las contribuciones de las subvenciones directas a la educación y los efectos de los impuestos directos, las prestaciones por desempleo y las pensiones. Las subvenciones directas contribuyen de forma muy apreciable a elevar los rendimientos de la inversión educativa, aportando hasta tres puntos y medio a su tasa de rentabilidad. Como ya se observaba en de la Fuente y Jimeno (2009), las distorsiones derivadas del sistema impositivo por se que desincentivan la inversión educativa son relativamente modestas e inferiores en tamaño a las asociadas con las prestaciones por desempleo, que pueden llegar a ser sustanciales en los niveles educativos inferiores, en los que las tasas de reposición son más elevadas y los beneficios de la educación ligados a la mayor probabilidad de empleo pesan más¹⁸. El efecto

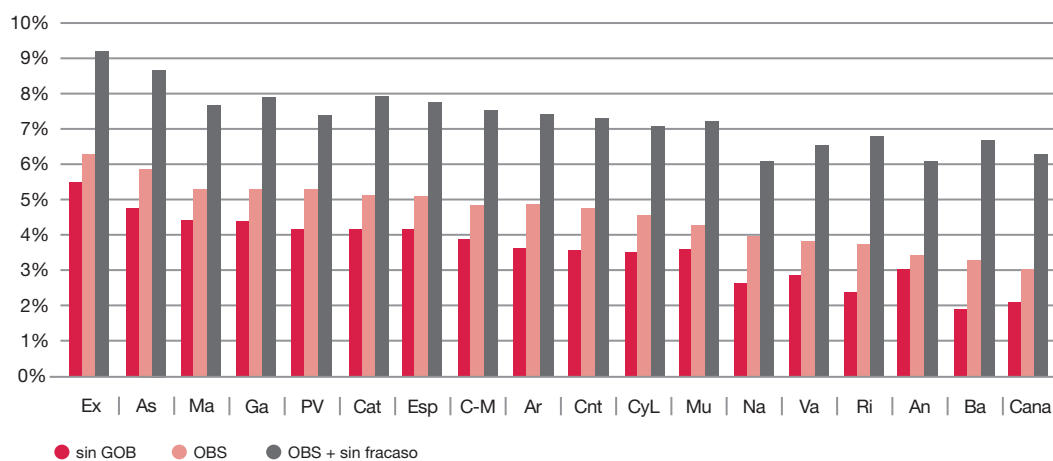
¹⁷ Como La excepción son los estudios de tercer ciclo universitario. De acuerdo con nuestras estimaciones, el cursar tales estudios se traduce en una reducción del nivel de renta, lo que a su vez implica impuestos algo más bajos pero también menores prestaciones por desempleo y pensiones más bajas. Esto explica el patrón contraintuitivo de resultados que se observa en el Cuadro 8: la introducción de impuestos mejora la rentabilidad de este nivel, mientras que la de las pensiones la reduce y la de las prestaciones por desempleo tiene un efecto negativo muy superior al registrado en otros niveles.

¹⁸ La razón es que el tipo impositivo implícito sobre los beneficios de la educación ligados a la mejora de la probabilidad de empleo es alto debido a la existencia de una tasa de reposición relativamente elevada. Esto es, los beneficios de una mayor probabilidad de empleo se ven diluidos porque la pérdida de renta derivada de un episodio de paro no es muy elevada para el trabajador medio. Este efecto tendrá una importancia creciente según aumente el peso de los beneficios ligados al empleo dentro de los beneficios totales de una mayor educación. Véase la sección 3 de la Fuente y Doménech (2009) para una discusión más detallada de este punto

de las pensiones es, lógicamente, positivo pero también modesto. Lo más llamativo de nuestros resultados es sin duda el enorme efecto del fracaso escolar, que reduce la rentabilidad de la inversión en educación entre 2 y más de 4 puntos porcentuales.

Pasando a los resultados por territorios, las rentabilidades observadas de un aumento marginal en el nivel medio de formación regional oscilan entre el 3,0% de Canarias y el 6,3% de Extremadura, con una media nacional del 5,0% (véase el Gráfico 2). Como en el caso anterior, las subvenciones netas a la educación son positivas y de un tamaño apreciable en todas las regiones y el efecto del fracaso escolar es muy llamativo, especialmente en las dos regiones insulares, en las que reduce la rentabilidad observada de la educación en casi tres puntos y medio. También como en el caso anterior, las distorsiones generadas por el sistema de protección al desempleo son significativas, especialmente en las regiones con mayores niveles de paro, mientras que las ligadas al sistema impositivo son generalmente modestas.

Gráfico 2: Rentabilidad bruta, observada y potencial neta por territorios



Finalmente, resulta interesante comparar nuestros resultados con los obtenidos para España en de la Fuente y Jimeno (D&J, 2009) con datos de la EES de 2002. A primera vista, las diferencias son muy llamativas: mientras que en D&J (2009) se estimaba una rentabilidad bruta del 8,91% para España en su conjunto, esta cifra se reduce hasta el 4,18% en el presente trabajo. Sin embargo, la discrepancia entre las dos estimaciones resulta ser

mucho menor una vez la comparación se realiza con cierto cuidado. Como ya hemos visto, parte de la diferencia se debe a la mejora en el cálculo de S' , que eleva considerablemente nuestra estimación de la tasa de fracaso escolar en relación a la utilizada en D&J (2009), reduciendo así la rentabilidad estimada de la educación. Si neutralizamos este factor, imponiendo un valor de $S' = 0.929$ idéntico al estimado en el trabajo anterior, nuestra estimación de rentabilidad bruta se elevaría hasta el 6,23%. Otro factor a considerar tiene que ver con un cambio en el diseño de la muestra de la EES. En la encuesta de 2002 sólo se incluían los establecimientos de diez o más trabajadores, mientras que en la de 2006 se incluyen (por muestreo) también los establecimientos más pequeños. Como se muestra en la sección 5 del Anexo, la ampliación de la muestra tiende a reducir el valor estimado del coeficiente de rendimientos mincerianos y por lo tanto la rentabilidad estimada de la educación. Cuando también neutralizamos los efectos de este cambio, utilizando para 2006 una estimación de los rendimientos mincerianos obtenida con la submuestra de establecimientos de 10 o más asalariados que sería directamente comparable con la encuesta de 2002, nuestra estimación de la rentabilidad bruta de la educación en 2006 sube hasta 6,61%. Así pues, el diferencial bruto de 4,73 puntos porcentuales que existe entre ambas estimaciones se reduce finalmente a 2,30 puntos porcentuales cuando la comparación se realiza en términos homogéneos. En cualquier caso, el resultado es consistente con los obtenidos en otros trabajos en los que también se ha detectado una tendencia decreciente de la tasa de rentabilidad privada de la educación en España durante la última década (véase por ejemplo, Izquierdo y Lacuesta, 2006 y Carrasco et al., 2011).

Aproximadamente la mitad del descenso observado en la tasa de rentabilidad bruta se debe a la caída del coeficiente que mide los efectos de la educación sobre la probabilidad de empleo, que se reduce desde 2,21% en D&J (200) a 1,16% en el presente trabajo. La primera de esas cifras se estimaba con datos de la ola de 1996 del European Community Household Panel Survey, en un momento en el que la tasa de paro española se situaba en torno al 20%, lo que supone aproximadamente el doble del nivel registrado en la EPA de 2006 que se utiliza en este trabajo. El punto restante estaría ligado a un descenso en la rentabilidad minceriana de la educación al que podrían haber contribuido varios factores, incluyendo i) una caída en la calidad del sistema educativo, ii) las dificultades de inserción en puestos de trabajo es-

tables que caracterizan a un mercado de trabajo dual como el español, que genera una elevada rotación laboral y menores posibilidades tanto para rentabilizar el capital humano adquirido en el sistema educativo como para adquirir nuevas capacitaciones profesionales, y iii) un aumento de la oferta de trabajo cualificado más elevado que la demanda de dicho tipo de trabajo, cuyo crecimiento puede haberse visto ralentizado en años recientes por cambios adversos en la composición sectorial del producto y por la lenta adopción de cambios tecnológicos.

Si el análisis se realiza en términos de rentabilidades netas, la diferencia entre los dos trabajos que estamos comparando se reduce a sólo cuatro décimas de punto tras realizar las correcciones indicadas más arriba (7,77% en D&J (2009) vs. 7,40% en el presente estudio). El contraste entre los resultados obtenidos con las rentabilidades brutas y netas se debe fundamentalmente a la fuerte caída de la brecha (negativa) de rentabilidad inducida por las prestaciones por desempleo, que se reduce desde más de 4 hasta menos de 1,5 puntos porcentuales. Este resultado es consistente con lo que ya se ha apuntado más arriba sobre los determinantes de esta brecha: su tamaño tiende a aumentar con la tasa de desempleo y con el peso del componente de empleo en los rendimientos totales de la educación.

6. LAS IMPLICACIONES FISCALES DE LA INVERSIÓN EDUCATIVA

En esta sección utilizaremos los resultados resumidos en la sección 2 del Anexo para explorar las consecuencias fiscales de un aumento marginal en el nivel medio de formación en cada región y en la tasa de escolarización en cada nivel post-obligatorio en España en su conjunto. Aunque los datos de base son los mismos que hemos utilizado en la sección anterior para calcular la rentabilidad privada de la educación, es necesario introducir algunos cambios en ciertos supuestos con el fin de obtener estimaciones más realistas del impacto de la escolarización sobre las finanzas públicas.

En primer lugar, tendremos en cuenta los efectos de la educación sobre la tasa de participación laboral. Por tanto, nuestros cálculos en esta sección se referirán a un individuo representativo que podría estar activo o no con probabilidades que reflejan las tasas observadas de participación -- y no, como en la sección anterior, a un individuo que se mantiene activo desde que comienza su educación post-obligatoria hasta la edad media de jubilación.

Por otra parte, intentaremos aproximar los efectos de la educación sobre los salarios y las probabilidades de empleo en equilibrio general. Hay que tener en cuenta que las estimaciones de los beneficios salariales y de empleo de la escolarización obtenidas en la sección 3 son estimaciones de equilibrio parcial que capturan los rendimientos que un individuo puede esperar cuando éste aumenta su nivel educativo manteniendo constantes las dotaciones agregadas de factores (incluyendo el nivel medio de formación) y sus precios. Hay que suponer, sin embargo, que las rentabilidades observadas de la educación serán menores de lo que indica este cálculo cuando el gobierno adopta políticas que elevan el nivel medio de formación del conjunto de la población. Como se muestra en de la Fuente (2004)¹⁹, la corrección necesaria del componente

¹⁹ Véase en particular la sección 4b del capítulo 1.

salarial de los beneficios de la educación consiste en multiplicar el valor estimado de θ por el resultado de restar a la unidad la participación del capital físico en la renta nacional (que está en torno a un tercio). Para el caso de los parámetros que miden la sensibilidad del empleo (p') y de la tasa de participación (q') hemos introducido una corrección ad-hoc que consiste en reducir las estimaciones originales del primero de estos parámetros en dos tercios y las del segundo en un 50%. La corrección a q' es menor porque la decisión de participar en el mercado de trabajo no implica un elemento de competencia con otros trabajadores por los empleos disponibles.

El Cuadro 10 resume los resultados de nuestros cálculos del valor descontado de los flujos de costes y beneficios fiscales derivados de un aumento marginal en la tasa de escolarización, utilizando una tasa de descuento real del 3%. En la columna [5] se muestra nuestra estimación del coste neto para las arcas públicas de un año de escolarización en cada uno de los niveles considerados. Esta magnitud se calcula en términos de valor presente descontado, deduciendo del gasto público directo la parte del mismo que se recupera a través del incremento de los ingresos fiscales (netos de prestaciones sociales) generado por ese año adicional de educación a lo largo de la vida del trabajador. Esta cantidad se descompone en la suma algebraica de las variables que aparecen en las columnas anteriores del cuadro de una forma que permite apreciar con claridad las implicaciones presupuestarias del fracaso escolar. En la columna [1] se muestra el gasto público directo por estudiante y año asociado con una plaza escolar de cada nivel educativo. De esta cantidad, se sustrae seguidamente el incremento de los ingresos fiscales netos generados por un año adicional de educación que se habría observado en ausencia de abandonos y repeticiones (columna [2]). La diferencia entre estas dos variables nos da el coste neto para el Estado de un año de educación en ausencia de fracaso escolar (columna [3]). A esta cantidad se le añade a continuación el coste total del fracaso escolar (columna [4]) para llegar al coste medio realmente observado de un año de escolarización (columna [5])²⁰. Finalmente,

²⁰ Para construir la descomposición que aparece en el cuadro, se calculan los costes totales de una plaza escolar con y sin fracaso escolar (esto es, las columnas [3] y [5]) y el coste del fracaso escolar (columna [4]) se obtiene por diferencia. Esta magnitud recoge dos efectos. Por un lado, el fracaso eleva los costes directos para el Estado del sistema escolar y por otro reduce la duración de la vida profesional de los trabajadores y también sus aportaciones medias a las arcas públicas. Intuitivamente, el sector público ha de sufragar los costes de todos los estudiantes escolarizados, mientras que sólo los que aprueban el curso presumiblemente obtienen mayores ingresos en el futuro y mejoran sus probabilidades de empleo, lo que hace que paguen más impuestos y perciban menos prestaciones por desempleo.

la columna [6] muestra el coste del fracaso escolar como fracción del coste directo para el sector público de cada plaza escolar.

Cuadro 10: Coste público neto de un año de escolarización (valor presente descontado)

| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
|---------------|--|---------------------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|--|
| | gasto publico directo por estad. y año | - aumento impuestos sin fracaso | = coste sin fracaso | + coste del fracaso | coste observado total | coste del fracaso como % del gasto directo |
| Andalucía | 4.365 | 2.335 | 2.029 | 2.536 | 4.565 | 58,1% |
| Aragón | 5.409 | 1.997 | 3.412 | 2.567 | 5.980 | 47,5% |
| Asturias | 5.653 | 3.655 | 1.998 | 2.765 | 4.763 | 48,9% |
| Baleares | 5.057 | 1.527 | 3.531 | 3.106 | 6.637 | 61,4% |
| Canarias | 5.141 | 1.786 | 3.354 | 2.602 | 5.957 | 50,6% |
| Cantabria | 4.948 | 2.571 | 2.377 | 2.396 | 4.773 | 48,4% |
| Cast. y León | 5.236 | 1.948 | 3.288 | 2.313 | 5.602 | 44,2% |
| C. La Mancha | 4.915 | 2.972 | 1.943 | 2.502 | 4.445 | 50,9% |
| Cataluña | 5.709 | 3.725 | 1.984 | 3.879 | 5.863 | 68,0% |
| Valencia | 5.426 | 1.848 | 3.578 | 2.577 | 6.155 | 47,5% |
| Extremadura | 4.866 | 3.983 | 883 | 2.271 | 3.155 | 46,7% |
| Galicia | 4.515 | 3.214 | 1.301 | 2.597 | 3.898 | 57,5% |
| Madrid | 5.037 | 2.043 | 2.994 | 2.799 | 5.793 | 55,6% |
| Murcia | 4.397 | 2.740 | 1.657 | 2.657 | 4.314 | 60,4% |
| Navarra | 6.929 | 568 | 6.361 | 2.033 | 8.395 | 29,3% |
| País Vasco | 7.101 | 3.544 | 3.556 | 3.036 | 6.592 | 42,8% |
| Rioja | 4.995 | 1.613 | 3.382 | 2.622 | 6.005 | 52,5% |
| España | 5.144 | 3.407 | 1.737 | 3.026 | 4.763 | 58,8% |
| sec 1 | 5.493 | -2.165 | 7.659 | 249 | 7.908 | 4,5% |
| sec 2 | 5.493 | 3.996 | 1.497 | 2.121 | 3.618 | 38,6% |
| FP 1 | 5.493 | 5.210 | 283 | 3.593 | 3.877 | 65,4% |
| FP 2 | 5.493 | 2.966 | 2.527 | 2.915 | 5.442 | 53,1% |
| Univ 1 | 4.445 | 11.163 | -6.719 | 7.120 | 402 | 160,2% |
| Univ 2 | 4.445 | 8.931 | -4.486 | 6.224 | 1.738 | 140,0% |
| Univ 3 | 4.445 | -4.286 | 8.731 | 3.974 | 12.705 | 89,4% |

Nota: Se utiliza una tasa de descuento real del 3% anual para calcular el valor presente descontado de los ingresos fiscales netos generados por un año adicional de escolarización a lo largo de la vida laboral del agente.

La inspección del cuadro muestra que el incremento en los ingresos fiscales netos que resulta de un mayor nivel educativo permite en principio recuperar buena parte del gasto directo del Estado en el sistema educativo e incluso dejaría un sustancioso beneficio neto en el caso de los dos primeros ciclos universitarios. El grueso de este efecto sin embargo, se lo comen los costes derivados del fracaso escolar, de forma que el coste neto final de una plaza educativa termina siendo siempre positivo, aunque en muchos casos sigue siendo significativamente inferior al gasto público directo.

Otra forma de resumir la misma información es la que se muestra en el Cuadro 11, en la que se recogen las tasas de cobertura del gasto público educativo con y sin fracaso escolar. Esta variable mide la fracción del gasto

directo del sector público que se recupera a través de las ganancias inducidas en ingresos fiscales netos. Por las razones ya indicadas en la sección anterior, las tasas de recuperación estimadas para cada comunidad autónoma a partir de los resultados de la estimación de ecuaciones mincerianas podrían estar sesgadas a la baja y probablemente deberían interpretarse como una cota inferior. Centrándonos en los resultados por niveles, que en principio deberían ser más fiables, observamos que en la mayor parte de los ciclos post-obligatorios los ingresos fiscales inducidos permiten recuperar una parte importante del gasto directo inicial, que alcanza el 90% en el caso del primer ciclo de universidad. En ausencia de fracaso escolar, los resultados serían mucho más positivos, situándose por encima del 50% en la secundaria no obligatoria y por encima del 200% en los estudios universitarios de grado.

Cuadro 11: Tasa de cobertura del gasto público escolar

| | observada | sin fracaso escolar |
|---------------|--------------|---------------------|
| Andalucía | -4,59% | 53,50% |
| Aragón | -10,55% | 36,91% |
| Asturias | 15,74% | 64,66% |
| Baleares | -31,23% | 30,19% |
| Canarias | -15,87% | 34,75% |
| Cantabria | 3,53% | 51,96% |
| Cast. y León | -6,98% | 37,20% |
| C. La Mancha | 9,56% | 60,46% |
| Cataluña | -2,70% | 65,25% |
| Valencia | -13,43% | 34,06% |
| Extremadura | 35,17% | 81,84% |
| Galicia | 13,66% | 71,18% |
| Madrid | -15,02% | 40,56% |
| Murcia | 1,89% | 62,32% |
| Navarra | -21,15% | 8,20% |
| País Vasco | 7,16% | 49,92% |
| Rioja | -20,20% | 32,29% |
| España | 7,40% | 66,23% |
| sec 1 | -43,96% | -39,42% |
| sec 2 | 34,14% | 72,74% |
| FP I | 29,43% | 94,84% |
| FP 2 | 0,93% | 53,99% |
| Univ 1 | 90,97% | 251,15% |
| Univ 2 | 60,90% | 200,93% |
| Univ 3 | -185,84% | -96,43% |

7. CONCLUSIONES

Los indicadores de rentabilidad privada y fiscal de la educación que hemos construido en el presente trabajo proporcionan indicaciones importantes para guiar tanto las decisiones individuales sobre la demanda de educación como las decisiones públicas de inversión en este campo. En ambos casos, existen numerosas variables de índole laboral, fiscal y educativo que determinan cuál es el aumento de ingresos que perciben tanto los individuos como el Estado como resultado de un año adicional de escolarización. En este trabajo, hemos utilizado la metodología propuesta por de la Fuente y Jimeno (2009) para, en primer lugar, actualizar nuestras estimaciones en relación con el caso español y, en segundo lugar, para investigar las diferencias existentes a este respecto entre regiones y entre niveles educativos. Como extensión adicional, hemos utilizado un indicador mejorado de fracaso escolar para cuantificar el impacto que este fenómeno tiene sobre las rentabilidades privada y fiscal de la educación.

Los principales resultados del análisis son los siguientes. La tasa de rentabilidad privada media de la educación, una vez tenidos en cuenta todos los subsidios, impuestos y prestaciones sociales relevantes, se ha estimado para el conjunto de España en un 5% en 2006. Los rendimientos son significativamente más elevados en la mayor parte de los niveles educativos post-obligatorios, con tasas de rentabilidad reales en torno al 7% en el caso del segundo ciclo de secundaria y de los estudios universitarios de grado (tanto de ciclo corto como de ciclo largo). Por territorios, las regiones con mayores tasas de rentabilidad privada de la educación resultan ser Extremadura, Asturias, Cataluña, Galicia, Madrid y el País Vasco, si bien la dispersión regional de dicha tasa no es muy acusada. En cuanto a la rentabilidad fiscal de la educación, nuestras estimaciones sugieren que el aumento de ingresos tributarios derivado de un año adicional de escolarización permite recu-

perar una buena parte del gasto público directo en la mayor parte de los estudios postobligatorios.

Nuestros resultados son consistentes con los de otros trabajos que apuntan a una tendencia a la baja de los rendimientos de la educación en los últimos tiempos y confirman las conclusiones de de la Fuente y Jimeno (2009) sobre el tamaño relativo de las desincentivos a la inversión en educación generados por el sistema impositivo y por las prestaciones por desempleo, si bien también sugieren que las distorsiones generadas por estas últimas se reducen muy considerablemente cuando la tasa de paro desciende a niveles equiparables a los de nuestros vecinos. Seguramente, el más llamativo de nuestros resultados tiene que ver con el enorme impacto del fracaso escolar sobre las rentabilidades medias de la educación. Las repeticiones de curso y el abandono escolar aumentan entre un 30% y un 63% el número de años de trabajo estudiantil necesarios para aprobar un curso académico, con el consiguiente aumento de los costes educativos. El efecto de tan importante sobrecoste sobre las rentabilidades privadas y fiscales de la educación es enorme. El fracaso escolar reduce entre 2 y 4,5 puntos porcentuales la rentabilidad privada de la educación secundaria y de los estudios de grado universitario. Sus costes explícitos e implícitos para el erario público, incluyendo el valor presente de la pérdida de ingresos tributarios futuros, suponen en promedio un 60% del gasto directo del sector público en el sistema educativo.

ANEXO

1. LA RENTABILIDAD PRIVADA DE LA EDUCACIÓN

Consideremos un individuo que permanece en el sistema educativo durante X años (posiblemente trabajando a tiempo parcial), completa con éxito $S(X)$ cursos, entra en el mercado de trabajo a tiempo completo al graduarse, se jubila con edad U y vive hasta los Z años, cobrando mientras tanto una pensión de jubilación. Estamos interesados en cuantificar los efectos de un año adicional de escolarización sobre los flujos esperados de ingresos salariales netos de impuestos y sobre las prestaciones sociales netas (desempleo y pensiones de jubilación) que percibe nuestro agente, teniendo en cuenta que su nivel educativo afecta tanto a su sueldo (y por lo tanto a su pensión y a sus posibles prestaciones por desempleo) como a su probabilidad de empleo. Así pues, el salario bruto del trabajador, $W()$, su probabilidad de empleo $p()$, sus prestaciones por desempleo $B()$ y su pensión $PB()$ serán funciones crecientes de $S(X)$ y dependerán también de otros factores entre los que se encuentra la experiencia del trabajador. Sus ingresos netos dependerán también del sistema impositivo, que resumiremos a través de una función, $T()$, que relaciona el impuesto sobre la renta que ha de pagar el trabajador con sus ingresos brutos.

Bajo estas hipótesis, el valor esperado del flujo descontado de ingresos netos del individuo es una función de su nivel de estudios y podemos proceder de la forma habitual a calcular la tasa de rentabilidad interna de un año adicional de educación. Formalmente, la rentabilidad privada de la educación (r_p) se define como la tasa de descuento que iguala el valor actualizado del flujo esperado de ingresos (incluyendo salario y prestaciones sociales) netos de impuestos generado por un incremento marginal en el nivel de escolarización con el valor actualizado de los costes incrementales de la educación. Como se muestra en de la Fuente y Jimeno (2009), bajo ciertos supuestos, r_p viene dado por

$$(A.1) r_p = R_p + g + v$$

donde g es la tasa exógena de crecimiento del salario medio, v la prima de experiencia (esto es, el incremento medio anual del salario con cada año de experiencia adicional) y R_p el valor de R que resuelve la siguiente ecuación

$$(A.2) \frac{R}{1 - e^{-RHv}} = R' \equiv \frac{\theta_{net} + p'_{net} + PENS}{OPPC + DIRC} \\ \equiv \frac{p(1 - T')[\theta S'(X_0) - v] + \Delta p' S'(X_0) + \gamma(R)(1 - T'_p)PB[\theta S'(X_0) - v]}{[p(1 - \tau) - p_s(1 - \phi)(1 - \tau_s)e^{vH_0/2}] + \mu_s e^{vH_0/2}}$$

donde

$$(A.3) 1 - T' \equiv (1 - T'_e) + \frac{1 - p}{p}(B'(W) - T'_u(W)) \Rightarrow T' = T'_e - \frac{1 - p}{p}(B'(W) - T'_u(W))$$

$$(A.4) (1 - \tau) \equiv (1 - \tau_e) + \frac{1 - p}{p}(1 - \tau_u)b \Rightarrow \tau = \tau_e - \frac{1 - p}{p}(1 - \tau_u)b$$

$$(A.5) \Delta \equiv (1 - \tau_e) - (1 - \tau_u)b$$

$$(A.6) \gamma(R) \equiv \frac{R}{R + g + v} \frac{1 - e^{-(R+g+v)(Z-U)}}{e^{RH} - 1}$$

En esta expresión, θ es el parámetro de rendimientos mincerianos que mide la contribución marginal de la educación al salario bruto, p y p_s las probabilidades de empleo de un trabajador adulto con el nivel educativo medio y de un estudiante activo a tiempo parcial, p' el incremento marginal de la primera de estas probabilidades como resultado de una mejora en el nivel educativo medido por el número de cursos superados, S , y S' un indicador inverso de fracaso escolar que recoge el incremento marginal de S que se obtiene con un año más de permanencia en el sistema educativo. El parámetro $1 - \phi$ indica la relación entre los ingresos medios de los estudiantes que trabajan a tiempo parcial y los del adulto medio con la misma formación que trabaja a jornada completa, mientras que μ_s es el coste directo (para el estudiante o su familia) de un año de escolarización medido como fracción del salario de un trabajador a tiempo completo. Finalmente, $H = U - X$ es la duración en años de la vida laboral del individuo de referencia una vez finalizados sus estudios y $\gamma(R)$ es el factor de descuento relativo que ha de

aplicarse al componente de los beneficios de la educación que actúa a través de la pensión de jubilación antes de compararlo con los beneficios ligados al salario. En particular, $\gamma(R)$ tiene en cuenta que la pensión se cobra más tarde que el salario, se mantiene constante en términos reales mientras que los salarios crecen a la tasa $g+v$, y tiene una duración diferente ($Z - U$ en vez de H).

Los otros términos que aparecen en la ecuación (A.2) son parámetros que describen el sistema impositivo y de protección social. Los símbolos τ_e , τ_u , τ_s y τ_p indican el tipo medio del impuesto sobre la renta aplicable a un representante típico de los distintos tipos de agentes que estamos considerando (o de los distintos estados en los que un trabajador puede encontrarse a lo largo de su vida): trabajadores adultos empleados (e) y desempleados (u), estudiantes que trabajan a tiempo parcial (s) y pensionistas (p), mientras que T'_e , T'_u y T'_p son los correspondientes tipos marginales del impuesto sobre la renta (incluyendo la cotización a la Seguridad Social a cargo del trabajador)²¹, y b , p_b , B' y PB' son las tasas medias y marginales de reposición para los trabajadores que cobran el paro o una pensión de jubilación, esto es, el cociente entre la prestación inicial y el último sueldo antes de la jubilación o pérdida de empleo y el incremento marginal de la prestación asociado con un incremento de 1 euro en tal sueldo. Agrupando algunos de estos términos, T' , τ y Δ se construyen de forma que T' y τ sean cero en ausencia de impuestos sobre la renta, $p(1 - T')$ y $p(1 - \tau)$ sean los valores esperados de los factores que transforman ingresos brutos en ingresos netos, en promedio y en el margen, (esto es, la renta esperada neta de impuestos por euro de ingresos brutos, en promedio o en el margen) y Δ capture la diferencia en ingresos netos entre los trabajadores adultos ocupados y parados.

Para interpretar la ecuación (A.2), obsérvese que su lado izquierdo es una función creciente de R en la que el término $1 - e^{-RH}$ que aparece en el denominador sirve para corregir por el hecho de que la “vida útil” del activo (la vida laboral del individuo) es finita. El lado derecho, R' , es simplemente la razón entre los beneficios marginales de un año adicional de educación (que

²¹ En el caso de los desempleados, T'_u se define como el incremento de los impuestos pagados que resultaría de un incremento de un euro en el sueldo percibido por el trabajador en su último empleo (y no del derivado de un incremento de un euro en el importe bruto de la prestación por desempleo). Esta peculiar forma de definir el tipo marginal resulta ser la más conveniente debido a la existencia de ciertas peculiaridades en la cotización de los parados a la Seguridad Social en nuestro país. Por el mismo motivo, la ecuación (A.3) es ligeramente distinta de su homóloga en de la Fuente y Jimeno (2009). Para más detalles, véase la sección 6 de este Anexo.

podemos interpretar como el “dividendo” del capital humano) y sus costes, con todos los términos expresados como fracciones de los ingresos iniciales brutos de un trabajador adulto con el nivel medio de formación.

El primer término del numerador (θ_{net}) mide el incremento esperado de los ingresos netos (del trabajo y por prestaciones por desempleo) manteniendo constante la probabilidad de empleo y teniendo en cuenta el coste de oportunidad de renunciar a un año de experiencia para seguir estudiando. El segundo término (p'_{net}) recoge el incremento esperado de los ingresos netos que proviene de un aumento en la probabilidad de empleo, manteniendo el salario constante, y el tercero corresponde al valor descontado del aumento de la pensión resultante de un año adicional de estudios. Obsérvese que, excepto por los términos que recogen el efecto de la pérdida de experiencia, todos estos términos son directamente proporcionales a la productividad marginal del tiempo de permanencia en el sistema educativo, $S'(X_0)$.

El denominador mide el coste total de un año adicional de formación como la suma de dos términos. El primero (OPPC) es el coste de oportunidad de la escolarización (los ingresos salariales sacrificados al permanecer en la escuela) y el segundo (DIRC) los costes directos de la educación que soportan el estudiante o su familia.

Las políticas públicas inciden sobre la rentabilidad privada de la educación de muchas formas diferentes. Las subvenciones directas y la provisión pública de servicios educativos a coste cero aumentan los rendimientos privados de la educación a través de una reducción de los costes directos, DIRC. Las pensiones de jubilación también tenderán a incrementar r_p siempre y cuando su importe esté ligado a las rentas del trabajo, lo que es el caso en España. Los efectos de los impuestos son más complicados. Obsérvese que un impuesto proporcional o de tipo único (esto es, un sistema impositivo en el que todos los tipos medios y marginales son iguales) no tendría absolutamente ningún efecto sobre la rentabilidad de la educación cuando no existen costes directos (esto es, cuando $DIRC = 0$) porque los impuestos reducirían entonces los costes y los beneficios de la educación en la misma proporción.

Por lo tanto, los efectos del sistema fiscal provendrán de las diferencias existentes entre los distintos tipos impositivos que aparecen en la fórmula y

de su interacción con el término de coste directo, DIRC. Bajo un impuesto proporcional, un aumento en el (único) tipo impositivo reducirá R' si $DIRC > 0$ y lo aumentará en caso contrario (esto es, si los estudiantes reciben una subvención neta) porque una subida de los impuestos reducirá los beneficios de la educación en mayor proporción que sus costes en el primer caso y en menor proporción en el segundo.

Cuando abandonamos la hipótesis de proporcionalidad, cambios en los tipos medios y marginales de gravamen tienen efectos diferentes. Un aumento de τ reduce la rentabilidad de la educación al reducir las ganancias salariales netas, θ_{net} , o la pensión, PENS. Un aumento en los impuestos sobre la renta de los estudiantes, τ , también reduce R' al aumentar el coste de oportunidad de estudiar, OPPC. Sin embargo, un aumento de τ reduce el incentivo a invertir en educación porque aumenta la ganancia neta de estar ocupado, Δ , y reduce el coste de oportunidad de estudiar. Finalmente, un aumento del tipo impositivo medio sobre los trabajadores ocupados, τ , reduce tanto p'_{net} como OPPC. El efecto neto será un aumento en la tasa de rentabilidad siempre que $R' > S'p'/p$, una condición que se cumple siempre en nuestra muestra.

Un caso especial importante es aquel en el que la educación no afecta a la probabilidad de empleo y no tiene costes directos (esto es, $\mu_s = p' = 0$), no hay pensiones y los estudiantes no trabajan a tiempo parcial ($\phi = 1$). En este caso, el sistema impositivo afecta a los rendimientos de la educación sólo a través de su progresividad: según se va haciendo más progresivo el sistema impositivo (esto es, según se reduce el ratio $(1-\tau_e')/(1-\tau_e)$), el incentivo a invertir en educación disminuye.

Finalmente, los efectos de las tasas medias y marginales de reposición de las prestaciones por desempleo también son diferentes. Un aumento de B' aumenta la rentabilidad de la educación a través de θ_{net} , mientras que un mayor b reduce tal rentabilidad al reducir p'_{net} . Si la prestación por desempleo es estrictamente proporcional al salario (con $B' = b$), lo más probable es que un aumento de la prestación reduzca la rentabilidad de la educación para valores realistas de los parámetros.

2. LA RENTABILIDAD FISCAL DE LA EDUCACIÓN

A través de sus efectos sobre los salarios y las probabilidades de empleo, el gasto público en educación aumenta los ingresos tributarios futuros y las obligaciones del sistema público de pensiones y puede reducir el gasto en prestaciones por desempleo y los ingresos tributarios corrientes. Siguiendo el mismo procedimiento que en la sección anterior, podemos tratar este gasto como una inversión que genera un flujo de ingresos públicos netos a lo largo del ciclo vital de los agentes y calcular una tasa de rentabilidad fiscal que resumirá las implicaciones a largo plazo del gasto educativo para las finanzas públicas. Esta variable, a la que denominaremos r_f , se define como la tasa de descuento que iguala el valor actualizado del gasto público en educación (que incluye un componente de coste de oportunidad dado que la escolarización reduce las rentas salariales y por lo tanto los ingresos tributarios corrientes) con el valor actualizado de los flujos incrementales de ingresos tributarios y de ahorro en prestaciones por desempleo que este gasto induce. La tasa de rentabilidad fiscal puede interpretarse también como el tipo máximo de interés real al que el gobierno puede endeudarse para financiar el gasto educativo sin aumentar el valor presente de sus déficits futuros. Además de esta variable, también calcularemos el valor fiscal neto actualizado de un año adicional de educación, definido como la diferencia en términos de valor actualizado entre los flujos incrementales de ingresos y gastos públicos inducidos por un año adicional de escolarización. Entre los ingresos públicos relevantes, incluiremos una estimación de las cotizaciones sociales pagadas por empresarios y trabajadores y el IVA soportado por estos últimos.

Procediendo como se indica en de la Fuente y Jimeno (2009), se puede demostrar que la rentabilidad fiscal de la educación viene dada por

$$(A.7) \quad r_f = R_f + g + v$$

donde R_f es el valor de R que resuelve la siguiente ecuación:

$$(A.8) \quad \frac{R}{1 - e^{-Rt_0}} = R_f' \equiv \frac{\left[T_a \frac{q'}{q} S' + \Delta'_a \theta' + (T_e - T_u) p' S' \right] + \gamma(R) \left[T_p \frac{q'}{q} S' + \Delta'_p \theta' \right]}{\left[T_a - \eta_q p_s T_s (1 - \phi) e^{\eta t_0 / 2} \right] + \frac{\mu_g}{q} e^{\eta t_0 / 2}} \equiv \frac{N_1 + \gamma(R) N_2}{D}$$

donde μ_g es el gasto público por estudiante medido como fracción del salario bruto del trabajador de referencia, $\theta' = \theta S' - v$ y $q(S)$ indica la probabilidad de que un trabajador esté activo en función de su nivel de formación. En particular, $q_0 = q(S_0)$ es la tasa media de participación de los trabajadores adultos, $\epsilon_q = q'(S_0)/q(S_0)$ mide la sensibilidad de la tasa de participación al nivel de formación y $\eta_q = q_s/q_0$ es la razón entre las tasas medias de participación de los trabajadores adultos y de los estudiantes con el nivel relevante de formación.

Los coeficientes T_i y Δ'_i miden los tipos medios y marginales totales que pagan los distintos tipos de agentes, teniendo en cuenta todos los impuestos aplicables y las prestaciones sociales relevantes. Tenemos, en particular²²,

$$(A.9) \quad T_s \equiv \tau_s + \tau_c c_s (1 - \tau_s) + e_s$$

$$(A.10) \quad T_p \equiv -(1 - \tau_p)(1 - \tau_c c_p) p b \quad \Delta'_p \equiv -(1 - \tau_c c'_p)(1 - T_p') P B'$$

$$(A.11) \quad T_e \equiv \tau_e + \tau_c c_e (1 - \tau_e) + e_e \quad \Delta'_e \equiv T_e' + (1 - T_e') \tau_c C_e' + E_e'$$

$$(A.12) \quad T_u \equiv -(1 - \tau_c c_u)(1 - \tau_u) b \quad \Delta'_u \equiv (1 - \tau_c c'_u)(B' - T_u')$$

$$(A.13) \quad T_a = p T_e + (1 - p) T_u \quad \Delta'_a \equiv p \Delta'_e + (1 - p) \Delta'_u$$

donde c_i y C'_i con $i = s, p, e, u$ son la propensión media y marginal a consumir partiendo de la renta neta de impuestos de los estudiantes, pensionistas y trabajadores adultos, ocupados y parados, mientras que e_e, e_s y E_e' denotan el tipo medio y marginal de contribución a la seguridad social para cada tipo de agente.

Mirando a la ecuación (A.11), por ejemplo, T_e es la fracción del salario bruto

²² Como en el caso de la rentabilidad privada, y por el mismo motivo, la expresión que recoge los ingresos públicos marginales ligados a los parados es ligeramente distinta de la que aparece en de la Fuente y Jimeno (2009). Véase la sección 6 de este Anexo.

to de un trabajador ocupado que paga en impuestos el propio trabajador o su empleador. Esta variable es la suma de los tipos medios del IRPF y de las contribuciones del trabajador y del empresario a la Seguridad Social más el resultado de aplicar el tipo medio del IVA a la parte de la renta neta de impuestos que se consume. El término T_a mide los ingresos tributarios netos que genera en promedio un trabajador adulto activo, esto es, la diferencia entre los impuestos que paga cuando está ocupado (T_e) y las prestaciones por desempleo netas de impuestos que cobra cuando está en paro ($-T_u$), con ambas variables ponderadas por sus respectivas probabilidades. De la misma forma, $\Delta'a$ captura el incremento esperado de ingresos tributarios netos por trabajador activo que resulta de un incremento marginal en su nivel de estudios. Estas dos expresiones pueden ser positivas o negativas dependiendo de la probabilidad de empleo y de los niveles de los impuestos y prestaciones relevantes. Los tipos impositivos totales sobre los parados y los pensionistas (T_u y T_p), por otra parte, son siempre negativos pues las transferencias estatales son, por hipótesis, la única fuente de renta de estos individuos.

El resto de las variables tienen el mismo significado que en la sección anterior, aunque habrá que hacer algunos ajustes a los valores de algunas de ellas para aproximar efectos de equilibrio general, tal como se discute en el texto. También se puede mostrar que el valor fiscal neto actualizado de un año de formación, calculado en el momento X_0 (esto es, cuando el individuo representativo abandona el sistema educativo) y utilizando una tasa dada de descuento, r_0 , se puede aproximar como

$$(A.14) \quad NPFV(r_0) = V'_g(X_0)e^{r_0X_0} =$$

$$= \left\{ N_1 \frac{1 - e^{-(r_0-g-v)H_0}}{r_0 - g - v} + N_2 e^{-(r_0-g-v)H_0} \frac{1 - e^{-r_0(Z-U)}}{r_0} - D \right\} q e^{-vH_0/2} W_0$$

donde W_0 es el salario medio de un trabajador a tiempo completo con el nivel medio de escolarización y N_1 , N_2 y D han sido definidos en (A.8).

Las ecuaciones (A.7) y (A.8) tienen básicamente la misma interpretación que la fórmula de rentabilidad privada dada en la sección anterior. Esto es, r_f es

una función creciente de la tasa de crecimiento de los salarios sobre el ciclo vital y del ratio entre los beneficios (fiscales) marginales de un año adicional de escolarización y sus costes (presupuestarios), R_f' , ajustado por la duración finita de la vida laboral del trabajador. Hemos escrito R_f' de forma que todos sus términos aparecen expresados como fracciones del salario bruto de un trabajador adulto.

El numerador de R_f' en la ecuación (A.8) mide la contribución anual esperada al presupuesto público de un año adicional de escolarización. Su primer término refleja el impacto de un aumento en la tasa de participación. Puesto que los trabajadores inactivos no tienen ingresos laborales sujetos a impuestos y no tienen derecho a prestaciones por desempleo, una subida de la tasa de participación aumentará los ingresos fiscales netos siempre que los impuestos que pagan los trabajadores que se incorporan al mercado de trabajo excedan a las prestaciones por desempleo que éstos perciben (en promedio a lo largo de su vida activa). El segundo término, $\Delta a'\theta'$, captura los efectos fiscales de un incremento en el nivel salarial, lo que se traduce en un aumento de los pagos tributarios de los trabajadores ocupados pero también en la cuantía de las prestaciones que perciben los desempleados. El tercer término, $(T_e - T_u)p'S'$, refleja el impacto de un aumento en la probabilidad de empleo y es siempre positivo porque un mayor empleo implica tanto una mayor recaudación tributaria como un menor gasto en prestaciones por desempleo (recuérdese que T_u es siempre negativo). Finalmente, los términos relacionados con las pensiones que aparecen en el numerador están multiplicados por el mismo factor de descuento que aparecía en la fórmula de rentabilidad privada y son ambos negativos dado que el gasto en pensiones aumentará tanto con la tasa de participación como con el salario medio.

El denominador de R_f' es la suma del coste de oportunidad y del coste presupuestario directo de la educación. El término de coste de oportunidad es la diferencia entre el valor esperado de los ingresos tributarios netos generados por un trabajador a tiempo completo y por un estudiante que trabaja a tiempo parcial. El coste directo, finalmente, es igual al gasto público por estudiante dividido por la tasa de actividad. Esta corrección es necesaria porque el gasto se incurre para todos los estudiantes, pero sólo aquellos que se incorporan al mercado laboral pagan impuestos sobre los rendimientos del trabajo o tienen derecho a prestaciones sociales.

3. ESTRUCTURA Y REFORMAS DEL SISTEMA EDUCATIVO ESPAÑOL

El sistema educativo español ha experimentado numerosas reformas durante las últimas décadas, algunas de las cuales han afectado a la duración de los distintos niveles educativos, además de a sus planes de estudio. Las reformas más importantes han sido la introducida en 1970 con la Ley General de Educación (LGE) de Villar Palasí y la resultante de la aprobación de la LOGSE en 1990.

El Cuadro A.1 resume la estructura del sistema educativo durante los tres períodos separados por las reformas citadas e indica la duración teórica de los distintos ciclos educativos en cada uno de ellos. La información utilizada en el cuadro proviene de diversas ediciones de los informes del Ministerio de Educación sobre el sistema educativo español (ME, varios años) y de otras publicaciones, incluyendo MEC (1997), Diez Hochleitner et al (1977) y Fernández y González (1975).

Cuadro A.1: Estructura del sistema educativo y duraciones teóricas de los distintos ciclos educativos

| nivel: | antes de 1970 | LGE, 1970- | LOGSE, 1990- |
|----------|---------------------------------|---------------------------|--------------------------|
| primaria | primaria: 4* | EGB I: 5 | primaria: 6 |
| sec. 1 | bachillerato elemental: 4 | EGB II: 3 | ESO: 4 |
| sec. 2 | bachillerato superior y PREU: 3 | BUP y COU: 4 | bachillerato: 2 |
| FP 1 | oficialía industrial: 3 | técnico auxiliar: 2 | ciclos grado medio: 2 |
| FP 2 | maestría industrial: 2 | técnico especialista: 2** | ciclos grado superior: 2 |
| univ. 1 | diplomatura/peritaje: 3 | diplomatura/peritaje: 3 | diplomatura/peritaje: 3 |
| univ. 2 | licenciatura: 2 | licenciatura: 2 | licenciatura: 2 |
| univ. 3 | doctorado: 4 | doctorado: 3 | doctorado: 3 |

Notas: (*) véase el texto. (**) la duración más común de este ciclo parece haber sido de dos años, pero para algunas materias se extendía a tres años

En los años anteriores a la reforma de 1970, la educación primaria tenía una duración de 8 años y daba paso a la formación profesional industrial. Sin embargo, existía la opción de abandonar la primaria tras cuatro años para cursar el bachillerato elemental, que daba paso al bachillerato superior

y eventualmente a la universidad tras el llamado PREU o curso preuniversitario. Desde la reforma de 1970, la educación primaria y la secundaria se cursan de forma sucesiva en el tiempo. El primer ciclo de secundaria tiene carácter obligatorio y abre el paso al primer ciclo de formación profesional o al bachillerato. En años recientes, las carreras universitarias “de grado” han tendido a acortarse por debajo de los cinco años de la licenciatura tradicional, lo que todavía no se recoge en el cuadro.

Las duraciones teóricas recogidas en el Cuadro A.1 son las que hemos utilizado para calcular el número de años de educación (S) de cada individuo y su experiencia potencial en las muestras de la EPA y de la EES que hemos utilizado para estimar las ecuaciones de salarios y de empleo. Los puntos de corte que hemos utilizado para aplicar las distintas clasificaciones tienen carácter aproximado, pues ambas reformas se introdujeron de una forma gradual y no siempre al mismo ritmo en todo el territorio nacional. En particular, hemos supuesto que la LGE se aplicó por primera vez a los nacidos en 1961, que entrarían en BUP en 1975, mientras que la LOGSE se aplicó a todos los nacidos en 1983, que estarían en cuarto de ESO en 1999.

4. RESULTADOS DETALLADOS DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS, PARTICIPACIÓN Y OCUPACIÓN

Los Cuadros A.2 - A.4 muestran los resultados detallados de la estimación de las ecuaciones mincerianas de salarios y de los probits de participación y ocupación. En el Cuadro A.5 se recogen los resultados de las ecuaciones en las que se utilizan dummies por nivel educativo, trabajando sólo a nivel nacional.

Cuadro A.2: Resultados detallados de las ecuaciones mincerianas de salarios

| | Andalucía | | Aragón | | Asturias | | Balears | |
|--------------------|-----------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,183 | (12,94) | 0,289 | (12,57) | 0,267 | (12,87) | 0,142 | (8,88) |
| carbón | -0,268 | (5,93) | | | 0,497 | (4,60) | | |
| años de escolar. | 0,048 | (16,25) | 0,057 | (16,72) | 0,067 | (16,05) | 0,053 | (15,98) |
| experiencia pot. | 0,023 | (8,62) | 0,026 | (9,33) | 0,027 | (8,62) | 0,024 | (8,96) |
| experiencia pot.^2 | -0,0002 | (3,20) | -0,0003 | (5,97) | -0,0002 | (3,98) | -0,0003 | (5,69) |
| inmigrante | -0,154 | (2,99) | -0,051 | (1,61) | 0,072 | (1,22) | -0,135 | (6,64) |
| constante | 1,300 | (28,39) | 1,187 | (17,82) | 0,997 | (16,23) | 1,371 | (27,41) |
| no. de obs. | 17.033 | | 8.461 | | 6.907 | | 6.484 | |
| población | 1.542.300 | | 294.330 | | 201.890 | | 251.580 | |
| R^2 | 0,218 | | 0,291 | | 0,326 | | 0,292 | |

| | Cantabria | | C. y León | | C. Mancha | | Cataluña | |
|--------------------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,229 | (9,40) | 0,216 | (11,67) | 0,155 | (9,24) | 0,254 | (22,37) |
| carbón | | | 0,243 | (1,88) | | | 0,038 | (0,36) |
| años de escolar. | 0,060 | (12,53) | 0,056 | (20,70) | 0,058 | (17,44) | 0,063 | (31,97) |
| experiencia pot. | 0,023 | (7,08) | 0,028 | (9,50) | 0,022 | (10,06) | 0,030 | (19,62) |
| experiencia pot.^2 | -0,0002 | (3,63) | -0,0003 | (4,44) | -0,0002 | (5,81) | -0,0003 | (12,11) |
| inmigrante | -0,045 | (1,03) | -0,088 | (2,79) | -0,022 | (0,89) | -0,128 | (6,89) |
| constante | 1,113 | (15,31) | 1,127 | (22,64) | 1,235 | (27,04) | 1,208 | (39,99) |
| no. de obs. | 4.929 | | 11.032 | | 8.910 | | 26.234 | |
| población | 111.570 | | 489.420 | | 354.540 | | 2.135.700 | |
| R^2 | 0,311 | | 0,285 | | 0,271 | | 0,307 | |

Cuadro A.2: Resultados detallados de las ecuaciones mincerianas de salarios

| | Extremad. | | Galicia | | Madrid | | Murcia | |
|--------------------|-----------|---------|---------|---------|-----------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,150 | (8,15) | 0,209 | (14,41) | 0,201 | (14,11) | 0,158 | (8,95) |
| carbón | | | | | 0,442 | (3,36) | | |
| años de escolar. | 0,070 | (13,50) | 0,063 | (21,69) | 0,063 | (27,17) | 0,059 | (15,24) |
| experiencia pot. | 0,029 | (8,03) | 0,032 | (12,72) | 0,033 | (15,93) | 0,019 | (7,24) |
| experiencia pot.^2 | -0,0003 | (4,74) | -0,0003 | (7,98) | -0,0004 | (10,04) | -0,0002 | (3,90) |
| inmigrante | -0,053 | (1,09) | 0,009 | (0,41) | -0,202 | (8,57) | -0,009 | (0,41) |
| constante | 0,922 | (11,85) | 0,966 | (20,02) | 1,182 | (28,96) | 1,257 | (22,11) |
| no. de obs. | 5.202 | | 11.060 | | 23.618 | | 8.003 | |
| población | 148.710 | | 537.970 | | 1.906.700 | | 288.110 | |
| R^2 | 0,359 | | 0,331 | | 0,297 | | 0,275 | |

| | País Vasco | | Rioja | | C. y Mel | | España | |
|--------------------|------------|---------|---------|---------|----------|---------|------------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,202 | (13,04) | 0,219 | (10,74) | 0,136 | (2,17) | 0,206 | (40,85) |
| carbón | | | | | | | 0,369 | (4,80) |
| años de escolar. | 0,059 | (27,10) | 0,052 | (11,48) | 0,054 | (5,28) | 0,061 | (67,07) |
| experiencia pot. | 0,032 | (16,42) | 0,028 | (7,40) | 0,006 | (0,81) | 0,028 | (36,26) |
| experiencia pot.^2 | -0,0003 | (8,14) | -0,0003 | (5,09) | 0,0000 | (0,27) | -0,0003 | (19,09) |
| inmigrante | -0,135 | (3,97) | -0,071 | (3,32) | -0,161 | (1,82) | -0,085 | (6,88) |
| constante | 1,255 | (32,56) | 1,228 | (15,99) | 1,560 | (11,35) | 1,169 | (78,07) |
| no. de obs. | 12.850 | | 3.996 | | 538 | | 186.503 | |
| población | 545.320 | | 61.025 | | 53.067 | | 10.626.000 | |
| R^2 | 0,293 | | 0,310 | | 0,258 | | 0,282 | |

Cuadro A.3: resultados detallados del probit de participación efectos marginales

| | Andalucía | | Aragón | | Asturias | | Balears | |
|--------------------------|-----------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,042 | (3,41) | 0,046 | (1,97) | 0,074 | (2,26) | 0,065 | (2,30) |
| años de escolar. | 0,018 | (14,13) | 0,010 | (4,30) | 0,015 | (4,31) | 0,012 | (4,12) |
| experiencia pot. | 0,016 | (14,06) | 0,015 | (6,88) | 0,013 | (3,98) | 0,011 | (4,46) |
| experiencia pot.^2 | -0,0005 | (23,84) | -0,0005 | (12,29) | -0,0004 | (7,89) | 0,000 | (8,27) |
| estudiante universitario | -0,482 | (26,84) | -0,587 | (16,13) | -0,563 | (12,62) | -0,427 | (7,89) |
| estudiante no universit. | -0,593 | (30,56) | -0,662 | (15,1) | -0,613 | (11,52) | -0,609 | (11,39) |
| casado | -0,156 | (12,46) | -0,144 | (6,51) | -0,154 | (4,88) | -0,024 | (0,92) |
| casado*hombre | 0,335 | (22,22) | 0,259 | (9,62) | 0,208 | (5,13) | 0,140 | (4,06) |
| niños <6 | -0,107 | (7,26) | -0,081 | (2,90) | -0,072 | (1,55) | -0,079 | (2,46) |
| niños <6*hombre | 0,147 | (6,14) | 0,081 | (1,74) | 0,192 | (2,57) | 0,085 | (1,74) |
| inmigrante | 0,087 | (3,12) | 0,004 | (0,12) | 0,069 | (0,80) | -0,059 | (2,24) |
| no. de obs. | 19.254 | | 4.760 | | 2.920 | | 2.691 | |
| part. media obs. P | 0,623 | | 0,699 | | 0,604 | | 0,745 | |
| pred. P | 0,657 | | 0,755 | | 0,628 | | 0,793 | |

Cuadro A.3: resultados detallados del probit de participación efectos marginales

| | Canarias | | Cantabria | | Cast. y León | | C. la Mancha | |
|--------------------------|----------|---------|-----------|---------|--------------|---------|--------------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0.063 | (3.10) | -0.026 | (0.84) | 0.073 | (4.51) | 0.089 | (4.64) |
| años de escolar. | 0.012 | (5.64) | 0.019 | (5.48) | 0.011 | (6.39) | 0.020 | (9.45) |
| experiencia pot. | 0.013 | (6.38) | 0.019 | (5.82) | 0.022 | (14.43) | 0.019 | (10.20) |
| experiencia pot.^2 | 0.000 | (11.73) | -0.0005 | (9.27) | -0.0006 | (21.86) | -0.0005 | (16.31) |
| estudiante universitario | -0.526 | (16.25) | -0.567 | (11.71) | -0.528 | (20.94) | -0.555 | (19.05) |
| estudiante no universit. | -0.641 | (18.16) | -0.660 | (11.72) | -0.637 | (22.42) | -0.647 | (20.54) |
| casado | -0.094 | (4.54) | -0.220 | (7.15) | -0.143 | (8.93) | -0.187 | (9.65) |
| casado*hombre | 0.270 | (10.57) | 0.333 | (9.30) | 0.277 | (14.51) | 0.348 | (15.5) |
| niños <6 | -0.061 | (2.30) | -0.043 | (0.98) | -0.126 | (5.88) | -0.115 | (4.93) |
| niños <6*hombre | 0.087 | (1.89) | 0.210 | (2.60) | 0.177 | (4.89) | 0.129 | (3.09) |
| inmigrante | 0.070 | (2.10) | 0.087 | (1.35) | 0.088 | (2.97) | 0.065 | (2.04) |
| no. de obs. | 5.692 | | 2.751 | | 10.561 | | 7.882 | |
| part. media obs. P | 0.659 | | 0.658 | | 0.661 | | 0.652 | |
| pred. P | 0.694 | | 0.707 | | 0.708 | | 0.708 | |

| | Cataluña | | Valencia | | Extremadura | | Galicia | |
|--------------------------|----------|---------|----------|---------|-------------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | -0,014 | (0,97) | 0,028 | (1,74) | 0,066 | (2,44) | 0,032 | (1,68) |
| años de escolar. | 0,013 | (8,86) | 0,011 | (6,41) | 0,025 | (8,42) | 0,017 | (8,12) |
| experiencia pot. | 0,016 | (12,12) | 0,011 | (7,15) | 0,017 | (6,50) | 0,016 | (8,55) |
| experiencia pot.^2 | 0,000 | (19,66) | 0,000 | (14,73) | -0,0005 | (10,99) | -0,0004 | (14,46) |
| estudiante universitario | -0,429 | (17,22) | -0,510 | (19,68) | -0,585 | (14,68) | -0,539 | (18,51) |
| estudiante no universit. | -0,622 | (21,79) | -0,638 | (21,28) | -0,620 | (16,05) | -0,615 | (17,46) |
| casado | -0,111 | (8,06) | -0,103 | (6,62) | -0,166 | (6,06) | -0,023 | (1,19) |
| casado*hombre | 0,256 | (15,74) | 0,263 | (13,87) | 0,317 | (9,72) | 0,195 | (8,35) |
| niños <6 | -0,095 | (5,40) | -0,128 | (6,63) | -0,117 | (3,66) | -0,100 | (3,65) |
| niños <6*hombre | 0,098 | (3,43) | 0,153 | (4,87) | 0,091 | (1,78) | 0,167 | (3,91) |
| inmigrante | -0,042 | (2,44) | -0,034 | (1,73) | 0,010 | (0,16) | -0,006 | (0,13) |
| no. de obs. | 10.581 | | 8.966 | | 4.435 | | 7.226 | |
| part. media obs. P | 0,732 | | 0,704 | | 0,616 | | 0,664 | |
| pred. P | 0,790 | | 0,760 | | 0,644 | | 0,700 | |

| | Madrid | | Murcia | | Navarra | |
|--------------------------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | -0,034 | (1,91) | 0,018 | (0,69) | -0,002 | (0,07) |
| años de escolar. | 0,004 | (2,11) | 0,014 | (5,19) | 0,006 | (1,75) |
| experiencia pot. | 0,015 | (8,38) | 0,006 | (2,14) | 0,020 | (6,95) |
| experiencia pot.^2 | -0,0005 | (14,53) | 0,000 | (6,33) | -0,001 | (11,28) |
| estudiante universitario | -0,493 | (17,27) | -0,592 | (14,07) | -0,573 | (11,25) |
| estudiante no universit. | -0,675 | (17,83) | -0,652 | (14,51) | -0,654 | (10,60) |
| casado | -0,143 | (8,14) | -0,151 | (5,85) | -0,154 | (5,59) |
| casado*hombre | 0,284 | (13,99) | 0,292 | (9,42) | 0,262 | (8,00) |
| niños <6 | -0,060 | (2,50) | -0,123 | (4,07) | -0,072 | (1,90) |
| niños <6*hombre | 0,089 | (1,96) | 0,143 | (3,04) | 0,104 | (1,48) |
| inmigrante | 0,059 | (2,67) | 0,067 | (2,36) | -0,066 | (1,33) |
| no. de obs. | 5.979 | | 3.585 | | 2.553 | |
| part. media obs. P | 0,727 | | 0,683 | | 0,718 | |
| pred. P | 0,786 | | 0,734 | | 0,780 | |

Cuadro A.3: resultados detallados del probit de participación efectos marginales

| | País Vasco | | La Rioja | | España | |
|--------------------------|------------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | -0,003 | (0,16) | -0,012 | (0,34) | 0,035 | (7,07) |
| años de escolar. | 0,012 | (5,18) | 0,015 | (3,89) | 0,015 | (29,98) |
| experiencia pot. | 0,018 | (8,53) | 0,021 | (6,42) | 0,016 | (34,36) |
| experiencia pot.^2 | -0,0005 | (13,96) | -0,0005 | (9,31) | -0,0005 | (57,76) |
| estudiante universitario | -0,564 | (15,43) | -0,520 | (8,85) | -0,520 | (67,77) |
| estudiante no universit. | -0,657 | (15,02) | -0,662 | (9,37) | -0,628 | (72,39) |
| casado | -0,119 | (5,61) | -0,142 | (4,19) | -0,130 | (26,81) |
| casado*hombre | 0,247 | (9,81) | 0,307 | (7,41) | 0,280 | (47,83) |
| niños <6 | -0,128 | (4,55) | -0,114 | (2,53) | -0,104 | (16,98) |
| niños <6*hombre | 0,202 | (3,95) | 0,061 | (0,82) | 0,137 | (13,65) |
| inmigrante | 0,025 | (0,51) | -0,042 | (0,97) | 0,037 | (4,88) |
| no. de obs. | 4.995 | | 1.798 | | 107.415 | |
| part. media obs. P | 0,701 | | 0,707 | | 0,673 | |
| pred. P | 0,765 | | 0,767 | | 0,719 | |

Cuadro A.4: resultados detallados del probit de ocupación segunda etapa, controlando por sesgo de selección efectos marginales

| | Andalucía | | Aragón | | Asturias | | Balears | |
|--------------------------|-----------|---------|--------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,094 | (6,89) | 0,145 | (5,76) | 0,156 | (4,28) | 0,030 | (0,85) |
| estudiante universitario | -0,021 | (0,75) | -0,227 | (3,54) | -0,278 | (2,67) | -0,048 | (0,61) |
| estudiante no universit. | 0,055 | (1,29) | -0,233 | (2,58) | -0,308 | (2,10) | 0,067 | (0,57) |
| años de escolar. | 0,013 | (8,67) | 0,008 | (2,99) | 0,012 | (3,11) | 0,005 | (1,44) |
| experiencia pot. | 0,008 | (6,59) | 0,008 | (3,11) | 0,013 | (3,68) | 0,000 | (0,09) |
| experiencia pot.^2 | 0,000 | (3,83) | 0,000 | (3,44) | 0,000 | (3,43) | 0,000 | (0,45) |
| inmigrante | -0,013 | (0,47) | -0,046 | (1,24) | 0,073 | (0,86) | -0,049 | (1,67) |
| ratio inv de Mills | -0,582 | (19,82) | -0,373 | (6,32) | -0,275 | (2,77) | -0,647 | (5,41) |
| no. de obs. | 19.254 | | 4.760 | | 2.920 | | 2.691 | |
| part. media obs. P | 0,544 | | 0,665 | | 0,555 | | 0,706 | |
| pred. P | 0,536 | | 0,694 | | 0,554 | | 0,735 | |

| | Canarias | | Cantabria | | Cast. y León | | C. Mancha | |
|--------------------------|----------|---------|-----------|---------|--------------|---------|-----------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,074 | (2,97) | 0,112 | (3,83) | 0,144 | (7,64) | 0,126 | (5,44) |
| estudiante universitario | -0,041 | (0,66) | -0,198 | (2,33) | -0,131 | (2,99) | -0,033 | (0,71) |
| estudiante no universit. | 0,004 | (0,05) | -0,060 | (0,51) | -0,137 | (2,05) | 0,010 | (0,14) |
| años de escolar. | 0,010 | (4,05) | 0,006 | (1,55) | 0,009 | (4,76) | 0,011 | (4,62) |
| experiencia pot. | 0,009 | (3,61) | 0,008 | (2,29) | 0,011 | (5,38) | 0,007 | (3,61) |
| experiencia pot.^2 | 0,000 | (2,15) | 0,000 | (2,22) | 0,000 | (4,45) | 0,000 | (2,33) |
| inmigrante | -0,021 | (0,60) | -0,052 | (0,81) | -0,029 | (0,95) | -0,045 | (1,38) |
| ratio inv de Mills | -0,549 | (8,64) | -0,476 | (6,69) | -0,472 | (11,32) | -0,588 | (13,59) |
| no. de obs. | 5.692 | | 2.751 | | 10.561 | | 7.882 | |
| part. media obs. P | 0,582 | | 0,614 | | 0,606 | | 0,596 | |
| pred. P | 0,582 | | 0,625 | | 0,614 | | 0,603 | |

Cuadro A.4: resultados detallados del probit de ocupación segunda etapa, controlando por sesgo de selección efectos marginales

| | Cataluña | | Valencia | | Extremadura | | Galicia | |
|--------------------------|----------|---------|----------|---------|-------------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,073 | (5,25) | 0,110 | (6,16) | 0,140 | (4,69) | 0,107 | (5,42) |
| estudiante universitario | -0,089 | (2,86) | -0,124 | (3,16) | -0,118 | (1,44) | -0,147 | (2,27) |
| estudiante no universit. | -0,096 | (1,85) | -0,127 | (2,16) | -0,096 | (0,97) | -0,129 | (1,40) |
| años de escolar. | 0,009 | (5,38) | 0,011 | (5,45) | 0,020 | (5,55) | 0,009 | (3,56) |
| experiencia pot. | 0,005 | (2,74) | 0,007 | (4,06) | 0,012 | (4,14) | 0,011 | (4,26) |
| experiencia pot.^2 | 0,000 | (2,14) | 0,000 | (3,54) | 0,000 | (3,14) | 0,000 | (3,50) |
| inmigrante | -0,076 | (4,06) | -0,034 | (1,65) | 0,026 | (0,39) | -0,064 | (1,32) |
| ratio inv de Mills | -0,496 | (13,14) | -0,467 | (10,82) | -0,460 | (7,10) | -0,435 | (6,60) |
| no. de obs. | 10.581 | | 8.966 | | 4.435 | | 7.226 | |
| part. media obs. P | 0,688 | | 0,652 | | 0,532 | | 0,604 | |
| pred. P | 0,715 | | 0,675 | | 0,515 | | 0,611 | |

| | Madrid | | Murcia | | Navarra | |
|--------------------------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,071 | (4,14) | 0,106 | (3,83) | 0,083 | (2,92) |
| estudiante universitario | -0,047 | (1,13) | -0,093 | (1,34) | -0,166 | (1,97) |
| estudiante no universit. | -0,020 | (0,29) | -0,155 | (1,67) | -0,139 | (1,26) |
| años de escolar. | 0,006 | (3,00) | 0,011 | (3,51) | 0,008 | (2,18) |
| experiencia pot. | 0,004 | (1,68) | 0,005 | (2,08) | 0,005 | (1,43) |
| experiencia pot.^2 | 0,000 | (0,97) | 0,000 | (1,81) | 0,000 | (1,56) |
| inmigrante | -0,002 | (0,08) | 0,021 | (0,69) | -0,055 | (1,09) |
| ratio inv de Mills | -0,553 | (11,58) | -0,475 | (7,54) | -0,439 | (5,68) |
| no. de obs. | 5.979 | | 3.585 | | 2.553 | |
| part. media obs. P | 0,679 | | 0,633 | | 0,685 | |
| pred. P | 0,703 | | 0,653 | | 0,716 | |

| | País Vasco | | La Rioja | | España | |
|--------------------------|------------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,105 | (4,87) | 0,048 | (1,37) | 0,106 | (19,57) |
| estudiante universitario | -0,148 | (2,42) | -0,015 | (0,18) | -0,089 | (7,02) |
| estudiante no universit. | -0,243 | (2,60) | 0,058 | (0,47) | -0,069 | (3,67) |
| años de escolar. | 0,011 | (3,97) | 0,007 | (1,65) | 0,012 | (19,27) |
| experiencia pot. | 0,011 | (3,90) | 0,005 | (1,15) | 0,008 | (14,28) |
| experiencia pot.^2 | 0,000 | (3,39) | 0,000 | (0,77) | 0,000 | (10,52) |
| inmigrante | -0,075 | (1,55) | -0,045 | (1,02) | -0,015 | (1,90) |
| ratio inv de Mills | -0,404 | (6,62) | -0,560 | (6,44) | -0,504 | (38,31) |
| no. de obs. | 4.995 | | 1.798 | | 107.415 | |
| part. media obs. P | 0,653 | | 0,668 | | 0,615 | |
| pred. P | 0,673 | | 0,691 | | 0,626 | |

Cuadro A.5: Ecuaciones de salarios, participación y ocupación con dummies por nivel educativo

| | salarios | | participación | | ocupación | |
|--------------------------|----------|----------|---------------|---------|-----------|---------|
| | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio | coef. | t-ratio |
| sexo (hombre) | 0,213 | (42,56) | 0,036 | (7,23) | 0,093 | (17,08) |
| secundaria I | 0,059 | (7,60) | -0,024 | (4,86) | 0,009 | (1,70) |
| secundaria II | 0,301 | (25,44) | -0,0010 | (0,16) | 0,053 | (8,16) |
| FP I | 0,239 | (22,40) | 0,050 | (7,15) | 0,048 | (6,41) |
| FP II | 0,335 | (31,64) | 0,091 | (12,29) | 0,086 | (10,61) |
| Universidad I | 0,619 | (51,47) | 0,122 | (18,31) | 0,105 | (13,33) |
| Universidad II | 0,787 | (68,92) | 0,160 | (22,52) | 0,123 | (14,77) |
| Universidad III | 0,877 | (24,67) | 0,191 | (6,56) | 0,210 | (6,93) |
| experiencia pot. | 0,028 | (38,70) | 0,017 | (35,90) | 0,007 | (12,37) |
| experiencia pot.^2 | -0,0003 | (22,97) | -0,001 | (60,08) | 0,000 | (8,72) |
| estudiante universitario | | | -0,506 | (61,24) | -0,066 | (5,26) |
| estudiante no universit. | | | -0,606 | (67,04) | -0,003 | (0,19) |
| casado | | | -0,128 | (26,46) | | |
| casado*hombre | | | 0,280 | (47,98) | | |
| niños <6 | | | -0,113 | (18,30) | | |
| niños <6*hombre | | | 0,138 | (13,80) | | |
| inmigrante | -0,126 | (11,02) | 0,032 | (4,24) | -0,022 | (2,80) |
| carbón | 0,404 | (5,32) | | | | |
| constante | 1,548 | (140,55) | | | | |
| ratio inv. de Mill | | (5,38) | 0,011 | (5,45) | 0,020 | (5,55) |
| | | | | -0,543 | (42,33) | (4,14) |
| Número de obs. | 186.503 | | 107.415 | | 107.415 | |
| R cuadrado | 0,313 | | | | | |

Notas: - En el caso de las ecuaciones de participación y ocupación, se muestran los efectos marginales, calculados en los valores medios de todos los regresores. - En la ecuación de ocupación (de segunda etapa) se controla por el sesgo de selección.

5. COMPARACIÓN CON LOS RESULTADOS OBTENIDOS CON LA EES DE 2002

El Cuadro A.6 muestra distintas estimaciones de los rendimientos mincerianos de la educación (θ) utilizando la especificación común que se presenta en la sección 3 del texto. La primera columna se estima con datos de la EES de 2002 y las otras dos con datos de la encuesta de 2006. La primera y segunda columnas son directamente comparables pues en ambas se incluyen únicamente los establecimientos que emplean al menos 10 asalariados. En la tercera columna se recogen los resultados que aparecen en el texto, en los que se utilizan también los datos de los establecimientos de menor tamaño. Comparando las dos primeras columnas se observa una tendencia hacia la reducción de los rendimientos de la educación entre las dos olas de la encuesta. El valor estimado de θ se redujo en 14 de las 17 regiones españolas, con una caída media en el conjunto del país de casi 0,9 puntos porcentuales. Comparando las dos últimas columnas vemos que la inclusión en la muestra de los establecimientos de menor tamaño tiende también a reducir el valor estimado de θ .

Cuadro A.6: Estimaciones de los rendimientos mincerianos de la educación con distintas versiones de la EES

| | 2002 sin establecimientos pequeños | 2006 sin establecimientos pequeños | 2006 todos los establecimientos |
|--------------|------------------------------------|------------------------------------|---------------------------------|
| | 2002 | 2006 | 2006 |
| Andalucía | 7,12% | 5,63% | 4,84% |
| Aragón | 6,76% | 6,10% | 5,71% |
| Asturias | 6,09% | 6,93% | 6,69% |
| Baleares | 6,95% | 6,00% | 5,29% |
| Canarias | 7,13% | 5,63% | 5,12% |
| Cantabria | 5,62% | 6,47% | 6,03% |
| Cast- y León | 6,30% | 6,16% | 5,62% |
| Cast.-Mancha | 7,74% | 6,52% | 5,77% |
| Cataluña | 7,04% | 6,34% | 6,27% |
| Valencia | 6,45% | 5,76% | 5,09% |
| Extremadura | 8,28% | 7,75% | 7,00% |

Cuadro A.6: Estimaciones de los rendimientos mincerianos de la educación con distintas versiones de la EES

| | 2002 sin establecimientos pequeños | 2006 sin establecimientos pequeños | 2006 todos los establecimientos |
|---------------|------------------------------------|------------------------------------|---------------------------------|
| | 2002 | 2006 | 2006 |
| Galicia | 7,27% | 6,85% | 6,27% |
| Madrid | 7,94% | 6,54% | 6,30% |
| Murcia | 6,67% | 6,46% | 5,89% |
| Navarra | 6,31% | 5,00% | 4,82% |
| P. Vasco | 6,49% | 6,25% | 5,92% |
| Rioja | 4,72% | 5,27% | 5,17% |
| España | 7,37% | 6,49% | 6,11% |

6. DETALLES DEL CÁLCULO DE LOS PARÁMETROS IMPOSITIVOS Y DE PRESTACIONES SOCIALES

En la mayor parte de las regiones españolas, las rentas del trabajo se gravaban en 2006 como se indica a continuación. En primer lugar, los salarios soportan una contribución social a un tipo fijo del 6,35%²³. El impuesto sobre la renta, que incluye un componente nacional y otro regional, se calcula aplicando una escala progresiva a la base imponible. Esta base se obtiene deduciendo de los ingresos salariales brutos las contribuciones de los trabajadores a la Seguridad Social, un mínimo personal exento y una deducción por ingresos laborales. Esta deducción es una cantidad fija para los individuos con rentas superiores a un tope máximo o inferiores a un tope mínimo, y decrece linealmente con la renta (neta de contribuciones sociales) para las personas cuyos ingresos salariales están comprendidos entre estas dos cantidades. Existen también deducciones adicionales por hijos y otros dependientes, por la compra de vivienda y por otras razones, pero éstas se ignoran en lo que sigue.

Dentro de cada tramo de renta, i , el impuesto a pagar (T) es una función lineal de la renta bruta, que suponemos igual al salario medio (W) del grupo de referencia que corresponda. Tenemos, en particular,

$$(A.15) \quad T_i(W) = \tau_{ss} W + T_{\min_i} + \tau_i \{W - \tau_{ss} W - [A_0 + A_{1i} - a_i((1 - \tau_{ss})W - B_{1i})] - B_{\min_i}\}$$

donde τ_{ss} es el tipo de contribución a la Seguridad Social, τ_i el tipo marginal aplicable al i -ésimo tramo de renta y A_{1i} la cuota correspondiente al nivel mínimo de renta dentro del mismo tramo (i). El término que aparece dentro del mayor de los corchetes es la diferencia entre la base imponible y este límite inferior. La base imponible se calcula sustrayendo de la renta bruta las contribuciones a la Seguridad Social, el mínimo personal exento

²³ Este tipo fijo se aplica a las rentas situadas entre un tope mínimo y un tope máximo que no son relevantes a nuestros efectos. Para rentas superiores a este tope, el tipo marginal de cotización a la Seguridad Social es cero.

(A_0) y la deducción por las rentas del trabajo, que viene dada por $A_{1i} - a_i((1 - \tau_{ss})W - B_{1i})$. Obsérvese que la fórmula permite que la deducción se reduzca con el nivel de renta (si $a_i > 0$), pero esto sólo sucede en un intervalo dado de rentas relativamente bajas (entre 8.200 y 13.000 euros después de descontar las cotizaciones a la Seguridad Social) lo que hace que tengamos, $a_i = 0$ en la mayor parte de los casos. Diferenciando (A.15) con respecto a la renta, W , el tipo impositivo marginal viene dado por

$$(A.16) \quad T'_i(W) = \tau_{ss} + \tau_i \{(1 - \tau_{ss}) + a_i(1 - \tau_{ss})\} = \tau_{ss} + \tau_i(1 - \tau_{ss})(1 + a_i)$$

que es la expresión que hemos usado para calcular los valores de τ que se utilizan en los cálculos de rentabilidad privada.

Como ya hemos observado, las regiones forales de Navarra y el País Vasco tienen un sistema impositivo propio y ligeramente diferente. En Navarra, el mínimo personal exento es algo mayor que en el resto de España y la deducción por rentas salariales en la base se substituye por una deducción fija de la cuota para todos los asalariados. En el País Vasco, existe una única deducción de la base que, para un cierto intervalo de rentas, se reduce con la renta salarial neta (de la misma forma que la deducción por ingresos del trabajo en el caso general). Las escalas de gravamen que se aplican en estas dos regiones son ligeramente distintas de la utilizada en el resto del país.

Prestaciones por desempleo y tipos impositivos de los parados

La tasa de reposición bruta de las prestaciones por desempleo (b) se calcula como el cociente entre los ingresos brutos antes de impuestos de un perceptor de la prestación contributiva y los percibidos por el mismo trabajador en su último empleo, que, por hipótesis, son los del trabajador asalariado medio (TAM) de cada región o los del trabajador medio con un determinado nivel educativo a nivel nacional. La prestación por desempleo se fija en un 70% del salario de referencia, que se calcula como los ingresos salariales medios de los últimos seis meses de trabajo, sujeto a un tope mínimo y a otro máximo que es bastante reducido²⁴. Por lo tanto, la tasa marginal de reposición (B')

²⁴ El tope máximo de la prestación se fija en 1,75 veces el IPREM para un trabajador sin hijos a cargo, lo que supone 10.061 euros en 2006. El IPREM es el Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples. Desde 2004 este indicador substituye al salario mínimo interprofesional a efectos de fijar el umbral de renta que se utiliza para determinar la elegibilidad y la cuantía de ciertas ayudas públicas.

será 0,70 para aquellos trabajadores que no hayan alcanzado el tope y cero para los que lo hayan hecho. En el caso del TAM, todas las regiones se situarían en el tope de la prestación con la excepción de Extremadura.

Las prestaciones por desempleo se consideran rentas del trabajo y están por tanto sujetas al impuesto sobre la renta (y generan deducciones por ingresos salariales). Los perceptores de estas prestaciones han de pagar también contribuciones a la Seguridad Social, lo que hacen a un tipo reducido que se aplica al salario de referencia (esto es, al percibido en su último empleo) en vez de a la prestación misma²⁵. Puesto que las cotizaciones a la Seguridad Social desgravan en la base del IRPF, el tipo marginal de este impuesto no dependerá únicamente del nivel de la prestación, B, sino también del último salario del individuo, W. En el caso de un parado, por tanto, la ecuación (A.15) se convierte en

$$(A.17) T_i(W) = \tau_{ss}^* W + T_{\min,i} + \tau_i \{B(W) - \tau_{ss}^* W - [A_o + A_{li} - a_i(B(W) - \tau_{ss}^* W - B_{li})] - B_{\min,i}\}$$

donde τ_i es el tipo reducido de cotización a la Seguridad Social y B(W) la prestación por desempleo escrita como función del último salario percibido, W, que es también la base de la cotización a la Seguridad Social. Diferenciando (A.17) con respecto a W (y no a B), tenemos

$$(A.18) T_i'(W) = \tau_{ss}^* + \tau_i(1 + a_i)(B'(W) - \tau_{ss}^*)$$

que es la fórmula que utilizaremos para calcular el tipo marginal de los parados, T_i' (que se define, de una forma un tanto contraintuitiva, en términos de su último sueldo en vez de en términos de la prestación que constituye su renta actual).

Las peculiaridades de la tributación de los parados exigen un pequeño cambio en la fórmula de rentabilidad privada de la educación derivada en de la Fuente y Jimeno (2009). En ese trabajo suponíamos que los impuestos de los parados se podían escribir en función de sus prestaciones, de forma que su renta neta de impuestos, escrita en función de su último

²⁵ Los desempleados cotizan solamente por las llamadas contingencias comunes y lo hacen en proporción a la base reguladora de su prestación, esto es, al salario anterior a la pérdida de empleo. Sin embargo, el Servicio Público de Empleo se hace cargo (del 100% de la cuota patronal y) el 35% de la cotización que corresponde al trabajador. Por lo tanto, éste paga el 65% del 4,7% de la base reguladora. Véase MITIN (2011b).

salario, venía dada por

$$(A.19) F_u(W) = B(W) - T_u(B(W))$$

y diferenciando esta expresión se obtenía

$$(A.20) F_u'(W) = B'(W) - T_u'(B(W))B'(W) = (1 - T_u')B'$$

donde el tipo marginal de los parados T_u' se definía en relación con su renta corriente, dada por B, y no directamente en términos del último salario, W. Esta expresión, finalmente se integraba en otra más compleja que definía el tipo marginal esperado teniendo en cuenta tanto los episodios de empleo como los de desempleo, que adoptaba la forma

$$(A.21) T' \equiv T_c' - \frac{1-p}{p}(1 - T_u')B'$$

En el presente caso, (A.19) ha de reescribirse en una forma ligeramente distinta,

$$(A.19)' F_u(W) = B(W) - T_u(W)$$

y la derivada de esta función se convierte en

$$(A.20)' F_u'(W) = B'(W) - T_u'(W)$$

donde T_u' se define en (A.18). Por lo tanto, (A.21) pasa a tener la forma

$$(A.21)' T' = T_c' - \frac{1-p}{p}F_u' = T_c' - \frac{1-p}{p}(B'(y) - T_u'(y))$$

que es la expresión que aparece en la sección 1 de este Anexo.

Un ajuste similar resulta también necesario en el caso de la fórmula de rendimientos fiscales. Los ingresos públicos netos generados por un parado vienen dados por

$$G_u(W) \equiv -B(W) + T_u(W) + \tau_c C[B(W) - T_u(W)]$$

donde C() es la función de consumo del parado y τ_c el tipo medio del IVA. Por lo tanto, tendremos

$$G'_u(W) \equiv -(1 - \tau_c C'_u)(B' - T_u)$$

$$\text{y } \Delta'_u \equiv -(1 - \tau_c C'_u)(B' - T'_u)$$

$$\text{en vez de } \Delta'_u \equiv -(1 - \tau_c C'_u)(1 - T'_u)B'$$

que es la expresión que aparece en de la Fuente y Jimeno (2009).

Pensiones y tipos impositivos de los pensionistas

De acuerdo con las normas actualmente en vigor en España²⁶, para acceder a una pensión contributiva de jubilación es necesario haber cotizado a la Seguridad Social al menos durante 15 años. El importe inicial de la pensión se determina como un porcentaje (ϕ) de la llamada base reguladora:

$$\text{pensión inicial} = \phi * \text{base reguladora}$$

La base reguladora es una media de los salarios brutos percibidos por el trabajador durante los últimos 15 años de cotización. Para calcular esta media, los salarios se actualizan con el índice de precios al consumo hasta dos años antes de la fecha de jubilación. Los correspondientes a los dos últimos años no se actualizan y se computan por su valor nominal. Es fácil comprobar que si ignoramos esta última complicación, la base reguladora, expresada como fracción del salario en el momento de la jubilación, viene dada por²⁷

$$(A.22) \quad b = \frac{1 - e^{-(g+v)*15}}{(g+v)*15}$$

El valor del porcentaje ϕ es una función creciente de los años de cotización que haya acumulado el trabajador. Aquellos que hayan cotizado el mínimo exigido de 15 años tendrán derecho a un 50% de la base reguladora. Este porcentaje aumenta en 3 puntos por año de cotización hasta alcanzar los 25 años y en dos puntos por año entre los 25 y los 35, con lo que se alcanza el 100% de la base reguladora con 35 años de cotización. Finalmente, las pensiones públicas de jubilación están sujetas a un tope máximo y otro mínimo. Para el año 2006, la pensión máxima se fijó en 31.439 euros anuales

²⁶ La normativa sobre pensiones ha sido reformada recientemente. Sin embargo, los cambios se implementarán gradualmente entre 2013 y 2027, por lo que hemos preferido continuar operando con la normativa antigua, que seguramente recoge mejor las expectativas de los agentes en 2006 que la nueva norma.

²⁷ Para más detalles, véase de la Fuente y Doménech (2009).

y la mínima (para individuos sin cónyuge a cargo) en 6.576 euros (MITIN 2011a, p.78).

Una vez fijada su cuantía inicial, las pensiones se actualizan con el IPC. El incremento anual de las pensiones se fija en base a la previsión de inflación. Si la inflación real es superior a la prevista, los pensionistas reciben un pago compensatorio en el último mes del año, que se consolida para futuros ejercicios.

Bajo nuestros supuestos, el trabajador representativo siempre habrá cotizado durante más de 35 años en el momento de su jubilación²⁸ y la pensión que le correspondería por fórmula se sitúa entre los topes mínimo y máximo. Esto implica que tendremos $\phi = 1$ para los individuos de referencia en todas las regiones (y en todos los niveles educativos a nivel nacional) y que la tasa media y marginal de reposición (pb y PB') serán iguales y vendrán dadas por:

$$(A.23) \quad pb = PB' = \frac{1 - e^{-(g+v)*15}}{(g+v)*15} = 0,823$$

Para obtener el importe de la pensión inicial que le correspondería a un trabajador que se jubilara en 2006, tenemos que multiplicar pb por el último sueldo del individuo de referencia en cada región i . Este dato, que no es directamente observable, se aproxima a partir del sueldo medio del TAM de la región, W_{io} , que identificaremos con el salario que correspondería a un trabajador con un nivel de formación medio en el punto medio de su carrera profesional. Si llamamos H a la duración de tal carrera, definida como la diferencia entre la edad de jubilación y la edad de terminación de los estudios del individuo representativo de cada territorio, una persona de cualificación media que se jubile en 2006 tendrá $H/2$ años más de experiencia que el TAM y su último salario vendrá dado por

$$W_{ij}^{2006} = W_{io}^{2006} e^{vH/2}$$

¿Qué tipos impositivos debemos aplicarle al pensionista representativo? Una posibilidad sería trabajar directamente con el sueldo inicial de los jubilados en 2006, W_{io}^{2006} . Sin embargo, ésta no parece en principio la opción más razona-

²⁸ La única excepción serían los que completan un posgrado universitario, que se quedarían con 34,1 años de cotización bajo nuestras hipótesis. Incluso para este grupo, sin embargo, hemos supuesto que el individuo representativo termina cotizando los 35 años exigidos, pues cabe esperar que su edad de jubilación sea mayor que el promedio.

ble porque éste es presumiblemente el momento en el que la renta relativa del jubilado está en su nivel máximo y también lo están los tipos impositivos a los que se enfrenta. Puesto que las pensiones no crecen en términos reales una vez han sido fijadas mientras que los salarios medios presumiblemente sí lo hacen, un jubilado será cada vez más pobre en términos relativos según va pasando el tiempo y cabría esperar que eso se reflejase en una presión fiscal más baja. Para intentar recoger este efecto, hemos optado por intentar aproximar los tipos impositivos que serían aplicables en el punto medio del período de disfrute de la pensión de jubilación, esto es, una vez transcurridos $(Z - U)/2$ años desde su salida del mercado laboral, bajo la hipótesis de que los tipos impositivos se van adecuando con el paso del tiempo al incremento de los salarios medios, de forma que los tipos aplicables a un individuo sólo dependen de su renta media en términos relativos al salario medio.

Por lo tanto, hemos procedido de la forma siguiente. Una vez calculada la pensión inicial del trabajador representativo que se jubila en 2006, la expresamos como fracción del sueldo medio observado en su región en ese año. Seguidamente, esta magnitud se proyecta hasta el punto medio del período de jubilación del individuo suponiendo que el importe de la pensión se mantiene constante en términos reales y utilizando nuestros supuestos sobre la tasa de crecimiento real de los sueldos medios. Finalmente, el ratio resultante de este cálculo se aplica al sueldo medio regional observado en 2006 con el fin de aproximar los ingresos de un “pensionista medio” que lleve cobrando su pensión $(Z - U)/2$ años. El resultado de este cálculo es la renta que se utiliza para calcular τ_p y T_p' con la normativa vigente en 2006.

Para los cálculos por niveles educativos a nivel nacional, procedemos de la misma forma. Puesto que no disponemos de estimaciones de edades medias de jubilación y esperanzas de vida por niveles educativos, hemos tenido que suponer valores comunes de estas variables para todos los niveles educativos, lo que seguramente no es correcto y tenderá a sesgar a la baja nuestros resultados para los niveles educativos más altos y al alza los correspondientes a los más bajos.

7. VALORES DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL CÁLCULO DE LAS RENTABILIDADES

El Cuadro A.7 recopila los valores de las variables utilizadas en los cálculos de rentabilidad privada y fiscal de la educación. En este último caso, ha de tenerse en cuenta que algunas de las variables que se utilizan para estimar la rentabilidad de un nivel educativo determinado, n , corresponden realmente al individuo medio que ha completado el nivel inmediatamente inferior (en el sentido de la nota al pie número 7 del texto), $n-1$. En algunos casos (p. ej. en el de los tipos impositivos medios y marginales o en el de los ratios de gasto educativo) la variable que aparece en el Cuadro A.7 ya se ha construido de esta forma, por lo que el valor asignado al nivel n es realmente el que se utiliza para calcular la rentabilidad de tal nivel. En otros casos, sin embargo, (p, q y H, por ejemplo), éste no es el caso y por lo tanto el dato que hay que utilizar es el asignado al nivel precedente.

Cuadro A.7: Datos utilizados para calcular la rentabilidad privada y fiscal de la educación

| | po | ps | qo | qs | So | S'(Xo) | Xo | U | H | Z |
|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Andalucía | 87.22% | 67.51% | 62.3% | 20.3% | 9.50 | 0.666 | 10.23 | 63.93 | 47.70 | 79.67 |
| Aragón | 95.13% | 82.39% | 69.9% | 23.1% | 9.58 | 0.711 | 10.23 | 63.67 | 47.44 | 81.48 |
| Asturias | 91.95% | 74.11% | 60.4% | 15.6% | 10.05 | 0.707 | 10.41 | 63.24 | 46.83 | 80.10 |
| Baleares | 94.76% | 77.54% | 74.5% | 32.7% | 8.73 | 0.620 | 10.40 | 64.09 | 47.69 | 81.08 |
| Canarias | 88.38% | 62.38% | 65.9% | 19.0% | 8.66 | 0.622 | 10.39 | 64.03 | 47.64 | 79.98 |
| Cantabria | 93.31% | 75.04% | 65.8% | 16.6% | 9.45 | 0.713 | 10.91 | 63.79 | 46.88 | 80.93 |
| Cast. y León | 91.67% | 61.66% | 66.1% | 17.5% | 9.60 | 0.717 | 10.54 | 63.91 | 47.37 | 81.91 |
| Cast.-Mancha | 91.33% | 70.38% | 65.2% | 19.1% | 8.97 | 0.699 | 9.72 | 63.98 | 47.98 | 81.66 |
| Cataluña | 93.92% | 72.33% | 73.2% | 30.6% | 10.02 | 0.683 | 10.35 | 63.79 | 47.44 | 81.35 |
| Valencia | 92.58% | 72.35% | 70.4% | 28.3% | 9.13 | 0.690 | 10.61 | 63.85 | 47.24 | 80.39 |
| Extremadura | 86.45% | 62.50% | 61.6% | 14.3% | 9.29 | 0.705 | 9.96 | 63.92 | 47.92 | 80.46 |
| Galicia | 91.01% | 69.07% | 66.4% | 17.9% | 9.16 | 0.710 | 10.35 | 64.06 | 47.71 | 80.73 |
| Madrid | 93.42% | 70.44% | 72.7% | 25.5% | 10.76 | 0.738 | 11.78 | 63.93 | 46.15 | 82.23 |
| Murcia | 92.73% | 71.04% | 68.3% | 24.6% | 9.06 | 0.668 | 10.23 | 64.10 | 47.87 | 80.30 |
| Navarra | 95.42% | 83.13% | 71.8% | 24.0% | 9.53 | 0.765 | 11.25 | 63.74 | 46.49 | 82.13 |
| P. Vasco | 93.26% | 59.08% | 70.1% | 21.5% | 10.60 | 0.763 | 11.38 | 63.61 | 46.23 | 81.55 |
| Rioja | 94.49% | 85.92% | 70.7% | 21.0% | 8.64 | 0.664 | 10.86 | 63.76 | 46.90 | 81.87 |
| España | 91.39% | 69.62% | 67.3% | 21.9% | 9.65 | 0.695 | 10.51 | 63.86 | 47.35 | 80.95 |
| Primaria | 89.19% | 63.41% | 48.0% | 15.1% | 6 | | 6.17 | 63.86 | 47.86 | 80.95 |

Cuadro A.7: Datos utilizados para calcular la rentabilidad privada y fiscal de la educación

| | po | ps | qo | qs | So | S'(Xo) | Xo | U | H | Z |
|---------------|--------|--------|-------|-------|----|--------|-------|-------|-------|-------|
| Secundaria 1 | 89.51% | 63.41% | 66.0% | 15.1% | 10 | 0.796 | 10.81 | 63.86 | 47.05 | 80.95 |
| Secundaria 2 | 91.45% | 63.41% | 63.5% | 15.1% | 12 | 0.769 | 13.16 | 63.86 | 44.70 | 80.95 |
| FP 1 | 91.85% | 63.41% | 79.8% | 15.1% | 12 | 0.650 | 13.27 | 63.86 | 44.59 | 80.95 |
| FP2 | 93.57% | 63.41% | 85.4% | 15.1% | 14 | 0.731 | 15.57 | 63.86 | 42.29 | 80.95 |
| Universidad 1 | 94.55% | 82.04% | 80.8% | 35.5% | 15 | 0.614 | 17.61 | 63.86 | 40.25 | 80.95 |
| Universidad 2 | 94.16% | 82.04% | 88.8% | 35.5% | 17 | 0.614 | 20.76 | 63.86 | 37.10 | 80.95 |
| Universidad 3 | 98.35% | 82.04% | 95.3% | 35.5% | 21 | 0.614 | 23.76 | 63.86 | 34.10 | 80.95 |

Cuadro A.7: Datos utilizados para calcular la rentabilidad privada y fiscal de la educación continuación

| | µg | µs | µ | µg' | Wo | te | Te' | ts | b |
|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| Andalucía | 0.229 | 0.011 | 0.240 | 0.254 | 17,166 | 18.53% | 28.83% | 6.35% | 0.586 |
| Aragón | 0.265 | 0.038 | 0.302 | 0.309 | 17,513 | 18.74% | 28.83% | 6.35% | 0.574 |
| Asturias | 0.290 | 0.026 | 0.316 | 0.323 | 17,500 | 18.73% | 28.83% | 6.35% | 0.575 |
| Baleares | 0.277 | 0.024 | 0.301 | 0.311 | 16,238 | 17.95% | 28.83% | 6.35% | 0.620 |
| Canarias | 0.308 | 0.010 | 0.317 | 0.331 | 15,552 | 17.47% | 28.83% | 6.35% | 0.647 |
| Cantabria | 0.273 | 0.039 | 0.313 | 0.320 | 15,467 | 17.40% | 28.83% | 6.35% | 0.650 |
| Cast. y León | 0.274 | 0.016 | 0.290 | 0.303 | 17,283 | 18.60% | 28.83% | 6.35% | 0.582 |
| Cast.-Mancha | 0.291 | 0.000 | 0.291 | 0.311 | 15,828 | 17.67% | 28.83% | 6.35% | 0.636 |
| Cataluña | 0.226 | 0.046 | 0.272 | 0.278 | 20,532 | 20.22% | 28.83% | 6.35% | 0.490 |
| Valencia | 0.284 | 0.028 | 0.312 | 0.321 | 16,896 | 18.37% | 28.83% | 6.35% | 0.595 |
| Extremadura | 0.322 | -0.004 | 0.318 | 0.346 | 14,078 | 16.28% | 28.83% | 6.35% | 0.700 |
| Galicia | 0.250 | 0.012 | 0.262 | 0.277 | 16,284 | 17.98% | 28.83% | 6.35% | 0.618 |
| Madrid | 0.187 | 0.056 | 0.244 | 0.248 | 20,287 | 20.12% | 28.83% | 6.35% | 0.496 |
| Murcia | 0.266 | 0.024 | 0.290 | 0.301 | 14,594 | 16.72% | 28.83% | 6.35% | 0.689 |
| Navarra | 0.301 | 0.062 | 0.363 | 0.373 | 18,574 | 18.96% | 30.23% | 6.35% | 0.542 |
| P. Vasco | 0.289 | 0.034 | 0.323 | 0.328 | 21,639 | 20.48% | 32.57% | 6.35% | 0.465 |
| Rioja | 0.295 | 0.020 | 0.316 | 0.320 | 15,614 | 17.51% | 28.83% | 6.35% | 0.644 |
| España | 0.247 | 0.031 | 0.278 | 0.288 | 17,889 | 18.95% | 28.83% | 6.35% | 0.562 |
| Primaria | | | | | 14,523 | | | | |
| Secundaria 1 | 0.354 | 0.017 | 0.371 | 0.378 | 14,724 | 16.66% | 28.83% | 6.35% | 0.693 |
| Secundaria 2 | 0.349 | 0.017 | 0.366 | 0.373 | 19,403 | 16.83% | 28.83% | 6.35% | 0.683 |
| FP 1 | 0.349 | 0.017 | 0.366 | 0.373 | 17,103 | 16.83% | 28.83% | 6.35% | 0.683 |
| FP2 | 0.301 | 0.015 | 0.315 | 0.321 | 19,362 | 18.50% | 28.83% | 6.35% | 0.588 |
| Universidad 1 | 0.153 | 0.059 | 0.212 | 0.229 | 22,697 | 19.72% | 28.83% | 6.35% | 0.519 |
| Universidad 2 | 0.153 | 0.059 | 0.212 | 0.229 | 26,677 | 19.72% | 28.83% | 6.35% | 0.519 |
| Universidad 3 | 0.112 | 0.043 | 0.154 | 0.167 | 24,356 | 22.93% | 32.57% | 6.35% | 0.377 |

Cuadro A.7: Datos utilizados para calcular la rentabilidad privada y fiscal de la educación continuación

| | b | B' | tu | Tu*** | pb | PB' | tp | Tp' |
|--------------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|--------|--------|
| Andalucía | 0.586 | 0.000 | 9.60% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.48% | 24.00% |
| Aragón | 0.574 | 0.000 | 9.69% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.54% | 24.00% |
| Asturias | 0.575 | 0.000 | 9.68% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.54% | 24.00% |
| Baleares | 0.620 | 0.000 | 9.37% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.87% | 24.00% |
| Canarias | 0.647 | 0.000 | 9.20% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.48% | 24.00% |
| Cantabria | 0.650 | 0.000 | 9.18% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.29% | 24.00% |
| Cast. y León | 0.582 | 0.000 | 9.63% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.40% | 24.00% |
| Cast.-Mancha | 0.636 | 0.000 | 9.27% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.59% | 24.00% |
| Cataluña | 0.490 | 0.000 | 10.43% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 16.27% | 28.00% |
| Valencia | 0.595 | 0.000 | 9.53% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.25% | 24.00% |

Cuadro A.7: Datos utilizados para calcular la rentabilidad privada y fiscal de la educación continuación

| | b | B' | u | Tu*** | pb | PB' | p | Tp' |
|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|---------------|
| Extremadura | 0.700 | 0.700 | 8.63% | 15.40% | 0.826 | 0.826 | 12.36% | 24.00% |
| Galicia | 0.618 | 0.000 | 9.38% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.91% | 24.00% |
| Madrid | 0.496 | 0.000 | 10.37% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 15.96% | 28.00% |
| Murcia | 0.689 | 0.000 | 8.96% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 12.79% | 24.00% |
| Navarra | 0.542 | 0.000 | 9.38% | 2.37% | 0.826 | 0.826 | 14.84% | 28.00% |
| P. Vasco | 0.465 | 0.000 | 8.91% | 2.50% | 0.826 | 0.826 | 16.55% | 28.00% |
| Rioja | 0.644 | 0.000 | 9.22% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.33% | 24.00% |
| España | 0.562 | 0.000 | 9.78% | 2.49% | 0.826 | 0.828 | 14.77% | 24.00% |
| Primaria | | | | | | | | |
| Secundaria 1 | 0.693 | 0.000 | 8.95% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 12.61% | 24.00% |
| Secundaria 2 | 0.683 | 0.000 | 9.00% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 12.56% | 24.00% |
| FP 1 | 0.683 | 0.000 | 9.00% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 12.55% | 24.00% |
| FP2 | 0.588 | 0.000 | 9.58% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.98% | 24.00% |
| Universidad 1 | 0.519 | 0.000 | 10.15% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 15.03% | 24.00% |
| Universidad 2 | 0.519 | 0.000 | 10.15% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 15.03% | 24.00% |
| Universidad 3 | 0.377 | 0.000 | 11.96% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 18.05% | 28.00% |

Nota: (***) Tu' es el incremento marginal en la cuota del impuesto sobre la renta (IRPF + cotizaciones a la Seguridad Social) que resultaría de un aumento de un euro en el salario del trabajador antes de perder su empleo.

8. REFERENCIAS

- Agencia Tributaria (AT, 2009). Informe anual de recaudación tributaria 2008. Madrid.
- Arrazola, M., J. de Hevia, M. Risueño y J.F. Sanz (2003). “Returns to education in Spain: Some evidence on the endogeneity of schooling.” *Education Economics* 11, pp. 293-304.
- Barceinas-Paredes, F., J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond-Bara y J.L. Roig-Sabaté (2002). “Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España”, *Moneda y Crédito* 215, pp. 43-67 .
- Binder, D.A. (1983) “On the variances of asymptotically normal estimators from complex surveys”. *International Statistical Review*, 51, pp. 279-292.
- Carrasco, R., J. F. Jimeno y A.C. Ortega (2011). “Accounting for changes in the Spanish wage distribution: The role of employment composition effects.” Banco de España, Working Paper #1120.
- de la Fuente, A. (2004). La rentabilidad privada y social de la educación: un panorama y resultados para la UE. Documento de Economía 21, Fundación Caixa Galicia, Santiago de Compostela.
- de la Fuente, A. y R. Doménech (2009). “Convergencia real y envejecimiento: retos y propuestas.” Mimeo, Instituto de Análisis Económico, CSIC. <http://ideas.repec.org/p/bbv/wpaper/0906.html>
- de la Fuente, A. y J. F. Jimeno (D&J, 2009). “The private and fiscal returns to schooling in the European Union,” *Journal of the European Economic Association* 7(6), pp. 1319-60.
- de la Fuente, A. y J. E. Boscá (2011). “Gasto educativo por regiones y niveles en 2005.” Mimeo, Instituto de Análisis Económico, CSIC, Barcelona.
- de la Fuente, A. y M. Gundín (2011). “Indicadores de desempeño educativo regional: metodología y resultados para los cursos 2005-06 a 2007-08.” Mimeo, Instituto de Análisis Económico, CSIC, Barcelona.
- Cochran, W.G. (1977). *Sampling Techniques*. 3^o ed. Wiley & Sons, New York.
- Diez Hochleitner, R., J. Tena Artigas y M. García Cuerpo (1977). La reforma educativa española y la educación permanente. Unesco, Paris.
- Dimson, E., P. Marsh y M. Staunton (2002). *Triumph of the optimists. 101 years of global investment returns*. Princeton University Press, Princeton.
- DuMouchel, W.H y Duncan, G.J. (1983). “Using Sample Survey Weights in Multiple Regression Analysis of Stratified Samples”. *Journal of the American Statistical Association*, pp. 535-543.
- Fernández de Pedro, S. y A. González de la Fuente (1975). “Apuntes para una historia de la Formación Profesional en España.” *Revista de Educación*, julio-agosto, pp. 81-7, Madrid.
- Gobierno de Navarra (2007). Ley Foral 22/1998 de 30 de diciembre, del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas, texto modificado aplicable a 31 de diciembre de 2006. http://www.navarra.es/home_es/Servicios/ficha/3001/Declaracion-de-la-renta-y-patrimonio-2006#normativa
- González San Román, A. y S. de la Rica (2011). “Children’s scholastic achievement in Spain: Regional distribution and the Gender Gap.” Mimeo.
- Heckman, J. (1979). “Sample Selection Bias as a Specification Error”. *Econometrica* 47, pp. 153.161.
- Instituto Nacional de Estadística (INE, 2011a). Contabilidad Nacional de España. En Base de datos electrónica INEbase. Economía: Cuentas Económicas. Madrid. http://www.ine.es/inebmenu/mnu_cuentas.htm
- Instituto Nacional de Estadística (INE, 2011b). Indicadores demográficos básicos. En Base de datos electrónica INEbase. Demografía y población. Análisis y estudios demográficos. Madrid. http://www.ine.es/inebmenu/mnu_analisis.htm
- Izquierdo, M. y A. Lacuesta (2006). “Wage inequality in Spain: Some Recent Developments.” Banco de España, Working Paper #0615 .
- Ministerio de Educación (ME, varios años). Las cifras de la educación en España. Estadísticas e indicadores. <http://www.educacion.gob.es/mecd/jsp/plantilla.jsp?id=3131&area=estadisticas>
- Ministerio de Educación y Cultura (MEC, 1997). “Historia del sistema educativo español.” Cap. 2 en *Sistema Educativo Nacional España*. Centro de Documentación e Investigación Educativa (CIDE), Organización de Estados Iberoamericanos para la Educación, la Ciencia y la Cultura (OEI). <http://www.oei.es/quipu/espana/index.html#sis>
- Ministerio de Trabajo e Inmigración (MITIN, 2011a). Proyecto de Presupuestos de la Seguridad Social, ejercicio 2011. Anexo al Informe Económi-

co- Financiero. Secretaría de Estado de la Seguridad Social, Madrid. Sitio web de la Seguridad Social: Estadísticas e Informes: Presupuestos y Estudios: Presupuestos: Presupuestos de la Seguridad Social 2011: Información complementaria : Informe económico-financiero. http://www.seg-social.es/Internet_1/Estadistica/PresupuestosyEstudi47977/Presupuestos/PresupuestosdelaSeguridadSocial2011/Informacioncomplementaria/index.htm

- Ministerio de Trabajo e Inmigración (MITIN, 2011b). Guía laboral. Madrid.
- Órgano de Coordinación Tributaria de Euskadi (OCT, 2007). Norma Foral 8/1998, de 24 de diciembre de 1998, del territorio histórico de Gipuzkoa, del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (BOG de 31 de diciembre de 1998). Texto refundido, vigente a 31 de diciembre de 2006. http://www.ogasun.ejgv.euskadi.net/r51-5472/es/contenidos/enlace/codigo_fiscal_foral/es_10655/es_busqueda_norm1.html
- OECD (2007a). *Taxing Wages 2005/2006*. Paris.
- OECD (2007b). *Benefits and wages 2007*. OECD indicators. Paris.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MIT Press.

7

BRECHAS DE GÉNERO EN LOS RESULTADOS DE PISA:

EL IMPACTO DE LAS NORMAS SOCIALES Y LA TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LAS ACTITUDES DE GÉNERO

Sara de la Rica

Ainara González de San Román

1. INTRODUCCIÓN

El Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA) realizado por la OCDE en los últimos diez años revela que las chicas de 15-16 años presentan un peor (mejor) desempeño que los chicos en matemáticas (lectura) en la mayoría de los países que participan en el programa de evaluación. Durante más de una década, investigadores de la materia han prestado atención a estas diferencias de género (Goldin 1994; Hausmann et al. 2008) como posibles indicadores de desigualdades de género en las etapas tempranas de la vida. Entender estas diferencias de género es importante desde una perspectiva económica y social, ya que en última instancia pueden afectar a sus futuras decisiones tanto en el terreno educativo como en el profesional. En particular, el peor rendimiento de las chicas con respecto a los chicos en matemáticas podría en cierto modo explicar por qué las mujeres en la mayoría de los países industrializados todavía están significativamente infra-representadas en carreras universitarias más técnicas como ingeniería o matemáticas (Peri 2012; Anelli, Cecci & Williams 2007). Además, estas discrepancias a la hora de elegir las materias de estudio afectan a la carrera profesional posterior y también pueden ayudar a explicar las diferencias de género observadas en el mercado de trabajo en términos de salarios, promoción, estabilidad laboral y status.

El estudio de los determinantes de las diferencias de género en aptitudes matemáticas ha constituido un foco importante de la investigación académica.

mica no sólo por parte de investigadores económicos y sociales, sino también por biólogos. Básicamente, existen dos escuelas de pensamiento: los que recalcan que principalmente son resultado de las diferencias biológicas (nature) y los que destacan la importancia de las desigualdades de género culturales y sociales (nurture). Los partidarios de la primera escuela argumentan que las diferencias innatas en la habilidad espacial (Lawton y Hatcher 2005), estrategia (Kucian et al. 2005), o el desarrollo del cerebro (Gallagher y Kaufman 2005) representan la mayor parte de la brecha en los logros. Contrariamente a estos estudios, otros autores no encuentran diferencias significativas en las aptitudes matemáticas entre chicos y chicas, sino diferencias de presión social (Spelke 2005). En estrecha relación con esta evidencia, la hipótesis de que “nurture” es el principal determinante de las diferencias de género en el rendimiento escolar se basa en la idea, primero propuesta por Baker et al. en 1993, de que esas diferencias son el resultado de la estratificación social de género. Esta hipótesis postula que las puntuaciones más altas obtenidas en las pruebas de matemáticas por los varones en comparación con las de las mujeres reflejan desigualdades de género en oportunidades educativas y económicas como consecuencia de normas o roles culturales. Esta proposición ha obtenido un gran apoyo desde el punto de vista empírico. Por ejemplo, Riegle-Crumb (2005), utilizando datos del TIMSS confirma esta hipótesis para los Estados Unidos. La relación entre las normas sociales y la brecha de género en las puntuaciones de las pruebas también se ha documentado para los países de la OCDE. Guiso, Monte, Sapienza y Zingales (2008) haciendo uso de la encuesta de PISA 2003, construyen varios indicadores del grado de igualdad de género de un país - por ejemplo, el Índice de Disparidad entre Géneros (World Economic Forum) y encuentran un mayor rendimiento en matemáticas de las chicas en países cuyas culturas de género son más igualitarias.

Junto al interés teórico y empírico del estudio de los determinantes de las diferencias de género en el rendimiento escolar, otro campo de investigación se centra en las consecuencias económicas y sociales de estas desigualdades. Varios autores destacan que las desigualdades en materia educativa pueden afectar negativamente a variables macroeconómicas como el crecimiento económico (Dollar y Gatti 1999; Klassen 2002) o la fertilidad (Basu 2002). Medidas políticas dirigidas a mejorar la educación de la mujer no sólo ayudan a fomentar los ingresos y el crecimiento, como consecuencia de

la ampliación de capital humano, sino que también causan transferencias intergeneracionales positivas a través de la influencia de las madres en la educación y la salud de sus hijos (Schultz 2002 ; Doepke y Tertilt 2009).

La transmisión de las actitudes hacia los roles de género a través de generaciones ha sido el centro de gran parte de las investigaciones recientes sobre el mercado de trabajo. Se demuestra que tener una madre trabajadora influye fuertemente no sólo en el comportamiento de los chicos, sino también en las actitudes hacia los roles de género de los adolescentes (ver Burt & Scott 2002). En la misma línea, Farré y Vella (2012) encuentran que las madres con puntos de vista menos tradicionales sobre el papel de la mujer en la sociedad son más propensas a tener hijas que trabajan. Un estudio relacionado de Fernández et al. (2004) resalta el creciente número de hombres que crecen en familias con madres que trabajan como un factor importante para explicar el aumento de la participación de las mujeres en la fuerza laboral. Por otra parte, los cambios a lo largo del tiempo en las actitudes hacia los roles de género parecen estar muy correlacionados con los cambios en la participación laboral de las mujeres en todos los países de la OCDE (Fortin 2005). Sin embargo, el papel de la cultura y sus implicaciones en el comportamiento intergeneracional está relativamente inexplorado en estudios empíricos sobre el rendimiento escolar. Y es este uno de los aspectos en los que pretendemos contribuir con este estudio.

Más concretamente, centrándose en el bajo rendimiento relativo de las chicas en matemáticas este artículo da apoyo empírico a la teoría de estratificación social de género y a su vez a la transmisión intergeneracional de roles de género. Con respecto a lo primero, se confirma y amplía la hipótesis de estratificación social de género mediante la actualización de los resultados previos a la última encuesta disponible de PISA (2009), añadiendo a su vez nuevas medidas de igualdad de género a las ya utilizadas en la literatura anterior. Además, se extiende el análisis para relacionar las normas sociales con las diferencias de género en las puntuaciones en matemáticas en todas las regiones de un mismo país, lo que constituye un marco institucional más homogéneo. Se hace uso de la variación regional en España por varias razones: en primer lugar, España es el único país participante en PISA 2009, donde la desagregación regional permite el análisis a nivel de región. En segundo lugar, el sistema educativo está descentralizado de forma que los go-

biernos regionales deciden sobre la gestión y organización de la educación. Por lo tanto, las diferencias regionales en la brecha de género pueden surgir como resultado de distintos puntos de vista sobre la estratificación social de género¹. Nuestros resultados indican que las chicas presentan un mejor desempeño en matemáticas en sociedades más igualitarias en términos de género - ya se trate de países o de regiones dentro de un país.

Por lo que respecta a la transmisión intergeneracional este artículo investiga si la actitud hacia los roles de género, medida como en estudios previos por la situación de las madres en el mercado laboral, puede ayudar a explicar al menos parte de las diferencias de género observadas en matemáticas. En particular, tomando como dada la fuerte evidencia de Farré y Vella (2012), comprobamos si las actitudes hacia los roles de género se transmiten de generación en generación, y medimos las consecuencias de esta transmisión cultural en términos del logro educativo de los chicos. Nuestros resultados a nivel internacional indican que el tener una madre que participa en el mercado de trabajo aumenta el rendimiento de la hija en matemáticas, un efecto que es especialmente agudo para las chicas en la parte inferior de la distribución de puntuaciones. Este efecto es de hecho más fuerte en los países con baja participación femenina en la fuerza laboral (debajo de la media), y por lo tanto en sociedades donde éstas madres “marcan la diferencia” en relación a sus homólogas. Curiosamente, la transmisión resulta ser aún más fuerte cuando restringimos el análisis a España, que pertenece al grupo de países con baja participación, y en este caso, el efecto proviene principalmente de las madres más educadas que participan en el mercado de trabajo.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 describe las características más relevantes de los datos y proporciona un breve resumen de las diferencias de género en el rendimiento escolar en todos los países, tanto en matemáticas como en lectura. La Sección 3 muestra un análisis descriptivo y paramétrico de las normas culturales y sociales entre los países y analiza las implicaciones de las diferencias de género observadas

en los resultados en matemáticas. La Sección 4 investiga además el grado en que la actitud hacia los roles de género dentro de la familia, medida por la participación de los padres y madres en el mercado laboral, puede ser transmitida a través de generaciones. Asimismo, esta sección presenta evidencia sobre los mecanismos que podrían estar detrás de la transmisión intergeneracional, así como varias pruebas de robustez para validar los resultados. La Sección 5 se centra en un marco institucional más homogéneo al restringir el estudio a un solo país: España. Se lleva a cabo un análisis similar al de las dos secciones anteriores haciendo uso de la desagregación regional de España en PISA 2009. La Sección 6 concluye con un resumen de los resultados.

¹ Aunque la brecha de género entre regiones no se ha tenido explícitamente en cuenta antes, algunos artículos relacionados sí han tratado de explicar las diferencias regionales en los resultados de las pruebas. Haciendo uso de la encuesta de PISA 2006 Ciccone y García-Fontes (2009) comparan los sistemas educativos de Cataluña y el resto de España. Estudios para otros países europeos incluyen el artículo de Bratti et al. (2007), que analiza las diferencias en los resultados de PISA 2003 entre las tres macro áreas italianas

2. DATOS

PISA es un amplio conjunto de datos con información sobre los resultados obtenidos en varias pruebas realizadas a chicos y chicas de 15 años de edad, estudiantes de la OCDE y países asociados. La encuesta abarca los resultados en tres campos: matemáticas, lectura y ciencias. Además, los estudiantes y los directores de los colegios completan cuestionarios adicionales, lo que proporciona información detallada sobre las características de los chicos, sus familias y los colegios. La muestra de PISA está estratificada en dos etapas. En primer lugar, los colegios son seleccionados al azar, y en segundo lugar, los estudiantes de cada colegio son asignados al azar a realizar la prueba en las tres materias. Los resultados de los exámenes están escalados para que tengan una media de 500 y una desviación estándar de 100 en la población de estudiantes de la OCDE. PISA asigna una distribución de probabilidad para el patrón de respuesta en cada prueba. Estos valores se denominan valores plausibles porque representan estimaciones alternativas que se podrían haber obtenido de la habilidad de los estudiantes. Utilizamos valores plausibles en todos los análisis que involucran resultados de las pruebas. En particular, los procedimientos de estimación implican el cálculo de la estadística requerida cinco veces, una para cada conjunto de valores plausibles. La estimación final es la media aritmética de las cinco estimaciones¹. El conjunto de datos abarca 475.460 estudiantes de 17.093 colegios en 64 países, 34 de los cuales pertenecen a la OCDE. Liechtenstein se deja fuera ya que proporciona sólo 329 observaciones, lo que hace problemático cualquier cálculo en las colas de la distribución. Nuestra muestra final comprende 475.131 estudiantes de 17.081 colegios de 63 países³.

² En Esta estrategia sigue las recomendaciones específicas realizadas por la OCDE para el uso de los datos de PISA. Sin embargo, se lleva a cabo el mismo análisis utilizando el primer valor plausible para cualquier estimación en lugar de la media aritmética de los cinco. Aunque la magnitud del efecto varía ligeramente, los resultados son cualitativamente los mismos en todos los casos.

³ Por razones comparativas con los resultados de Guiso et al. (2008), utilizamos tanto la muestra total de países disponibles para el año 2009 como el conjunto de los países utilizados en dicho artículo (los 40 países que participaron en PISA 2003).

En general, la gama de actuaciones en cada país es muy amplia, lo que supone grandes diferencias en las competencias matemáticas y lectoras de los estudiantes. La media de puntuación en matemáticas es 465,35 para los 63 países de la muestra y 499,70 para los países de la OCDE. Los países asociados Shanghai-China y Singapur muestran puntuaciones medias en matemáticas que son mucho mayores que los de cualquier otro país participante en PISA 2009. Shanghai-China se sitúa muy por delante, obteniendo sus estudiantes puntuaciones 35 puntos por encima, en promedio, que los de cualquier otro país (alrededor de 100 puntos por encima de la media de la OCDE y más de 130 puntos por encima del promedio general). Corea es el país de mejor desempeño de la OCDE (46,3 puntos por encima de la media de la OCDE), seguido de cerca por Finlandia, que fue el ganador en PISA 2003. Australia, Bélgica, Canadá, China Taipéi, Dinamarca, Estonia, Alemania, Hong Kong, Islandia, Japón, Noruega, Nueva Zelanda, Eslovenia y Suiza presentan una puntuación significativamente por encima de la media de la OCDE en matemáticas. Por otro lado, los países con peores resultados (más de 100 puntos por debajo de la media de la OCDE) son: Albania, Argentina, Brasil, Colombia, Indonesia, Jordania, Kirguistán, Panamá, Perú, Qatar y Túnez. Dentro de la OCDE, Chile y México se sitúan relativamente mejor pero aún muestran una diferencia significativa de cerca de 70 puntos. Los estudiantes españoles puntúan en promedio 483,71, similar al promedio de los Estados Unidos y países vecinos como Italia o Portugal. Austria, República Checa, Francia, Noruega, Polonia, Suecia y el Reino Unido no muestran diferencias significativas respecto a la media de la OCDE.

La puntuación media en lectura es 457,16 para los 63 países y 489,81 para los países de la OCDE. Shanghai-China también muestra el rendimiento promedio más alto en lectura (65 y 100 puntos por encima de la OCDE y el promedio general, respectivamente), seguido de cerca por Corea y Finlandia. Australia, Canadá, Hong Kong, Japón, Nueva Zelanda y Singapur tienen una puntuación al menos 20 puntos mayor que la media de la OCDE. Bélgica, Estonia, Islandia, Países Bajos, Noruega, Polonia y Suiza también presentan unos resultados significativamente mejores que la media de la OCDE, pero con pequeñas diferencias. Los países con peores resultados en lectura son los mismos que los señalados en matemáticas, siendo Colombia el peor, con una diferencia de cerca de 100 puntos. España se sitúa alrededor de 10 puntos por debajo de la media, una diferencia significativa similar a la de Grecia e Italia.

3. CULTURA Y DIFERENCIAS DE GÉNERO EN LOS RESULTADOS DE LAS PRUEBAS – COMPARATIVA ENTRE PAÍSES

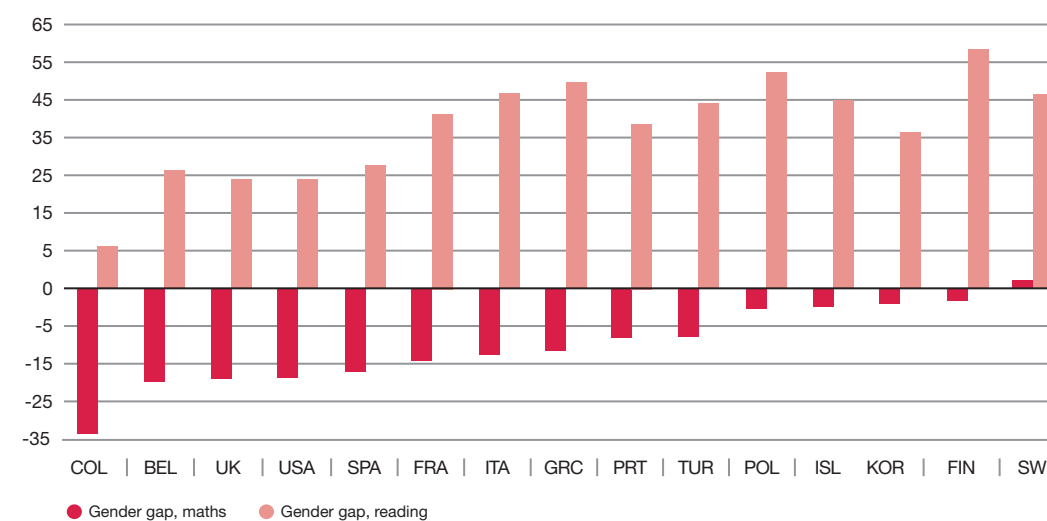
Esta sección se centra en las diferencias de género que se observan entre países en cuanto a los resultados de las pruebas. A modo descriptivo y por razones comparativas con Guiso et al. (2008), las diferencias de género se documentan tanto en matemáticas como en lectura, lo que a su vez permite identificar los cambios que tuvieron lugar entre 2003 y 2009. Para ello se calculan las diferencias de género en las puntuaciones de las pruebas para cada país mediante una regresión del resultado en matemáticas y lectura por separado sobre una constante y un indicador de género (que toma el valor 1 si el estudiante es mujer), donde cada observación se pondera en función del peso final de cada estudiante. En la mayoría de los países los chicos tienen mejores resultados en matemáticas que las chicas, y las diferencias son estadísticamente significativas para 44 de los 63 países. En los demás países no hay diferencia significativa en aptitudes matemáticas entre chicos y chicas⁴. Hay casos aislados en los que las chicas superan a los chicos (por ejemplo, Albania, Lituania, Trinidad y Tobago, Qatar y Kirguistán). La Figura 1 muestra las diferencias de género en los resultados en matemáticas y lectura para un conjunto de países seleccionados. Los países están clasificados en orden ascendente por su brecha de género en las puntuaciones en matemáticas.

En matemáticas las chicas obtienen en promedio calificaciones 8,64 puntos más bajas que las de los varones (10,75 puntos inferior en la muestra de países de Guiso y 12 entre los países de la OCDE), pero los resultados varían considerablemente de un país a otro. La mayor diferencia se encuentra en Colombia (-33,32), mientras que las chicas superan a los chicos en Suecia (por 1,08). España es el séptimo de los 63 países en la brecha media en ma-

⁴ Aquí encontramos países de alto rendimiento entre los participantes de la OCDE como Shangai-China o Finlandia, Corea y Suecia, pero también de bajo rendimiento tales nos Panamá, Jordania e Indonesia, lo que hace difícil establecer una relación entre el rendimiento medio y las diferencias de género en los resultados.

temáticas con -19,32 puntos. En los países vecinos como Italia, Francia y Portugal la diferencia en matemáticas entre chicos y chicas es menor que en España. La figura también muestra que la brecha de género se invierte en lectura⁵. Las chicas obtienen en promedio 40,54 puntos más que los chicos en lectura y la diferencia es positiva y estadísticamente significativa para todos los países, aunque existen diferencias cuantitativas importantes - por ejemplo, en Colombia la diferencia es de 9,46 y en Finlandia es 55,53. La ventaja en lectura de las españolas es inferior a la media (28,66) y similar a la distancia correspondiente para el Reino Unido y los Estados Unidos. La comparación de esta figura con una similar construida por Guiso et al. (2008) para la encuesta de PISA 2003 revela cambios importantes en las brechas de género en algunos países en este período de seis años. Por ejemplo, el Reino Unido ha pasado de una diferencia de género despreciable en matemáticas en 2003 a una de las brechas más grandes en 2009 (se encuentran patrones comunes para los Estados Unidos y Bélgica). Lo contrario ha sucedido en la economía emergente de Corea del Sur. En general, la brecha de género promedio en matemáticas se ha mantenido estable pero la brecha promedio en lectura ha aumentado⁶ (de 32,70 a 38,78).

Figura 1. Diferencias de género en el desempeño para un conjunto seleccionado de países

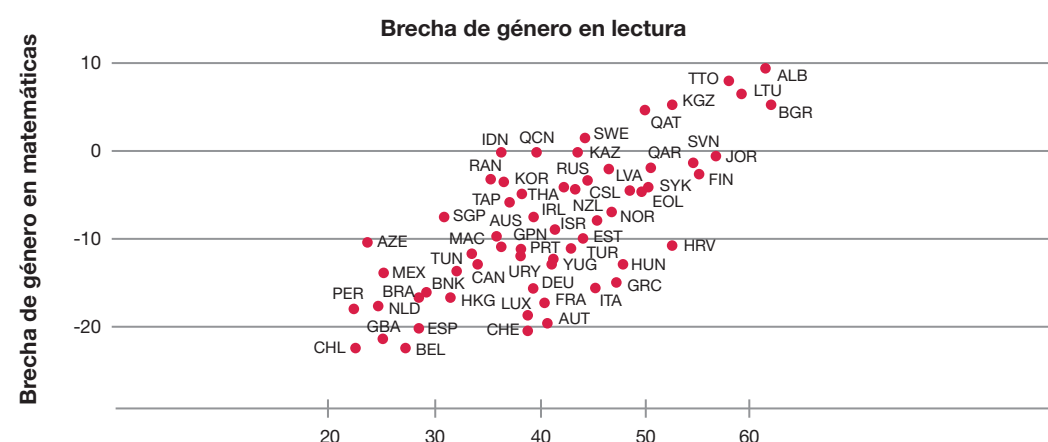


⁵ Esto es consistente con la literatura previa, tanto para los Estados Unidos (Baker y Jones, 1993; Fuchs y Woessmann, 2007; Fryer y Levitt 2009) como para la mayoría de los países participantes en PISA (Guiso et al. 2008).

⁶ En algunos países, la razón es que el rendimiento de las niñas en lectura ha mejorado considerablemente, pero en otros, como Francia y Suecia, la razón principal es la disminución del rendimiento de los chicos.

La Figura 2 muestra la correlación entre el promedio de las brechas de género en matemáticas y lectura en todos los países (con Colombia excluido como outlier), que es 0,7764. Esto significa que en aquellos países donde las chicas tienen una ventaja grande en lectura con respecto a los varones también tienden a tener una menor desventaja en matemáticas. La correlación es alrededor de 18 puntos porcentuales superior a la mostrada por Guiso et al. para el año 2003.

Figura 2. Correlación entre las brechas de género de los países de PISA 2009



Por otra parte, las diferencias de género en las puntuaciones difieren significativamente en diferentes partes de la distribución de resultados. La Tabla 1 muestra la brecha de género entre los países en matemáticas y lectura para los diferentes percentiles de la distribución de resultados.

Tabla 1. La Brecha de Género Internacional en los Resultados de Matemáticas y Lectura

| | Media | Desv. | 5th | 10th | 25th | 75th | 90th | 95th |
|------------------------|--------------|--------|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Rdo Matemáticas | | | | | | | | |
| Chicos | 471,82 | 106,50 | 293,51 | 326,23 | 384,02 | 536,54 | 605,01 | 640,92 |
| Chicas | 463,18 | 101,72 | 286,50 | 318,05 | 373,74 | 517,77 | 582,58 | 620,59 |
| Brecha | -8,64 | | -7,01 | -8,18 | -10,28 | -18,77 | -22,43 | -20,33 |
| Rdo Lectura | | | | | | | | |
| Chicos | 444,58 | 103,05 | 278,87 | 313,34 | 373,07 | 517,93 | 581,42 | 615,81 |
| Chicas | 484,90 | 98,08 | 319,76 | 351,50 | 409,41 | 544,78 | 604,60 | 637,65 |
| Brecha | 40,32 | | 40,89 | 38,16 | 36,34 | 26,85 | 23,18 | 21,84 |

Entre los mejores estudiantes, las chicas lo hacen relativamente peor en matemáticas que los chicos y pierden mucha de la ventaja que exhibían

en lectura, lo que se traduce directamente en una mayor desigualdad de género en el extremo superior de la distribución. Como ya se ha demostrado en estudios relacionados (Klassen 2002) estas desigualdades de género, especialmente entre los mejores estudiantes, podrían afectar negativamente a los ingresos futuros de las chicas a través de sus elecciones de carrera profesional, lo cual daría como resultado una persistencia de la desigualdad a edades más avanzadas.

3.1. Medidas de Sociedades Igualitarias en términos de Género

Teniendo en cuenta que la principal cuestión empírica que nos planteamos en esta sección es si las chicas obtienen mejores resultados en asignaturas tradicionalmente “masculinas” en sociedades más igualitarias en términos de género, el análisis que sigue se restringe a la competencia matemática⁷. Por motivos de comparabilidad, en primer lugar se construyen para 2009 indicadores de igualdad de género similares a los ya utilizados en la literatura (Fortin 2005; Guiso et al 2008; Farré y Vella 2012) resumiendo las actitudes de los países hacia la mujer. El conjunto de países para los cuales se dispone de información varía en función del indicador. Valores más altos en cualquiera de las medidas que describimos a continuación indican una mejor posición de la mujer en la sociedad.

- (1) El índice de emancipación de la mujer (Gender Gap Index (GGI)) se toma del informe Global Gender Gap elaborado por el Foro Económico Mundial en 2009 y sintetiza la posición de la mujer en un determinado país, teniendo en cuenta las oportunidades económicas, la participación económica, el nivel educativo, la salud y el bienestar.
- (2) El índice de Participación Política (Political Empowerment Index), de la misma fuente, mide la participación política de la mujer y está basado en tres componentes: (i) la proporción de mujeres con escaños en el parlamento; (ii) la proporción de mujeres a nivel ministerial; (iii) el ratio entre el número de años con una mujer como Jefe de Estado con respecto a los años con un hombre.

⁷ Además, la alta correlación observada entre la brecha de género en matemáticas y lectura entre países hace innecesario desarrollar el análisis para las dos áreas de conocimiento. Los resultados encontrados para la competencia matemática se aplican también a las aptitudes para lectura.

(3) El Indicador Medio de la Encuesta Mundial de Valores (Average World Value Survey (WVS) Indicator), que se construye al promediar el nivel de desacuerdo con una serie de afirmaciones sobre el papel de la mujer en la sociedad, como por ejemplo “Cuando los empleos son escasos, los hombres deben tener más derecho a un trabajo que las mujeres”- tomadas de todas las olas de la Encuesta Mundial de Valores (World Value Survey).

Añadimos además otra serie de indicadores que están más relacionados con cómo los hombres y las mujeres usan su tiempo en casa y con respecto a la decisión de participar en el mercado laboral. De igual forma mbos pueden ser interpretados como proxies de la cultura de género de un país y valores más altos también indican una mejor posición de la mujer en la sociedad.

(4) Tasa de Participación Laboral Femenina (15 años o más) (Female Labor Force Participation Rate 15 o más (FLFP 15+), tomada de la página web International Labor Organization (ILO), representa la proporción de la población femenina de 15 años o más que estaba activa (ya sea trabajando o buscando un empleo) en el mercado de trabajo en 2009.

(5) Tasa de Participación Laboral Femenina 35-55 años (Female Labor Force Participation Rate 35-54 (FLFP 35-54): Al igual que la medida (4) está tomada de la ILO. Se define como la proporción de mujeres entre 35 y 54 años que participaron activamente en el mercado de trabajo en 2009. Utilizamos esta medida porque representa una cohorte concreta de mujeres, que coincide aproximadamente con el rango de edad de las madres de nuestros alumnos de PISA.

(6) El Ratio de Género del Trabajo en el Hogar, (Gender Housework Ratio) obtenido de la Encuesta Armonizada de Uso del Tiempo (2003) que se define como el ratio de tiempo dedicado a las tareas del hogar (hombres/mujeres)⁸.

⁸ El Gender Housework Ratio no está disponible para el año 2009. Sin embargo, la persistencia en el tiempo de las actitudes de las mujeres como amas de casa documentadas en estudios anteriores (Veáse Fortin 2005) justifica su inclusión para 2003

Estadísticas muestrales de todos los indicadores, tanto para el total de países disponibles como para el conjunto de países utilizados en Guiso et al. se presentan en la Tabla 2. Se observan pocas diferencias entre las estadísticas de las dos muestras. La muestra con el conjunto más pequeño de países, que contiene en su mayoría los más desarrollados, tiene promedios ligeramente más altos para las distintas medidas y desviaciones estándar similares

Tabla 2. Estadísticos Descriptivos de las diferentes Medidas de Igualdad de Género

| | Todos los Países | | | Países en Guiso et al. (2008) | | |
|------------------------|------------------|-------|------|-------------------------------|-------|------|
| | Media | Desv. | Obs. | Media | Desv. | Obs. |
| GGI | 0,703 | 0,052 | 59 | 0,713 | 0,058 | 37 |
| Political Empowerment | 0,199 | 0,142 | 59 | 0,239 | 0,157 | 37 |
| Avg WVS Indicator | 2,715 | 0,186 | 32 | 2,715 | 0,186 | 32 |
| FLFP 15+ | 0,519 | 0,095 | 62 | 0,527 | 0,096 | 40 |
| FLFP 35-54 | 0,729 | 0,149 | 62 | 0,748 | 0,141 | 40 |
| Gender Housework ratio | 0,529 | 0,148 | 22 | 0,521 | 0,163 | 18 |

La relación entre los diferentes indicadores de igualdad de género se muestra en la Tabla 3, que presenta uno por uno los coeficientes de correlación para el conjunto de países disponibles en 2009 (no existen diferencias significativas si en su lugar se utiliza la muestra de Guiso). Varias características interesantes merecen nuestra atención. Primero, todas las correlaciones son positivas y significativas. Segundo, la estrecha correlación del Gender Housework Ratio con las otras medidas que ya se han usado en la literatura relacionada sugiere que ésta también se puede utilizar como proxy de igualdad de género; además, la alta correlación de este indicador con las medidas de participación sugiere que cuánto más colaboran los hombres en casa, más fácil es para las mujeres incorporarse al mercado laboral. Por último, la correlación positiva del indicador Average WVS con las medidas de participación está en la misma línea de estudios anteriores (Fortin 2005; Farré y Vella 2012) que encuentran una relación clara y positiva entre las actitudes hacia los roles de género y la participación laboral femenina.

Table 3. Correlación entre las medidas de igualdad de género de los países

| | GGI | Political Emp. | Avg. WVS | FLFP 15+ | FLFP 35-54 | Housework ratio |
|-----------------|--------|----------------|----------|----------|------------|-----------------|
| GGI | 1 | | | | | |
| Political Emp. | 0.8729 | 1 | | | | |
| Avg WVS Index | 0.7454 | 0.6879 | 1 | | | |
| FLFP 15+ | 0.7166 | 0.4977 | 0.6251 | 1 | | |
| FLFP 35-54 | 0.6885 | 0.3829 | 0.4120 | 0.7736 | 1 | |
| Housework ratio | 0.8457 | 0.7009 | 0.6993 | 0.8308 | 0.8528 | 1 |

3.2. Igualdad de Género y brecha de Género en los Resultados de Matemáticas

A continuación analizamos el grado en que estas medidas afectan a las diferencias de género observadas en las puntuaciones de matemáticas desde dos enfoques diferentes. En primer lugar, se realiza un análisis comparativo entre países donde la unidad de observación es el país. En segundo lugar, para evitar cualquier problema potencial de heterogeneidad inobservada, se estima el impacto de estas medidas directamente en la muestra de estudiantes de PISA.

A) Análisis agregado

Para evaluar la correlación entre las medidas de igualdad de género y la diferencia de género en las puntuaciones en matemáticas se llevan a cabo regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios de la variable dependiente – la brecha de género media en matemáticas – en cada medida de igualdad de género más una constante y el logaritmo del PIB per cápita⁹ de 2009. La ecuación de estimación de referencia del país j se define como:

$$Brecha_j = a + \beta M_j + \tau \log PIB_j + u_j$$

$M = [GGI, Pol. Empowerment, Avg WVS Ind, FLFP 15+, FLFP 35-54, Housework Ratio]$ donde $j = 1, \dots, J$, J es el número total de países para los cuales cada componente de M está disponible y u_j el término estocástico de error. La variable de la derecha es un vector ($J \times 1$) que contiene los promedios a nivel de país de la brecha de género en matemáticas. La ecuación [1] se estima separadamente para las seis medidas incluidas en M . son el conjunto de coeficientes a estimar. Por razones de comparación con Guiso et al. (2008) restringimos la muestra a los 40 países también disponibles en 2003¹⁰. Los resultados de la estimación – en particular, los coeficientes estimados – así como el número de países para los cuales está disponible cada indicador se muestran en la Tabla 4.

Encontramos una correlación positiva y significativa entre la brecha de gé-

⁹ En consonancia con la importancia de controlar por la renta en el análisis comparativo entre países ya señalada en otros estudios, tomamos el PIB real p.c. de 2009 deflactado con el índice de precios de Laspeyres de la Penn World Table 7.0.

¹⁰ Cuando se lleva a cabo el análisis comparativo entre países con la muestra completa de países disponibles, las correlaciones siguen siendo positivas, pero más bajas y en algunos casos no estadísticamente significativas.

Tabla 4. Estimación MCO – Variable Dep.: Brecha de Género en la Puntuación Media en Matemáticas

| | | | | | | |
|-----------------------|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| GGI | 90,13*** (19,54) | | | | | |
| Political Empowerment | | 24,03*** (6,74) | | | | |
| Avg. WVS indicator | | | 17,13** (7,01) | | | |
| FLFP 15+ | | | | 42,32*** (7,98) | | |
| FLFP 35-54 | | | | | 25,24*** (5,48) | |
| Housework ratio | | | | | | 33,41*** (10,71) |
| Log PIB p.cap, 2009 | -9,30*** (1,84) | -7,91*** (1,79) | -5,19* (2,59) | -6,77*** (1,53) | -6,73*** (1,72) | -13,36*** (3,57) |
| Países | 37 | 37 | 32 | 40 | 40 | 18 |
| R² | 0,462 | 0,325 | 0,189 | 0,379 | 0,311 | 0,279 |

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Cada columna presenta los coeficientes de una regresión separada. Se han usado en las estimaciones los pesos de cada país.

nero en matemáticas y cada una de las medidas de igualdad de género. Además, se observan resultados similares a partir de las nuevas medidas que hemos incorporado, es decir, el Gender Housework Ratio y la FLFP 35-54. Por lo tanto, en países donde las mujeres tienen una mejor posición relativa (sociedades más igualitarias en términos de género, tales como las de los países nórdicos) las chicas son mejores en matemáticas y así reducen la brecha de género. Esto confirma los resultados encontrados por Guiso et al. (2008) para la ola de PISA 2003. La magnitud de los coeficientes varía considerablemente entre las medidas de la Tabla 4, pero la escala es diferente en cada caso, por lo que no son directamente comparables. Por ejemplo, nuestro modelo estadístico sugiere que si España tuviera el mismo grado de participación laboral femenina de Suecia (un país top en la igualdad de género) la media del rendimiento en matemáticas de las chicas se incrementaría en 5,3 puntos, lo que eliminaría un tercio de la brecha de género española en matemáticas¹¹. Si España tuviera el Gender Housework Ratio o el GGI de Suecia, la brecha se reduciría en 6,09 y 7,02 puntos respectivamente.

B) Análisis a nivel de estudiante: Todos los países

El análisis comparativo entre países tiene claras desventajas desde el punto

¹¹ Para calcular esta estadística de contraste se utiliza la ecuación de la FLFP que proviene de la estimación en la Tabla 4 como sigue: $5,3 = \text{Coeficiente Estimado} * (\text{FLFP Suecia} - \text{FLFP España}) = 42,32 (0,616 - 0,491)$. Podríamos seguir el mismo procedimiento para calcular estadísticos similares y realizar comparativas entre dos países cualesquiera.

de vista estadístico. En primer lugar, la heterogeneidad inobservada puede conducir a correlaciones espurias entre las brechas de género y las medidas de igualdad de género presentadas. Además, con 40 observaciones no es posible llegar a ningún resultado robusto - sirven principalmente como motivación. Por lo tanto, en este apartado aprovechamos la naturaleza de los datos de PISA utilizando variables a nivel individual (alumno) para tratar de evitar correlaciones espurias entre los factores inobservables y las medidas de igualdad de género. Estimamos los resultados individuales en matemáticas que denotamos por T para todos los estudiantes en la muestra de PISA 2009 sobre un conjunto de variables demográficas, familiares y de colegio, X^{12} , así como un indicador de Mujer y las interacciones entre las medidas de igualdad de género a nivel de país y Mujer. También se incluyen efectos fijos de país (γ) y un término de interacción entre Mujer y el logaritmo del PIB per cápita de 2009 para asegurar que cualquier mejora de las puntuaciones en matemáticas está relacionada no sólo con el desarrollo económico, sino con la mejora del papel de la mujer en la sociedad. La especificación viene dada por la siguiente ecuación:

$$T_{ij} = a + bMujer_i + \gamma X_i + \beta Mujer_i * M_j + \mu Mujer_i * \log PIB_j + \eta_j + \varepsilon_i$$

donde $i = 1, \dots, N$, N es el número total de estudiantes y ε_i es el término estocástico de error. La variable de la derecha es un vector ($N \times 1$) que contiene la calificación de la prueba en matemáticas de cada estudiante i . La ecuación [2] se calcula por separado para cada una de las seis medidas. Un coeficiente positivo y significativo para el término de interacción entre Mujer y la medida de la igualdad de género correspondiente (es decir, β) indica que cuánto más igualitaria es la sociedad en términos de género, mayor es la puntuación de las chicas en matemáticas.

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación para el conjunto de países de PISA 2009. Las estimaciones se llevan a cabo para la media y también para los cuantiles 25 y 75 para así poder ver si los indicadores de igualdad de género afectan de manera diferente a los estudiantes en diferentes puntos

¹² Controles a nivel individual incluyen variables ficticias para los alumnos que se encuentran en un grado diferente del modal en el país, la situación migratoria del niño, un indicador para las familias estructuradas (es decir, que viven con ambos padres), el nivel de educación de los padres (universidad), la categoría profesional de ambos y las posesiones culturales en casa. Controles a nivel de la escuela incluyen el tipo de escuela (privada), el porcentaje de niñas y el ratio estudiante-profesor. La inclusión o eliminación de controles no cambia ni el signo ni la significatividad de los coeficientes estimados de interés.

de la distribución de resultados. Cada celda de la tabla presenta el coeficiente de la interacción entre Mujer y la medida de igualdad de género correspondiente a partir de una estimación diferente.

Tabla 5. Cultura – El impacto de las medidas de Igualdad de Género

| | Media | 25th | 75th |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Mujer*GGI | 53,45*** (12,72) | 48,45*** (13,79) | 57,38*** (13,22) |
| Mujer*Political empowerment | 14,78*** (5,53) | 14,15** (7,54) | 25,57*** (6,21) |
| Mujer*Avg WVS indicator | -1,16 (4,85) | -8,74 (5,77) | 7,07 (5,77) |
| Mujer*FLFP15+ | 38,13*** (5,14) | 36,98*** (6,54) | 35,26*** (6,31) |
| Mujer*FLFP 35-54 | 35,41*** (3,65) | 34,38*** (4,60) | 32,73*** (4,26) |
| Mujer*Housework ratio | 32,92*** (2,94) | 27,49*** (3,87) | 37,65*** (3,72) |

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Se incluyen controles individuales, variables de colegio y efectos fijos de país. Islandia se toma como país de referencia. También se incluye un término de interacción entre Mujer y el log PIB per capita de 2009. Se usan los pesos finales de los estudiantes en las estimaciones. Las observaciones (R2) van de 174.755 (0,29) to 361.083 (0,45) dependiendo de la medida.

A primera vista, lo primero que destaca de la Tabla 5 es que la mayoría de las interacciones entre Mujer y las medidas de igualdad de género son positivas y significativas, en la media y también en las colas de la distribución, con excepción del Average WVS¹³. Esto confirma que las chicas presentan un mejor desempeño en matemáticas en sociedades más igualitarias en términos de género. También es coherente con las correlaciones positivas ya reveladas por el análisis comparativo entre países realizado previamente, lo que indica que aquellas correlaciones no venían dadas sólo por la heterogeneidad inobservada. Centrándonos en los resultados en las colas de la distribución se observa que los impactos de algunos de los indicadores (GGI, Political Empowerment and Gender Housework Ratio) son más fuertes para las chicas de alto rendimiento. Teniendo en cuenta que la brecha es mayor precisamente en la cola derecha - como se puede observar en la Tabla 1, este hecho ayuda a cerrar la brecha a lo largo de la distribución del resultado en matemáticas. Por el contrario, no encontramos diferencias estadísticamente significativas a lo largo de la distribución en la reducción de la brecha en matemáticas asociada a las medidas relacionadas con la participación de

¹³ Resultados cualitativamente similares para el conjunto de los 40 países participantes en 2003 están disponibles bajo petición. Una comparación de estos resultados con los de Guiso et al. (2008) para la muestra de PISA 2003 muestran que las nuestras son más altas, excepto para la FLFP 15 +, que es algo menor en nuestra estimación.

las mujeres en el mercado laboral, lo que sugiere diferencias en términos de interpretación entre estos dos grupos de indicadores.

En resumen, el análisis internacional de esta sección revela que en aproximadamente el 70% de los países participantes de PISA 2009 las chicas obtienen peores resultados que los chicos en matemáticas. Las diferencias se ven agravadas en perjuicio de las chicas entre los estudiantes de alto rendimiento. Mediante la construcción de una serie de medidas de igualdad de género a nivel de país, encontramos una correlación positiva y significativa entre estos indicadores y la brecha de género en matemáticas, un efecto que es aún más fuerte en el extremo superior de la distribución.

4. TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LAS ACTITUDES DE GÉNERO

Hasta ahora nos hemos centrado en el impacto de los roles sociales de género en el rendimiento promedio de los chicos y chicas en las calificaciones en matemáticas de PISA. Sin embargo, uno podría tratar de ir mucho más allá y ver si esos roles de género se transmiten de generación en generación dentro de la familia. El conjunto de datos de PISA 2009 proporciona información sobre la situación laboral de los progenitores de los alumnos. Construimos Madre Participa como una variable ficticia que toma valor 1 si el estudiante dice tener una madre que está trabajando o buscando trabajo y 0 en caso contrario. Con el fin de comprobar si las madres que participan en la muestra son representativas de la participación femenina en la fuerza laboral en su conjunto tomamos el promedio de esta variable ficticia entre países (para mayor claridad de exposición nos referiremos a esta variable como Participación de la Madre) para la comparación con las medidas de participación ya construidas. Es muy interesante notar que la correlación de nuestra variable Participación de la Madre de la muestra de PISA con la FLFP 15+ es bastante alta (0,721), y la correlación entre Participación de la Madre y FLFP 35-54 es aún mayor y de hecho casi perfecta (0,9624).

Esto confirma que las madres de los alumnos de nuestra base de datos constituyen una muestra bastante representativa de las mujeres en ese grupo de edad¹⁴ y, más importante aún, nos permite interpretar la variable ficticia Madre Participa como una medida de igualdad de género dentro del contexto familiar, que en realidad es bastante consistente con la literatura relacionada. Por tanto, en lugar de utilizar las medidas de igualdad de género como medias a nivel de país e interaccionarlas con el indicador de Mujer,

¹⁴ Otros estadísticos descriptivos también confirman la similitud de estas dos variables. Las medias de Participación de la Madre y FLFP 35-54 son 0,713 y 0,729, respectivamente, y la desviación estándar es ligeramente superior para la primera.

directamente podemos analizar si las puntuaciones individuales en matemáticas se ven afectadas por la situación laboral de la madre del estudiante (participante o no), y si este impacto varía según el género.

4.1. La Situación Laboral de los Padres y las puntuaciones en Matemáticas

Realizamos este análisis regresando por MCO la puntuación en matemáticas sobre un conjunto de variables demográficas, de la familia y del colegio, como antes, así como los indicadores de Mujer, Madre Participa y la interacción entre las dos. Hacemos lo mismo con respecto a la situación laboral del padre para aprender más acerca de la transmisión de los roles de género, por lo que también incluimos un indicador de que el padre es un trabajador a tiempo completo, con respecto a parcial, y su interacción con Mujer¹⁵. La ecuación estimada de referencia es la siguiente:

$$T_{ij} = a + bMujer_i + \beta_1 Madre\ participa_i + \beta_2 Mujer_i * Madre\ participa_i + \alpha_1 Padre\ TCompleto_i + \alpha_2 Mujer_i * Padre\ TCompleto_i + \gamma X_i + \eta_j + \varepsilon_i$$

La significatividad de los coeficientes de los términos de interacción, , reflejan si existe alguna transmisión de actitudes de roles dentro de la familia que se diferencia por género y el signo indica su dirección. Por ejemplo, un coeficiente positivo y significativo indica que tener una madre que participa activamente en el mercado laboral afecta el desempeño de las hijas más que el de los hijos, apuntando a la transmisión intergeneracional de actitudes de roles de género de madres a hijas.

Cuando la ecuación [3] se estima para los 63 países participantes en PISA 2009 encontramos un impacto positivo de Madre Participa en las hijas, pero el efecto es sólo marginalmente significativo. Sin embargo, dado que utilizamos la variable Participación de la Madre como indicador de las normas sociales, es razonable restringir la muestra a aquellos países en los que la participación femenina en el mercado laboral se puede considerar un hecho diferencial en términos de actitudes de género. En otras palabras, en las sociedades donde la participación femenina es muy alta, como los países

¹⁵ En este caso utilizamos Padre Tiempo Completo en vez de Padre Participa porque la mayoría de los padres participan en el mercado laboral (91,50%) y el porcentaje de padres que trabajan a tiempo completo (75,40) es más similar al de las madres que participan (70,03%), lo que proporciona un mejor indicador de un padre altamente ligado al mercado laboral.

nórdicos, la participación de la madre probablemente no es un indicador adecuado de los roles de género. Por lo tanto, restringimos la muestra a aquellos países¹⁶ cuyos niveles de FLFP 15 + están por debajo de la media. La Tabla 6 presenta los resultados para esa muestra seleccionada de países de PISA 2009. Para mayor claridad de exposición, la sexta fila de la Tabla recoge el Efecto Neto en los resultados de las chicas de Madre Participa, que se calcula como . Esta cifra, ceteris paribus, nos da una idea cuantitativa de lo que las chicas pueden mejorar en matemáticas debido a tener una madre que participa.

Table 6. Roles de Género – Impacto de la Situación Laboral de los Padres en las puntuaciones en Matemáticas

| | Media | 25th | 75th |
|-----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 1. Mujer | -29,26*** (1,443) | -29,29*** (1,840) | -29,08*** (1,788) |
| 2. Madre Participa | -0,690 (1,072) | -2,339 (1,392) | 0,770 (1,230) |
| 3. Mujer* Madre Participa | 4,695*** (1,378) | 7,153*** (1,703) | 1,906 (1,621) |
| 4. Padre Trabaja Tiempo Completo | 10,276*** (1,105) | 8,883*** (1,396) | 10,530*** (1,319) |
| 5. Mujer* Padre Tiempo Completo | 1,468 (1,477) | 2,205 (1,885) | -0,245 (1,784) |
| 6. Efecto Neto en chicas: [2]+[3] | 4,005*** (0,984) | 4,814*** (1,235) | 2,675* (1,192) |
| Estudiantes | 177.099 | 177.099 | 177.099 |
| Países | 28 | 28 | 28 |
| R² | 0,407 | 0,230 | 0,251 |

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Se incluyen controles individuales, variables de colegio y efectos fijos de país. Israel se toma como país de referencia. Se usan los pesos finales de los estudiantes en las estimaciones.

La Tabla 6 arroja varios resultados interesantes. En primer lugar, el coeficiente positivo y significativo de la interacción de Mujer con Madre Participa en la primera columna revela que en media las puntuaciones de las hijas son mayores en familias en las que la madre participa en el mercado laboral¹⁷. Más específicamente, para esas chicas la reducción de la brecha en matemáticas está alrededor del 16 por ciento - calculando el ratio entre 4,69 y 29,26. En segundo lugar, el coeficiente no significativo del indicador

¹⁶ Esta muestra corresponde a 177.099 estudiantes en 28 países: Albania, Bélgica, Bulgaria, Chile, República Checa, Colombia, Croacia, Grecia, Hungría, Italia, Jordania, México, Polonia, Rumania, Dubái, Túnez, Turquía, Serbia y Montenegro, Francia, Israel, Japón, Corea, Lituania, Luxemburgo, Panamá, Qatar, República Eslovaca y España.

¹⁷ Se encuentran resultados muy similares si incluimos Madre Tiempo Completo en vez de Madre Participa (trabajadoras a tiempo completo representan el 45,40% de la muestra total de madres y 65,61% de todas las madres trabajadoras).

de Madre Participa a lo largo de la segunda fila refleja que los chicos tienen en promedio la misma puntuación, independientemente de si sus madres participan en el mercado laboral o no. Por tanto, la mejora neta en las puntuaciones de las chicas es bastante similar a la reducción de la brecha, que representa exactamente el efecto cuantitativo medio de la transmisión de roles de madres a hijas.

En cuanto a los efectos distribucionales, encontramos una mayor reducción en la brecha para las chicas de bajo rendimiento, alrededor del 24 por ciento - ratio entre 7,16 y 29,29, diferencia que aparece como no significativa para las chicas en el extremo superior. Un último comentario sobre la Tabla 6 merece ser destacado: el hecho de que la interacción de Mujer con Padre Tiempo Completo no sea significativamente distinta de cero, junto con el coeficiente positivo y significativo de Padre Tiempo Completo (a lo largo de la cuarta y quinta fila), pone de manifiesto que en familias donde el padre trabaja a tiempo completo sus hijos obtienen mejores resultados, pero no se observan diferencias de género en esta mejora.

4.2. Pruebas de Robustez y Extensiones de los Resultados

Terminamos esta sección con una breve descripción de algunas de las pruebas de robustez y extensiones llevadas a cabo para asegurar que los resultados son robustos a diferentes especificaciones. Se podría argumentar que los resultados pueden estar sujetos a la selección particular de países o a la especificación utilizada en la estimación. Como prueba de robustez, repetimos todo el análisis para diferentes submuestras seleccionadas de países, en particular para aquellos en los que los niveles de participación femenina están por debajo de los cuantiles 25 y 10 de la distribución de FLFP 15 +. El primer grupo limita nuestro análisis a 15 países de los 28 anteriores, mientras que en el grupo más restringido abarcaría sólo 6 países: Chile, Colombia, Italia, Jordania, Túnez y Turquía. Contamos con 112.714 y 47.098 estudiantes en cada grupo respectivamente. Los resultados indican que el efecto de la transmisión es de hecho mayor cuando se restringe a los países con niveles de participación especialmente bajos. Este es un resultado esperado, ya que la participación de las madres en estos países en realidad puede constituir un indicador más fuerte de los roles de género.

En segundo lugar, se estiman dos especificaciones diferentes para las tres submuestras: en el primero reemplazamos los efectos fijos de país por el nivel FLFP 15 + de cada país, que hasta cierto punto resume el grado de igualdad de género, y en la segunda se añade el logaritmo del PIB per cápita de 2009 y su interacción con Mujer. Como se esperaba, los efectos netos de la participación de las madres en las puntuaciones de las hijas son mayores cuando se utiliza la primera especificación, ya que de esta manera estamos comparando sociedades con el mismo nivel medio de participación femenina. De hecho, el impacto es más grande no sólo para las tres submuestras seleccionadas descritas anteriormente, sino también si se utiliza en su lugar la totalidad de la muestra de 63 países. Sin embargo, el porcentaje de varianza explicada por este modelo es mucho más bajo que al utilizar nuestra especificación preferida - que incluye efectos fijos por país. Por otro lado, los efectos de la segunda especificación son menores aunque positivos y significativos en todos los casos. Además, en ningún caso encontramos significativa la interacción entre Mujer y Padre Tiempo Completo, lo que refuerza el hecho de que no hay transmisión diferencial por sexo por el lado del padre.

También cabría preguntarse si la transmisión está en realidad impulsada por la situación laboral de los padres en sí misma o por otros factores determinantes que podrían estar correlacionados con ella. Un candidato obvio sería el logro educativo de los padres. Con el fin de asegurar que nuestros resultados sobre transmisión intergeneracional no son impulsados por la educación de los padres, sino por la condición de la madre en el mercado de trabajo, llevamos a cabo las mismas regresiones de antes para todas las muestras y para las diferentes especificaciones, pero sustituyendo las interacciones de Mujer con Madre Participa y Padre Tiempo Completo por las de la educación de ambos padres (Universidad o no). Ninguna de las interacciones es significativa en ninguna de las estimaciones. Por último, con el fin de aprender más sobre el mecanismo de transmisión miramos si el impacto de Madre Participa en las puntuaciones de hijas e hijos difiere según el nivel educativo de las madres. Para ello añadimos a la especificación de referencia de la Tabla 6 una interacción entre Madre Universidad y Madre Participa y otra interacción entre Mujer y la anterior. Un coeficiente positivo y significativo de esta última interacción indicaría que la transmisión es impulsada por las madres más educadas. Sin embargo, no encontramos

ningún efecto diferencial en la transmisión debido a la educación, lo que nos lleva a la conclusión de que los roles de género se transmiten de manera similar por todas las madres participantes, y no sólo por los más educadas. En resumen, encontramos que las actitudes hacia los roles de género dentro de la familia, medidos por la participación laboral de las madres, mejora el resultado de las chicas, lo que sugiere cierta transmisión intergeneracional de las identidades de género o roles de género de madres a hijas. Además, el efecto es más fuerte para las chicas en el extremo inferior de la distribución, con una reducción en la brecha en matemáticas con relación a los chicos de alrededor de un 24 por ciento. Además, cuanto menor es el nivel medio de participación de las mujeres del país, donde tener una madre que participa constituye una característica claramente distintiva, más fuerte es la transmisión. Por otra parte, no encontramos efectos diferenciales significativos por sexo de tener un padre que trabaja a tiempo completo, lo que indica que no hay tal transmisión de padres a hijos. Los resultados son robustos a diferentes especificaciones y submuestras.

5. ANÁLISIS INTER-REGIONAL DENTRO DE UN MISMO PAÍS: ESPAÑA

Una de las desventajas del análisis internacional de los apartados anteriores es la gran variabilidad que existe en la historia evolutiva de las distintas poblaciones en todos los países, siendo las diferencias biológicas uno de los factores potencialmente responsables de los resultados. Para tener en cuenta esto, Guiso et al. (2008) dividen la muestra en dos grupos de países en función de la distancia genética¹⁸, y encuentran que los resultados son sustancialmente los mismos para ambos grupos, lo que confirma que éstas no son impulsadas por las diferencias biológicas entre los países. En esta sección pretendemos validar estos resultados en un escenario más comparable, en particular mediante la comparación de regiones dentro de un país. Esto, además de proporcionar una evolución histórica similar, permite centrarse en un marco institucional más homogéneo. Escogemos España como país de análisis, ya que es el único país participante en PISA 2009 que ofrece una desagregación regional suficientemente amplia. Por otra parte, las enormes diferencias en términos de logros entre los estudiantes de las diferentes regiones españolas destacadas en la literatura reciente (Ver Ciccone y Fontes 2009; De la Rica y González de San Román 2012), junto con la gran brecha de género de la media española ya documentada en el presente documento proporcionan suficiente variabilidad para el análisis.

Por lo tanto, podemos investigar si las chicas tienen un mejor desempeño en las regiones de mayor igualdad de género en España, y determinar el grado en que la transmisión intergeneracional de roles de género de madres a hijas está presente también entre las familias españolas una vez queda explicada la variabilidad regional.

¹⁸ Esta medida genética se basa en la frecuencia de cada alelo a través de polimorfismos de ADN tomadas de History and Geography of Human Genes por Cavalli-Sforza et al. (1996).

5.1. Descripción de los Datos

La ola de PISA 2009 proporciona datos desagregados para las 15 regiones españolas. Después de excluir Ceuta y Melilla contamos con una muestra de 23.708 estudiantes de 839 colegios. La mayoría de las regiones tienen muestras de cerca de 1.500 estudiantes y 50 colegios, con excepción de la muestra vasca que incluye cerca de 4.800 estudiantes de 180 colegios. La muestra consta de 12.068 chicos y 11.640 chicas. La Tabla 7 presenta los promedios de las calificaciones en matemáticas y lectura, así como las brechas de género para cada región en 2009. Para efectos comparativos, también se aporta la información de la OCDE y la media española, junto con las muestras de los alumnos y los colegios para las cuales se dispone de información para cada región.

Tabla 7. Resultados y Brechas de Género en Matemáticas y Lectura en las Regiones Españolas

| | Resultado Medio | | Brecha de Género | | | |
|------------------------|-----------------|------------|------------------|---------------|---------------|--------------|
| | Estudiantes | Colegios | Matemáticas | Lectura | Matemáticas | Lectura |
| Castilla-León | 1.515 | 51 | 515,13 | 503,41 | -15,42 | 31,89 |
| Navarra | 1.504 | 49 | 510,98 | 497,15 | -12,94 | 34,9 |
| País Vasco | 4.768 | 177 | 509,17 | 494,19 | -9,13 | 35,13 |
| Aragón | 1.514 | 52 | 505,03 | 494,38 | -19,17 | 32,76 |
| La Rioja | 1.288 | 46 | 502,73 | 497,89 | -16,94 | 36,4 |
| Promedio OECD | | | 499,70 | 489,81 | -15,22 | 32,79 |
| Madrid | 1.453 | 51 | 496,43 | 504,10 | -12,65 | 35,37 |
| Cantabria | 1.516 | 51 | 495,48 | 488,12 | -15,88 | 35,98 |
| Cataluña | 1.381 | 50 | 494,89 | 497,29 | -22,53 | 26,51 |
| Asturias | 1.536 | 54 | 493,95 | 490,21 | -12,95 | 28,51 |
| Galicia | 1.585 | 54 | 488,38 | 484,52 | -11,8 | 35,43 |
| Promedio España | 23.708 | 839 | 483,99 | 483,30 | -19,35 | 28,66 |
| Murcia | 1.321 | 51 | 479,03 | 480,49 | -16,62 | 17,11 |
| Baleares | 1.463 | 52 | 464,15 | 458,20 | -21,83 | 33,07 |
| Andalucía | 1.416 | 51 | 462,73 | 460,53 | -27,12 | 19,85 |
| Canarias | 1.448 | 50 | 433,95 | 448,13 | -15,86 | 23,77 |

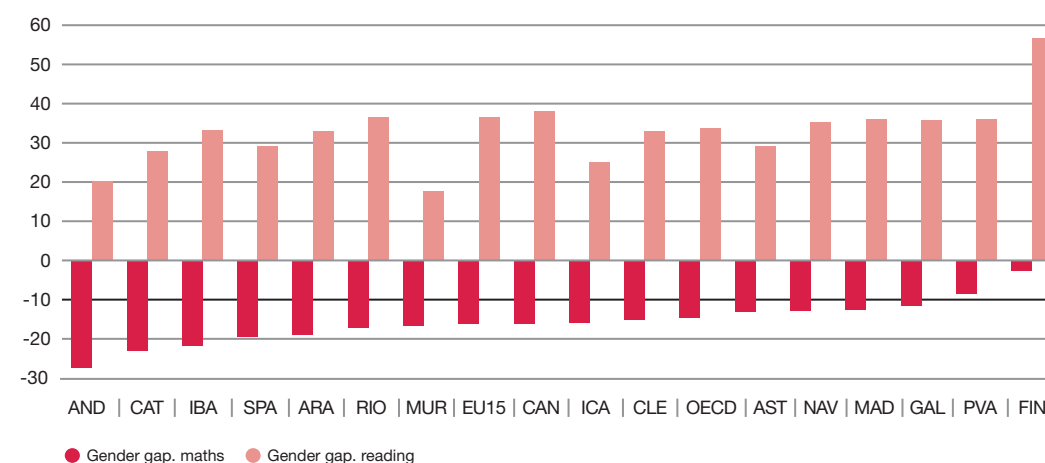
Notas: Las regiones se presentan en orden ascendente por su resultado medio en matemáticas. Se utilizan los pesos finales de cada estudiante.

Un vistazo a la tabla indica notables diferencias en ambas calificaciones entre las regiones, por lo que los malos resultados obtenidos por España en media no se pueden extrapolar a todas las regiones que participan en el programa de evaluación. Hay regiones cuyos resultados están por encima de la OCDE y del promedio nacional, como Castilla y León, Navarra y el

¹⁹ El único requisito de PISA para la desagregación regional es que la selección de colegios y alumnos dentro de cada colegio debe ser aleatoria, pero se deja elegir a cada región el tamaño de la muestra que desea proporcionar. La muestra vasca fue también la más grande de las cinco regiones que participaron en la ola de PISA 2003.

País Vasco, mientras que Andalucía, Murcia y las Islas están claramente por debajo de la media nacional y muy lejos de la media de la OCDE. Con respecto a las brechas de género, en matemáticas las chicas obtienen en media 19,32 puntos menos que los chicos (3,72% menos que la puntuación media de los chicos), pero, sin embargo, en lectura las chicas obtienen en media 28,66 puntos más (6,07% superior a la puntuación media de los chicos). En la Figura 3 las regiones se clasifican de mayor a menor brecha de género en sus calificaciones en matemáticas. La figura también muestra la brecha de género en los dos resultados de las pruebas de Finlandia y de la OCDE y la media de la UE-15.

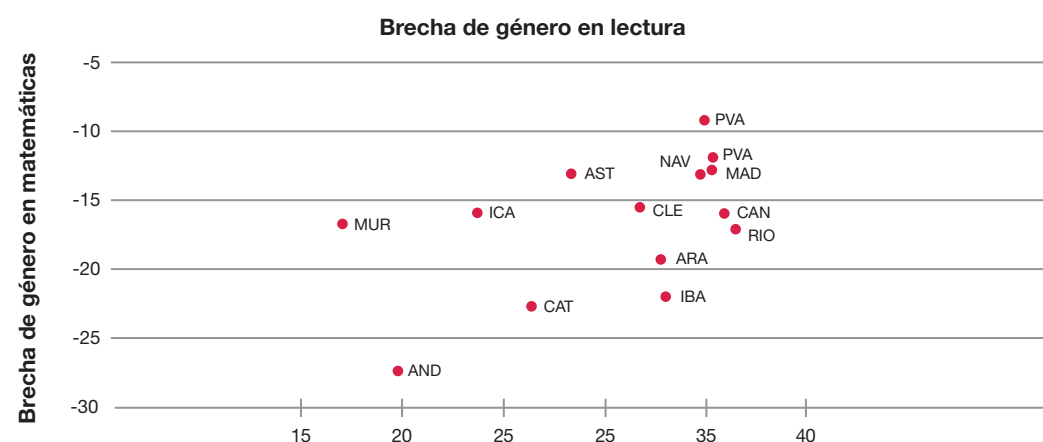
Figura 3. Brechas de género en los Resultados para las Regiones Españolas



Aunque los chicos superan a las chicas en matemáticas en todas las regiones, mientras que las chicas puntúan relativamente más que los chicos en lectura, la magnitud de la brecha es muy diferente. Curiosamente, el hecho de que la menor brecha de género en matemáticas sea la de Finlandia (país europeo de mayor rendimiento en las puntuaciones PISA), mientras que las más altas son las de Andalucía y las Islas (las regiones españolas con peores resultados) sugiere una relación negativa entre la desigualdad de género en las puntuaciones de las pruebas y el rendimiento medio, evidencia que no estaba tan clara en el análisis internacional en la Sección 3. Por otra parte, la brecha de género de la calificación en matemáticas de Castilla y León es muy similar a la media de la OCDE, mientras que otras regiones como Asturias, Navarra, Madrid, Galicia y País Vasco presentan menores brechas de género en matemáticas.

Finalmente, la Figura 4 muestra que la correlación inter-regional entre las brechas de género medias en matemáticas y lectura es inferior a la exhibida entre países - en media asciende a 0,503.

Figura 4. Correlación Inter-Regional entre las Brechas de Género



La Tabla 8 analiza las brechas de género en las colas de la distribución y muestra que la brecha de género en matemáticas es ligeramente mayor (en términos absolutos) en los percentiles superiores, mientras que la brecha de género en lectura sufre un acusado descenso a lo largo de la distribución de resultados.

Tabla 8. Brechas de Género en España a lo largo de la Distribución de Resultados

| | Media | Desv. | 5th | 10th | 25th | 75th | 90th | 95th |
|------------------------|---------------|-------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Rdo Matemáticas | | | | | | | | |
| Chicos | 493,54 | 90,37 | 339,47 | 372,18 | 433,72 | 558,35 | 608,12 | 635,91 |
| Chicas | 474,16 | 88,98 | 320,77 | 355,83 | 415,8 | 535,84 | 584,44 | 613,58 |
| Brecha | -19,32 | | -18,7 | -16,35 | -17,92 | -22,51 | -23,68 | -22,33 |
| Rdo Lectura | | | | | | | | |
| Chicos | 467,13 | 88,81 | 310,54 | 348,94 | 408,26 | 529,39 | 578,3 | 604,27 |
| Chicas | 495,82 | 83,47 | 348,8 | 384,47 | 444,21 | 553,12 | 597,21 | 621,44 |
| Brecha | 28,66 | | 38,26 | 35,53 | 35,95 | 23,73 | 18,91 | 17,17 |

Esto es consistente con el patrón internacional observado en la Tabla 1. Sin embargo, la variabilidad de la brecha de género en matemáticas a lo largo de la distribución es menor para el caso de España. Esto puede comprobarse fácilmente mediante el cálculo de la diferencia entre los percentiles 90 y 10 en ambos casos. Para España, la cifra es de -7,33, mientras que para el caso internacional, es casi el doble: -14,25.

5.2. Igualdad de Género Regional y Brecha de Género en los Resultados

A partir de ahora nos centraremos en la disparidad de género en matemáticas, al igual que hicimos en el caso internacional. Construimos una serie de medidas regionales relacionadas con los roles de género y las normas sociales para explicar la brecha de género en las puntuaciones en matemáticas en todas las regiones españolas. Al igual que en las secciones anteriores, se relacionan las diferencias de género en el desempeño de la prueba en todas las regiones de España con características regionales de carácter socioeconómico. Clasificamos las regiones de acuerdo con cinco medidas de igualdad de género en la misma línea a las utilizadas en el análisis internacional. Excepto por el índice de emancipación de la mujer, que no está disponible a nivel regional, la mayoría de los indicadores utilizados aquí son similares a los de la sección anterior.

- (1) **La Participación política** de la mujer en los Parlamentos regionales, del INE 2009: similar al political empowerment index en el análisis internacional.
- (2) **El Índice ESS Medio:** se construye un índice regional de las actitudes culturales hacia la mujer basado en el nivel medio de desacuerdo con la siguiente afirmación: “Cuando los trabajos son escasos, el hombre debe tener más derecho a un empleo que la mujer”. Está tomado de la Encuesta Social Europea 2008²⁰.
- (3) **La Participación Laboral (regional) de la mujer 15+** en la fuerza laboral: del Instituto Nacional de Estadística español (INE) para 2009.
- (4) **La Participación Laboral (regional) de la mujer 25-54:** a partir de la misma fuente.
- (5) **El ratio de género en el trabajo doméstico (regional)** (Hombres/Mujeres) del tiempo dedicado a las tareas domésticas: tomado de la última ola disponible de la Encuesta del Uso del Tiempo en España (2009).

La Tabla 9 muestra que las correlaciones entre cada una de estas medidas son generalmente más bajas entre regiones que entre países - Véase la Tabla 3 para la comparación.

²⁰ Este indicador es similar al Average World Value Survey Indicator del apartado anterior, excepto por el hecho de que incluye las respuestas a una sola de las cuestiones incluidas en su homólogo internacional (el resto de preguntas no están disponibles a nivel regional español).

Tabla 9. Correlación entre las medidas regionales de Igualdad de Género en España

| | Particip. Política | ESS Medio | FLFP 15+ | FLFP 25-45 | Ratio Tareas Domésticas |
|-------------------------|--------------------|-----------|----------|------------|-------------------------|
| Participación política | 1 | | | | |
| Índice ESS Medio | 0.1509 | 1 | | | |
| FLFP 15+ | 0.0468 | 0.1779 | 1 | | |
| FLFP 25-54 | 0.2241 | 0.3449 | 0.6518 | 1 | |
| Ratio Tareas Domésticas | 0.3231 | 0.4098 | 0.4132 | 0.5403 | 1 |

En particular, parece que hay una alta correlación entre el ratio de género en tiempo dedicado a las tareas domésticas y la participación femenina en la fuerza laboral (para todas las mujeres y para la cohorte de 25-54). El resto de las correlaciones son claramente más débiles. Una mirada a las estadísticas de la muestra para las medidas regionales españolas revela que las que muestran correlaciones más bajas están asociadas con desviaciones estándar por encima de 0,20 y por lo tanto mucho mayores que cualquiera de las desviaciones correspondientes que se muestran en las estadísticas de la muestra para el caso internacional - Véase la Tabla 2. Por otro lado, las desviaciones del ratio de género en tiempo dedicado a las tareas domésticas y de las medidas de participación en la fuerza laboral femenina son mucho más similares - en torno a 0,05.

Teniendo en cuenta que sólo tenemos 14 regiones, lo que hace que el análisis inter-regional sea altamente impreciso, para el ejercicio de estimación efectuamos el análisis directamente a nivel de estudiante, con la muestra que incluye todas las regiones españolas. Seguimos el mismo método seguido en la sección anterior, regresando las calificaciones de los estudiantes en matemáticas sobre un conjunto de variables individuales, familiares y de colegio, así como un indicador de Mujer y las interacciones entre Mujer y cada uno de los promedios de las medidas regionales de igualdad de género - equivalente a la ecuación [2] de la Sección 3. La interacción de Mujer con el logaritmo del PIB per cápita de 2009 y los efectos fijos regionales también están incluidos. La Tabla 10 presenta los resultados.

En resumen, el Índice ESS medio y el Ratio de Tareas Domésticas aparecen como las medidas de igualdad de género más determinantes para mejorar las calificaciones en matemáticas de las chicas en España. En contraste con el análisis internacional, el resto de interacciones aquí no son estadísticamente significativas. Por lo tanto, regiones más igualitarias en términos

Tabla 10. El Impacto de las Medidas Regionales de Igualdad de Género en los Rdos

| | Media | 25th | 75th |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Mujer*Participación Política | -14,01 (36,07) | -32,40 (51,60) | -11,89 (43,85) |
| Mujer*Índice ESS Medio | 21,57*** (5,44) | 21,61*** (7,65) | 22,73*** (8,11) |
| Mujer*FLFP15+ | 4,55 (37,28) | -32,61 (54,55) | -23,81 (48,08) |
| Mujer*FLFP 35-54 | 66,93* (39,53) | 36,17 (57,40) | 47,88 (49,45) |
| Mujer*Ratio tareas domésticas | 61,98** (31,46) | 72,24* (41,49) | 14,27 (43,59) |

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Se incluyen controles individuales, variables de colegio y efectos fijos regionales. Castilla-León se toma como región de referencia. Se usan los pesos finales de los estudiantes en las estimaciones. Observaciones: 19.695.

de género - representados por un aumento en el índice de ESS medio o un aumento en el tiempo que dedican los hombres a las tareas domésticas en relación con las mujeres - se asocian con una mejoría de las chicas en matemáticas, reduciendo así la brecha negativa. Sin embargo, la significatividad del coeficiente de la interacción de Mujer con el Ratio de Tareas Domésticas desaparece en el cuantil superior de la distribución. Estos resultados implican que la evidencia es más débil entre regiones españolas que entre países. Esto podría explicarse simplemente por la menor variabilidad de las medidas de igualdad a nivel regional.

5.3. La Transmisión de Roles de Género en España

A continuación, en lugar de utilizar promedios regionales de las medidas de igualdad de género e interaccionarlas con un indicador de género, analizamos si las puntuaciones de las pruebas individuales para los estudiantes españoles se ven afectadas por la situación de las madres en el mercado laboral (como participantes o no) y si este impacto es diferente según el género²¹. Para ello ejecutamos regresiones MCO de la calificación de la prueba en matemáticas en un conjunto de variables demográficas, familiares y de colegio, además de efectos fijos regionales, así como indicadores de Mujer, Madre Participa, y las interacciones entre las dos. También incluimos, como

²¹ Aunque la brecha de género entre regiones no se ha tenido explícitamente en cuenta antes, algunos artículos relacionados sí han tratado de explicar las diferencias regionales en los resultados de las pruebas. Haciendo uso de la encuesta de PISA 2006 Ciccone y García-Fontes (2009) comparan los sistemas educativos de Cataluña y el resto de España. Estudios para otros países europeos incluyen el artículo de Bratti et al. (2007), que analiza las diferencias en los resultados de PISA 2003 entre las tres macro áreas italianas.

antes, Padre Tiempo Completo y su interacción con Mujer, para ver si existe alguna transmisión intergeneracional desde el lado del padre en España. Esto corresponde a la ecuación [3] de la Sección 3. La Tabla 11 presenta los resultados.

Tabla 11. El Impacto de la Situación Laboral de los Padres en los Resultados en España

| | Media | 25th | 75th |
|------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 1. Mujer | -42,54*** (4,05) | -47,44*** (4,75) | -43,18*** (4,93) |
| 2. Madre Participa | 1,54 (2,51) | -1,07 (2,92) | 3,34 (2,98) |
| 3. Mujer*Madre Participa | 8,37*** (3,49) | 10,06*** (4,13) | 7,95** (3,92) |
| 4. Padre trabaja TCompleto | 0,69 (2,62) | -3,36 (3,01) | 2,54 (3,15) |
| 5. Mujer*Padre TCompleto | 4,94 (3,68) | 5,32 (4,26) | 3,78 (4,33) |
| 6. Efecto Neto en chicas : [2]+[3] | 9,91*** (2,46) | 8,99*** (3,12) | 11,29*** (2,89) |
| R² | 0,402 | 0,237 | 0,226 |

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Se incluyen controles individuales, variables de colegio y efectos fijos regionales. Castilla-León se toma como región de referencia. Se usan los pesos finales de los estudiantes en las estimaciones. Observaciones: 19.695.

Varios aspectos deben ser resaltados. En primer lugar, se encuentra un coeficiente positivo y significativo de la interacción de Mujer con Madre Participa tanto en la media como en los diferentes cuantiles de la distribución. Más importante aún, estos coeficientes son mucho mayores que los correspondientes a la estimación internacional en todos los casos – Véase Tabla 6. Esto sugiere que la transmisión intergeneracional de roles de género de madres a hijas es más fuerte entre las familias españolas. Sin embargo, la reducción de la brecha es muy similar – va del 20 al 23 por ciento, según la estimación; esto se debe a que en España la brecha de género en matemáticas es más alta. En segundo lugar, el coeficiente de Madre Participa que refleja el impacto de esta variable sobre los chicos (dado que la interacción con Mujer ya está incluida) no es significativa, lo que refleja que los resultados de los chicos españoles no se ven afectados por la situación laboral de sus madres. Como encontrábamos en la sección anterior, el hecho de que la interacción de Padre Tiempo Completo con Mujer no sea significativa indica que no existe una transmisión específica de padres a hijas. Por último, las estimaciones por cuantiles no revelan diferencias significativas en el impacto de las actitudes hacia los roles de género a través de la distribución de resultados para el caso español.

Finalmente, nos centramos en el mecanismo de transmisión, como antes, tratando de examinar si existe un efecto diferencial de Madre Participa en el desempeño de las chicas en función del nivel educativo de las madres. Se incluye un indicador de educación universitaria/no universitaria de la madre, así como su situación con respecto a la participación laboral. En contraste con los resultados de la sección anterior, la transmisión de roles de género en España la llevan a cabo fundamentalmente las madres con educación superior, ya que las chicas cuyas madres participan en el mercado laboral y, además, tienen educación universitaria obtienen 8,41 puntos más en la prueba de matemáticas, lo que equivale a un 23 por ciento de reducción de la brecha de género.

6. CONCLUSIONES

Durante más de una década, los investigadores han prestado atención a las diferencias de género en las primeras etapas de la vida (Goldin, 1994; Hausmann et al. 2008) como posibles indicadores de las desigualdades de género en etapas más tardías de la vida, más específicamente, en el mercado de trabajo. Dos ejemplos de estas desigualdades de género en fase inicial son: (i) el bajo rendimiento de las chicas con respecto a los chicos en matemáticas en las pruebas de PISA, que los estudiantes realizan cuando tienen alrededor de 15 años de edad, y (ii) la escasa representación de las mujeres en carreras técnicas como ingeniería y matemáticas. Ambos hechos han sido comúnmente observados en los países más industrializados, y de hecho tienden a estar correlacionados. Por otra parte, estas diferencias de género afectan claramente a las carreras profesionales posteriores y pueden ayudar a explicar las diferencias de género observadas en el mercado de trabajo en términos de salarios, promoción, estabilidad laboral y status. Algunos sostienen que la naturaleza (nature) es el principal determinante de esas diferencias de género tempranas. Sin embargo, otra línea de investigación - la hipótesis de estratificación social - sostiene que normas sociales de género podrían estar detrás de estas diferencias. En este trabajo se sigue esta última línea de investigación y se analiza en qué medida el rendimiento de las chicas en matemáticas mejora en sociedades más igualitarias en términos de género, entendiendo por sociedades bien países o incluso regiones dentro de un mismo país. Por otra parte, la transmisión intergeneracional de las actitudes hacia los roles de género ha sido un foco de interés de parte de las investigaciones recientes sobre el mercado de trabajo. Tener una madre que trabaja influye fuertemente no sólo en el comportamiento de los hijos/hijas, sino también en sus concepciones sobre los roles de género. Sin embargo, el papel de la cultura y sus implicaciones en el comportamiento intergeneracional está relativamente inexplorado en

estudios empíricos sobre el rendimiento escolar. Y es este uno de los aspectos con los que contribuimos en este estudio.

Hacemos uso de la última ola disponible de la encuesta de PISA (2009), que proporciona información sobre el rendimiento de los estudiantes de ambos sexos pertenecientes a 63 países de la OCDE y asociados. Con este conjunto de datos, damos soporte empírico a la hipótesis de estratificación social de género a nivel internacional y ampliamos el análisis para relacionar las normas sociales con las diferencias de género en las puntuaciones en matemáticas en todas las regiones de un mismo país, lo que constituye un marco institucional más homogéneo. Hacemos uso de la variación regional en España, ya que es el único país de PISA 2009, donde la desagregación regional permite realizar el análisis regional. Por otra parte, se investiga si las actitudes hacia los roles de género dentro de la familia se transmiten de generación en generación, y se miden las consecuencias de dicha transmisión cultural en términos de logro académico de los chicos.

A modo descriptivo, encontramos que en la mayoría los países participantes de PISA 2009 y en todas las regiones de España hay una diferencia de género significativa tanto en matemáticas como en lectura. En particular, las chicas obtienen peores resultados que los chicos en matemáticas y mejores en la lectura. Estas brechas se ven agravadas en perjuicio de las chicas entre los estudiantes con las mejores puntuaciones. Los ejercicios de estimación se centran en las diferencias de género en matemáticas dada la naturaleza de las cuestiones de análisis y la alta correlación observada entre las dos competencias.

Con el fin de probar la hipótesis de estratificación social de género se construyen una serie de medidas de igualdad de género, tanto a nivel de país como de región, algunas de las cuales ya han sido utilizadas en la literatura previa, lo que ayuda a validar las nuevas medidas introducidas. Encontramos una correlación positiva y significativa entre los indicadores y la brecha de género en matemáticas, lo que sugiere que en sociedades más igualitarias de género - ya se trate de países o de regiones dentro de un país - las chicas reducen la brecha en matemáticas. Esta relación es más evidente entre los países que entre las regiones españolas.

En segundo lugar, encontramos que la actitud hacia los roles de género den-

tro de la familia, medida por el grado de participación laboral de las madres, afecta de manera positiva al rendimiento de las chicas en matemáticas, lo que sugiere cierta transmisión intergeneracional de las identidades de género de madres a hijas, un efecto que es más fuerte para las chicas en el extremo inferior de la distribución de resultados. Este efecto es más fuerte en los países con una baja participación laboral femenina (por debajo de la media), y por lo tanto en sociedades donde estas madres “marcan la diferencia” en cuanto a los roles de género en relación con sus homólogas. Curiosamente, tal transmisión es aún más fuerte cuando restringimos el análisis a España, que pertenece al grupo de países participantes con baja participación laboral de la mujer. Además, un resultado muy interesante que se desprende del trabajo es que en España la transmisión la realizan fundamentalmente las madres universitarias que participan en el mercado laboral. Sin embargo, no encontramos efectos diferenciales significativos por sexo de tener un padre que trabaja a tiempo completo, ni a nivel de países ni de regiones en España, lo que indica que no hay transmisión diferencial desde el lado del padre.

Una interpretación posible de la transmisión intergeneracional encontrada, que ha ganado popularidad en los últimos diez años (Bertrand, 2010) se basa en la noción de que las decisiones de los agentes son impulsadas por una identidad de género que indica lo que es apropiado que hagan los hombres y las mujeres. Por lo tanto, las madres que participan en el mercado laboral rompen de alguna manera con la visión tradicional de que los hombres trabajan fuera y las mujeres se quedan en casa - con mucha más intensidad en sociedades donde la participación de las mujeres no es algo tan común. Con esta actitud las madres transmiten a sus hijas cierta ruptura con los roles de género más tradicionales, lo que hace que sus hijas sientan que ellas también pueden competir en esos temas a priori más dirigidos o pensados para los varones. En última instancia, conduce a las chicas el desarrollo de mejores habilidades matemáticas reduciendo, por tanto, la brecha con los chicos en matemáticas. Otra de las posibles interpretaciones vendría dada por las diferencias en el esfuerzo en el colegio entre las chicas cuyas madres tienen diferentes niveles de participación en el mercado de trabajo, pero lamentablemente no podemos probar esta hipótesis debido a la falta de información adecuada sobre el esfuerzo y teniendo en cuenta el problema de endogeneidad potencial asociado a las características no observables de las madres y las hijas.

7. REFERENCIAS

- [1] Basu A. (2002). “Why Does Education Lead to Low Fertility? A Critical Review of Some of the Possibilities”. *World Development*, 30, 1779-1790
- [2] Baker, D. P. & Jones, D. P. (1993). “Creating gender equality: Cross national gender stratification and mathematical performance”. *Sociology of Education*, (66) 91–103.
- [3] Bertrand, M. (2010). “New Perspectives on Gender” Chapter 17 *Handbook of Labor Economics*, Volume 4b.
- [4] Bratti, M., Checchi, D. & Filippin, A. (2007). “Geographical differences in Italian students’ mathematical competencies: evidence from PISA 2003”, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia* (66) 3: 299-333.
- [5] Burt, K.B. & Scott, J. (2002). “Parent and Adolescent Gender Role Attitudes in 1990s in Great Britain”, *Sex Roles*, 46, 239-45.
- [6] Cecci, S. and W. Williams (2007), “Why Aren’t More Women in Science?”, *American Psychological Association*, Washington, US.
- [7] Ciccone, A. & Garcia-Fontes, W. (2009). “The quality of the Catalan and Spanish education systems: A perspective from PISA”, *IESE Research Papers D/810*, IESE Business School.
- [8] De la Rica, S. & A. Glez de San Román (2012). “Determinantes de las diferencias regionales en el rendimiento académico en España”. *Monografía Fundación BBVA*
- [9] Doepke, M. & Tertilt, M. (2009). “Women’s Liberation: What Was in It for Men?” *Working paper*.
- [10] Dollar, D. & Gatti, R. (1999). “Gender Inequality, Income and Growth: Are Good Times Good for Women?”, *Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series No. 1*, World Bank, Washington.
- [11] Farré, L. & Vella, F. (2012). “The Intergenerational Transmission of Gender Role Attitudes and Its Implications for Female Labor Force Participation”. *Forthcoming Economica*

- [12] Fernandez, R. Flogi, A. & C.Olivetti (2004). “Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics”. *Quarterly Journal of Economics*, 119, 1249-99.
- [13] Fortin, N. (2005). “Gender Role Attitudes and the Labour-Market outcomes of Women across OECD countries”. *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 21 nº 3.
- [14] Fryer, R. & Levitt, S. (2009). “An Empirical Analysis of the Gender Gap in Mathematics.” *American Economic Journal: Applied Economics*.
- [15] Fuchs, T. & Woessmann, L. (2007). “What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-Examination Using PISA Data”, *Empirical Economics*, No. 32 (2), pp. 433-464.
- [16] Gallager, A.M. & J.C. Kaufman. (2005). “Gender differences in mathematics: An integrative psychological approach”. NY: Cambridge University Press, pp.316-332.
- [17] Goldin, C. (1994). “The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History.” In T. P. Schultz, ed., *Investment in Women’s Human Capital and Economic Development*. Chicago, IL. University of Chicago Press, pp. 61-90
- [18] Guiso, L., Monte, F., Sapienza, P. & Zingales, L. (2008). “Culture, Gender and Math”. *Science*, 320(5880): 1164-1165.
- [19] Hausmann, R., Tyson, L. & Zahidi, S. (2008). “The Global Gender Gap Report 2009”. Geneva, Switzerland: World Economic Forum.
- [20] Klassen, S. (2002). “Low Schooling for Girls, Slower Growth for All? Cross Country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development”. *World Bank Economic Review*, 16, 345-373.
- [21] Kucian, K., T. Loenneker, T. Dietrich, E. Martin & M. Von Aster. (2005). “Gender differences in brain activation patterns during mental rotation and number related cognitive tasks”. *Psychology Science*, Vol. 47, pp. 112-131.
- [22] Lawton, C.A. & Hatcher, D.W. (2005). “Gender differences in integration of images in visuospatial memory”, *Sex Roles*, 53(9-10), pp. 717-725.
- [23] Peri, G. & M. Anneli (2012). “Non-Academic Skills, Choice of Partner and Peer/Teacher effects as determinant of the Gender Gap in the choice of College Major” In Boeri, T. (Ed), *Gender Gap in the Labor Market among Highly Educated: The role of Discrimination, Family and College Major*, Forthcoming, 2013
- [24] Riegle-Crumb, C. (2005). “The cross-national context of the gender

gap in math and science”. In L. Hedges & B. Schneider (Eds.), *The social organization of schooling* pp. 227–243.

- [25] Singer, J. M. & J. E. Stake (1986). “Mathematics and self-esteem: Implications for women’s career choice”. *Psychology of Women Quarterly* 10:339-352.
- [26] Spelke, E.S (2005). “Sex differences in intrinsic aptitude for mathematics and science? A critical review”. *American Psychologist* 60(9), 950-958.
- [27] Schultz, T.P. (2002). “Why Governments Should Invest More to Educate Girls”. *World Development*, 30, 207-225.

8

TIEMPO DE ESTUDIO Y RENDIMIENTO ACADÉMICO EN PISA¹

Zoë Kuehn²

Universidad Autónoma de Madrid

Pedro Landeras³

FEDEA

1. INTRODUCCIÓN

Varios programas internacionales para evaluar sistemas educativos (TIMSS - Trends in International Mathematics and Science Study-, PISA -Programme for International Student Assessment-, etc.) han demostrado que países con un gasto educativo similar se comportan, sin embargo, de manera muy diferente si se comparan en términos de rendimiento educativo. Es un hecho importante, pues como han señalado Hanushek y Woessmann (2010) existe una relación positiva entre el crecimiento tendencial de una economía y el rendimiento educativo de su población. En este sentido, el desempeño educativo de España es motivo de preocupación. A pesar de que el gasto en educación primaria y secundaria en nuestro país es muy similar a la media de la OCDE, el rendimiento de los alumnos españoles en todos los estudios PISA ha sido inferior a la media (véase OCDE (2010), OCDE (2007), OCDE (2004a) y OCDE (2004b))⁴.

¹ Este trabajo forma parte de un proyecto de investigación financiado por la Fundación Ramón Areces (Ayudas a la Investigación en Ciencias Sociales). Agradecemos a Ainhoa Aparicio Fenoll, Raquel Vegas y Brindusa Anghel sus comentarios y su ayuda, así como a los participantes del XX Encuentro de la Asociación de la Economía de Educación celebrado en Oporto. En este encuentro, una versión previa del presente trabajo recibió el Premio “María Jesús San Segundo” al mejor artículo escrito por autores jóvenes.

² Universidad Autónoma de Madrid. Departamento de Análisis Económico: Teoría Económica e Historia Económica. C/ Francisco Tomás y Valiente, 5. 28049 Madrid, España; email: zoe.kuehn@uam.es

³ Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA). C/Jorge Juan, 46. 28001 Madrid, España; email: planderas@fedea.es

⁴ En 2008 en España el gasto por alumno en educación primaria y secundaria equivalía al 20% y 26% del PIB per cápita respectivamente, gastos muy similares a la media de los países miembros de la OCDE; 20% y 27% (Banco Mundial (2011)).

El gasto en educación representa, sin embargo, sólo uno de los muchos factores que pueden determinar una parte del éxito/fracaso académico de los jóvenes. En este trabajo de investigación ponemos el acento en el análisis de un factor básico de todo proceso de aprendizaje y que condiciona el rendimiento escolar: el tiempo de estudio.

Desde los trabajos pioneros de Schultz (1960), Becker (1962) y Ben-Porath (1967), que formularon por primera vez una función de producción educativa, incluyendo como input el tiempo dedicado al estudio, se han producido avances importantes en la teoría de la producción de educación⁵. Estos avances, aparte de considerar el esfuerzo individual del alumno como factor explicativo de su rendimiento, han sugerido interdependencias del esfuerzo con aspectos del entorno familiar (véase Lin y Lai (1996), Kuehn y Landeras (2012) o Albornoz et al. (2011)), y del entorno escolar (véase Correa y Gruver (1987) o De Fraja y Landeras (2006))⁶.

A pesar de que el esfuerzo y el tiempo de estudio son elementos incorporados en trabajos teóricos sobre educación, una gran parte de la literatura empírica ha ignorado, sin embargo, la relación entre esfuerzo y rendimiento educativo. La atención se ha dirigido, sobre todo, al estudio de los posibles efectos del entorno escolar en el rendimiento educativo (ratios profesor-alumno, financiación escolar, competencia entre escuelas, diferentes métodos pedagógicos, calidad del profesorado, etc.), siendo la evidencia más bien ambigua⁷.

Este olvido de los estudios empíricos por el esfuerzo se debe, por un lado, a

⁵ Si bien el enfoque de los tres autores era la educación universitaria donde los costes de oportunidad de estudiar se medían en términos de ingresos no percibidos, la noción de tiempo de estudio como un insumo clave para la producción de la educación se puede extender fácilmente a cualquier tipo de educación mediante la interpretación del ocio no percibido como coste de oportunidad (véase Costrell (1994) para un modelo donde la función de producción educativa es una función negativa del ocio del alumno).

⁶ Correa y Gruver (1987) analizan la interacción entre profesor y alumno en un marco de teoría de juegos. De Fraja y Landeras (2006) prueban que un aumento en los incentivos y de la competencia entre escuelas puede reducir el esfuerzo de los estudiantes. Por otro lado, el trabajo de Lin y Lai (1996) muestra que si el ocio es un bien normal y a los estudiantes se les otorga recompensas monetarias por su rendimiento académico, los alumnos ejercen menos esfuerzo. Kuehn y Landeras (2012) demuestran que la interacción entre esfuerzo y entorno familiar está relacionado con la aversión al riesgo del alumno. Albornoz et al (2011), estudian un modelo en el que los esfuerzos de estudiantes, padres y profesores aumentan con el talento medio del aula.

⁷ Por ejemplo, Bressoux et al. (2004) y Angrist y Lavy (1999) encuentran que un mayor ratio alumno/profesor afecta negativamente al rendimiento, mientras Woessmann y Fuchs (2008) o Anghel y Cabrales (2010) no hallan efectos importantes. Los resultados en Rivkin et al. (2005) o Aaronson et al. (2007) parecen indicar la importancia de la calidad del profesorado frente al tamaño de la clase. Gibbons et al. (2008), por otro lado, mide el efecto de la competencia entre las escuelas sobre el rendimiento académico y encuentra que es despreciable, mientras que Hoxby (2000) estima que es positivo y significativo.

las limitaciones de los datos. Por ejemplo, en el estudio TIMSS, son los profesores y no los alumnos quienes reportan información sobre las tareas de deberes, constituyendo, por tanto, una estimación del tiempo necesario para hacer la tarea asignada y no una medida del tiempo de estudio efectivo. Por otro lado, la dificultad de obtener una medida independiente del esfuerzo y la falta de buenos instrumentos en la mayoría de bases de datos plantea problemas de habilidad no observada y de causalidad invertida que surgen generalmente a la hora de regresar el tiempo de estudio sobre el rendimiento académico.

Debido a lo anterior sólo unos pocos estudios empíricos en la literatura económica han medido el esfuerzo escolar y estimado su efecto sobre el rendimiento académico. Un caso reciente es el trabajo de Eren y Henderson (2011) que utilizan la opinión de los maestros sobre si el libro de texto utilizado ofrece buenas sugerencias sobre deberes, como una medida independiente del tiempo empleado en hacerlos, y hallan un efecto positivo sobre el rendimiento en matemáticas. Otros ejemplos son: Bonesronning (2004) que encuentra, para las escuelas secundarias noruegas, que el esfuerzo de los padres en la educación de los hijos disminuye a medida que aumenta el número de alumnos por aula; Cooley (2010) estima cuánto influye en el rendimiento de un alumno el esfuerzo y el rendimiento de los compañeros de clase; por su parte, el artículo de De Fraja et al. (2010), encuentra, para el Reino Unido, que el esfuerzo de los padres es incluso más decisivo que el del propio alumno o el del centro educativo en la determinación de su rendimiento académico; el trabajo de Stinebrickner y Stinebrickner (2008) utiliza información sobre si los compañeros de habitación tienen juegos de ordenador o consolas de video como instrumento para el tiempo de estudio individual, y encuentran que más horas de estudio pueden compensar una menor habilidad de alumno. Finalmente, otro artículo interesante es Metcalfe et al. (2011), que utiliza un aumento exógeno en el valor del ocio debido a la celebración de torneos internacionales de fútbol cada dos años, para estimar el efecto que tiene una reducción del esfuerzo sobre el rendimiento académico.

Nuestro trabajo avanza en este campo de investigación. Presentamos un estudio empírico considerando varios países en el que utilizando datos PISA analizamos el tiempo que los alumnos dedican al estudio (en horario lectivo, haciendo deberes en casa y asistiendo a clases particulares) y las posibles

interdependencias con el entorno escolar y familiar. Además, estimamos un efecto causal del tiempo de estudio en el rendimiento académico.

Nuestra investigación está relacionada, asimismo, con la literatura empírica que utiliza datos PISA para explicar las diferencias en resultados educativos. Tal es el caso de Fuchs y Woessmann (2007), que utilizan datos PISA 2000 y estiman una función de producción educativa lineal para todos los países participantes, encontrando, en particular, que los factores institucionales del sistema educativo de un país pueden explicar diferencias en el rendimiento de los alumnos. En otro trabajo, Ciccone y García-Fontes (2008) hallan que el bajo nivel educativo de los padres de los alumnos españoles puede explicar en parte su menor rendimiento escolar inferior al promedio PISA. También relacionado con nuestro trabajo, Lavy (2010), con datos PISA 2006 encuentra que el efecto de una hora adicional de tiempo de clase sobre el rendimiento es significativamente positivo y mayor en países desarrollados. No obstante, a diferencia de nuestro trabajo, el autor no tiene en cuenta el tiempo dedicado al estudio fuera del aula.

Entre los estudios que sí incluyen en su análisis el tiempo de estudio fuera del aula cabe mencionar Kotte et al. (2005), y Rindermann y Ceci (2009). El primero rechaza la hipótesis de que diferencias en rendimiento entre estudiantes alemanes y españoles pueden explicarse por diferencias en el tiempo de estudio dedicado a hacer deberes. El segundo analiza los resultados de tres estudios PISA (2000, 2003 y 2006) y encuentra que, en una comparación entre países, existe una relación negativa entre el esfuerzo medio del alumno (horas de deberes) y el rendimiento académico del país. Para explicar dicho resultado, los autores proponen dos interpretaciones distintas del esfuerzo: i) a nivel individual, donde la dedicación a los deberes tiene un efecto positivo sobre el crecimiento cognitivo, y ii) a nivel país, donde muchas horas de estudio dedicado a la realización de deberes indica una baja calidad de las instituciones educativas que delegan una parte importante de su responsabilidad formativa en padres y alumnos. Finalmente, un informe de la OCDE (2011), señala que los estudiantes que pasan hasta cuatro horas adicionales a la semana haciendo tareas tienden a obtener mejores resultados que aquellos que pasan menos tiempo en esas actividades; si bien más allá de cuatro horas a la semana, no necesariamente se traduce en más rendimiento. Estos estudios, sin embargo, a diferencia del nuestro, solamente

presentan correlaciones y no abordan los problemas de habilidad no observada o causalidad invertida, por lo que no cabe interpretar sus resultados como causales.

En este sentido, no nos consta que exista otro estudio aparte del que aquí desarrollamos que centre su atención, desde un punto de vista empírico, y de manera particular, en el tiempo de estudio, en sus diferentes facetas, que busque establecer una relación causal entre dicho esfuerzo y el rendimiento académico usando datos de PISA 2006. Para ello, nos fijamos en los siguientes países: España; los tres países OCDE que obtuvieron mejor clasificación: Finlandia, Corea del Sur y Canadá; los tres países con peor rendimiento en PISA: México, Grecia y Turquía; y la media de la OCDE.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección segunda presentamos la base de datos del estudio PISA 2006 y ofrecemos algunas estadísticas descriptivas para los siete países considerados. En la sección tercera caracterizamos desde un punto de vista descriptivo el tiempo de estudio medio de alumnos en dichos países relacionándolo con los resultados de la prueba PISA. Cuantificamos tanto el tiempo medio semanal dedicado al estudio de Matemáticas, Ciencias y Lectura, como cada uno de sus componentes (tiempo en clases lectivas, realizando deberes y el tiempo en clases privadas). También consideramos el peso de cada uno de estos componentes en el tiempo total de estudio semanal. Así, primero indagamos si existen diferencias entre países y, después, en un análisis a nivel de país exploramos la relación entre esfuerzo y rendimiento, así como sus interdependencias con aspectos del entorno familiar y escolar del alumno.

En la sección cuarta estimamos el efecto causal del tiempo de estudio y de factores familiares y escolares sobre el rendimiento del alumno para la materia de Ciencias. En concreto, se ha considerado una estimación de variables instrumentales para eliminar posibles relaciones de causalidad invertida entre el tiempo de estudio individual y los resultados en PISA. Nuestra estimación también incluye efectos fijos a nivel escuela para así poder controlar las posibles diferencias del entorno escolar y familiar. En la última sección resumimos las principales conclusiones.

2. DATOS

2.1 Base de datos

Para nuestro análisis utilizamos datos PISA elaborados por la OCDE. PISA evalúa a alumnos de 15 años, independientemente del curso en el que se encuentren. Las materias de la prueba son Matemáticas, Ciencias y Lectura. Además, PISA administra cuestionarios individuales para alumnos, escuelas y, en algunos países, para padres. De esta forma PISA no sólo recoge información acerca del rendimiento académico de los alumnos sino también de sus hábitos de estudio, sus intereses y su entorno familiar e escolar.

El estudio PISA se ha realizado hasta ahora en los años 2000, 2003, 2006 y 2009. Los tres primeros estudios incluyen la variable “tiempo dedicado al estudio”, que es facilitado por los alumnos en la prueba, pero sólo PISA 2006 proporciona información para cada materia diferenciando entre: i) tiempo de estudio en horario lectivo; ii) tiempo de estudio dedicado a hacer deberes en el hogar; y iii) tiempo de estudio en clases particulares. Debido a esta mayor riqueza en los datos, nos hemos decantado por utilizar PISA 2006 en nuestro análisis.

En este año la prueba PISA utilizó muestras de entre 4.000 y 30.000 alumnos por país en los 30 países OCDE, así como en 27 países no-OCDE. Nuestro análisis se centra, en su mayor parte, en los resultados de siete países: España, los tres países que obtuvieron mejor clasificación: Finlandia, Corea del Sur y Canadá; y los tres países de la OCDE con peor rendimiento en PISA: México, Grecia y Turquía. Para la prueba se diseñaron trece cuestionarios diferentes, cada uno con diferentes combinaciones de las tres materias, que fueron asignados de forma aleatoria a aproximadamente 35 alumnos en las escuelas seleccionadas. Aunque no todos los cuestionarios contenían ele-

mentos de las tres materias, a todos los alumnos se les pidió que resolviesen algunos ejercicios de Ciencias, la materia principal de PISA 2006⁸. Además del tiempo dedicado al estudio, también consideramos las características individuales de los alumnos como el género, la edad, la condición de inmigrante y si el alumno ha repetido un curso académico. En cuanto al entorno familiar nos fijamos en variables como la ocupación de los padres y años de escolaridad, así como toda la información disponible sobre bienes y pertenencias familiares. En cuanto a las características de las escuelas se ha considerado si el centro es público o privado.

2.2 Estadísticas Descriptivas

El Cuadro 1 proporciona algunas estadísticas descriptivas de los datos de PISA 2006 para los siete países considerados, así como para la media de la OCDE⁹.

En relación con el rendimiento académico, los alumnos finlandeses obtuvieron los mejores resultados en Matemáticas y Ciencias, mientras que los alumnos coreanos lo hicieron en Lectura, ocupando además el segundo puesto en Matemáticas. Los alumnos canadienses quedaron segundos en Ciencias y terceros en Lectura. Los alumnos mexicanos ocuparon el último lugar en todas las materias, mientras que los alumnos turcos y griegos ocuparon el penúltimo y antepenúltimo lugar, respectivamente. Los alumnos españoles se situaron por debajo de la media de la OCDE en todas las materias: puesto 24º en Matemáticas, 23º en Ciencias y 26º en Lectura.

El tiempo (medido en horas) que los alumnos dedican a estudiar en clase, en casa o en clases particulares en las diferentes materias muestra una gran variabilidad entre países. Mientras que los alumnos griegos pasan alrededor

⁸ Sin embargo, a todos los alumnos se les asigna una calificación en cada materia. Es importante tener en cuenta que los resultados PISA son valores estimados llamados valores plausibles que contienen los resultados de las pruebas así como toda información relevante obtenida de los cuestionarios. Estos valores estimados pretenden reflejar la distribución del rendimiento académico de un país en lugar del rendimiento individual del alumno. Para cada alumno y cada materia, PISA publica cinco valores plausibles (PV), lo que implica que valores medios y coeficientes se calculan cinco veces, mientras que las desviaciones estándar y los errores de regresiones resultan ser valores medios de 5x80 estimadores ponderados de manera diferente (véase OCDE (2009) para una descripción exacta del procedimiento técnico aplicado). En este trabajo, hemos seguido este procedimiento en todas nuestras estimaciones, excepto en la Sección 4.

⁹ En Finlandia, Corea, Turquía y Grecia alrededor de 4.000-5.000 alumnos en 150-200 escuelas participaron en la prueba. En el caso de España, Canadá y México las muestras oscilaron entre 20.000 y 30.000 alumnos en, aproximadamente, 600-1200 escuelas.

de 13 horas semanales de estudio en clase, los alumnos canadienses pasan en promedio más de 17 horas. El tiempo medio dedicado a hacer deberes en el hogar va desde algo más de 8,5 horas a la semana en Turquía, a poco más de 5 horas en Finlandia. Si nos referimos al tiempo dedicado a estudiar en clases particulares, los alumnos finlandeses son los que menos tiempo semanal le dedican: 1,8 horas, mientras que los alumnos griegos le dedican casi 8¹⁰. En el caso de España, los alumnos dedican algo más de tiempo a hacer deberes que la media OCDE (7,8 h. vs 7.3 h.), pero en cambio estudian menos horas en la escuela (13,7 h. vs 14,8 h.) y en clases particulares (3,0 h. vs 3,8 h.)

También hay una gran variabilidad respecto a la proporción de alumnos que han repetido un curso académico. En España, México y Turquía más del 40% de los alumnos han repetido al menos un curso, mientras que en Corea este hecho sólo afecta al 2% del alumnado¹¹. Respecto a la edad, dado que PISA evalúa alumnos de 15 años con independencia del grado que están cursando, la variación observada es relativamente pequeña.

En Canadá alrededor del 21% de los alumnos son inmigrantes de primera o segunda generación, mientras que en Grecia y España, aproximadamente, el 7% de los alumnos son inmigrantes. En Finlandia, Turquía, Corea y México estos representan menos del 3%.

Respecto a la ocupación de los padres, PISA propone el uso de la clasificación del estatus ocupacional, ISCO-88 establecido por la Organización Internacional del Trabajo (1990)¹². Para esta variable elegimos la clasificación ocupacional más alta entre los dos padres y observamos que, en todos los países considerados, los alumnos con padres con una cualificación alta son mayori-

¹⁰ Para transformar las respuestas sobre tiempo de estudio en variables continuas hemos seguido el informe de la OCDE (2011) asignando los siguientes valores a las respuestas: "Nada de tiempo" - 0; "menos de dos horas" - 1; "entre 2 y 4 horas" - 3; "entre 4 y 6 horas" - 5; "6 y más horas" - 7.

¹¹ PISA no proporciona información directa sobre si los alumnos han repetido curso, pero utilizando la fecha de nacimiento del alumno junto con información sobre la fecha de corte para la entrada en la escuela primaria de cada país, podemos calcular si un alumno se encuentra en un curso académico inferior respecto al que le correspondería de acuerdo con su edad (véase Bedhard y Dhuey (2006)).

¹² Según esta clasificación los individuos con ocupaciones tales como legisladores, altos funcionarios, gerentes, profesionales, técnicos y profesionales asociados se consideran pertenecientes al grupo de profesionales de alta cualificación. Los que trabajan como oficinistas, trabajadores de servicios y comerciales se agrupan como profesionales de cualificación semi-alta. Las ocupaciones como agricultores, pescadores y artesanos se clasifican como trabajadores cualificados. Las personas que trabajan como operadores de plantas y máquinas, montadores o en ocupaciones elementales son considerados trabajadores de baja cualificación.

Cuadro 1: Descriptivos: medias ponderadas (desviaciones estándar ponderadas)

| Países | España | Finlandia | Corea | Canadá | Media OCDE | México | Turquía | Grecia |
|--|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Puntos [Clasificación] | | | | | | | | |
| Matemáticas | 480(2.33) [24] | 548(2.30) [1] | 547(3.76) [2] | 527(1.97) [5] | 484(1.15) | 406(2.93) [30] | 424(4.90) [29] | 459(2.97) [28] |
| Ciencias | 488(2.57) [23] | 563(2.02) [1] | 522(3.36) [7] | 534(2.03) [2] | 491(1.17) | 410(2.71) [30] | 424(3.84) [29] | 473(3.23) [28] |
| Lectura | 461(2.23) [26] | 547(2.15) [2] | 556(3.81) [1] | 527(2.44) [3] | 484(1.04) | 410(3.06) [29] | 447(4.21) [28] | 460(4.04) [27] |
| Tiempo de Estudio (todas las materias) | | | | | | | | |
| Clase | 13.67(0.12) | 14.24(0.14) | 16.55(0.15) | 17.38(0.15) | 14.80(0.05) | 14.51(0.13) | 14.88(0.20) | 13.09(0.15) |
| Deberes | 7.83(0.10) | 5.17(0.08) | 6.59(0.09) | 7.15(0.14) | 7.32(0.04) | 8.47(0.11) | 8.61(0.11) | 7.83(0.10) |
| Clases particulares | 2.95(0.07) | 1.78(0.05) | 6.16(0.10) | 3.46(0.06) | 3.82(0.03) | 4.49(0.10) | 7.26(0.10) | 7.76(0.13) |
| Características Individuales | | | | | | | | |
| Repetidores | 40.12% | 4.99% | 2.02% | 14.98% | 6.73%** | 43.63% | 43.72% | 16.74% |
| Chicas | 49.44% | 50.35% | 49.30% | 49.74% | 49.55% | 51.88% | 45.30% | 49.74% |
| Edad | 15.82(0.07) | 15.65(0.01) | 15.76(0.01) | 15.84(0.00) | 15.78(0.00) | 15.68(0.01) | 15.90(0.01) | 15.72(0.00) |
| Inmigrante (1ª&2ª generación) | 6.92% | 1.55% | 0.02% | 21.15% | 9.06% | 2.41% | 1.49% | 7.55% |
| Características Padres | | | | | | | | |
| Profesionales cualificación alta | 40.00% | 56.47% | 67.74% | 66.60% | 53.63% | 32.85% | 36.13% | 53.97% |
| Profesionales cualificación semi-alta | 26.28% | 27.17% | 17.75% | 21.81% | 24.83% | 22.25% | 15.53% | 15.53% |
| Trabajadores cualificados | 23.30% | 11.16% | 9.50% | 6.01% | 13.24% | 23.85% | 35.51% | 16.85% |
| Trabajadores cualificación baja | 10.42% | 5.21% | 5.02% | 5.59% | 8.30% | 21.05% | 12.82% | 10.57% |
| Años de escolaridad | 11.12(0.11) | 14.46(0.05) | 13.25(0.06) | 14.76(0.04) | 12.87(0.03) | 10.42(0.12) | 8.59(0.12) | 13.24(0.10) |
| Tiene escritorio (no contestado %) | 98.19% (0.62%) | 94.60% (0.30%) | 97.76% (0.14%) | 87.15% (2.57%) | 88.98% (1.41%) | 79.08% (2.60%) | 84.09% (0.79%) | 96.00% (0.90%) |
| Tiene obras de literatura clásica (no cont. %) | 69.71% (1.11%) | 54.39% (0.83%) | 71.98% (0.35%) | 41.86% (3.1%) | 52.73% (2.56%) | 49.88% (3.27%) | 65.40% (1.05%) | 76.98% (1.52%) |
| Tiene software educativo (no cont. %) | 52.32% (1.77%) | 40.69% (1.21%) | 62.23% (0.99%) | 64.80% (3.2%) | 53.01% (2.89%) | 30.12% (4.00%) | 24.87% (1.72%) | 34.87% (4.78%) |
| Tiene más de 1 TV (no cont. %) | 91.61% (0.66%) | 87.80% (0.28%) | 61.30% (0.33%) | 91.65% (2.43%) | 84.68% (1.05%) | 67.71% (1.01%) | 50.10% (0.38%) | 89.91% (0.64%) |
| Entorno Escolar | | | | | | | | |
| Escuela Privada | 35.39% | 2.99% | 46.35% | 7.27% | 14.45% | 14.98% | 2.32% | 5.18% |
| Número de Escuelas | 686 | 155 | 154 | 896 | 9,093* | 1,14 | 160 | 190 |
| Número de Alumnos | 19,047 | 4,579 | 5,172 | 20,965 | 242,402* | 30,922 | 4,941 | 4,808 |

Notas: *Total OCDE; ** no incluye a EEUU por variación entre estados en edad de entrada a educación primaria

tarios. Mientras en Canadá y Corea estos suponen más del 65% (el 40% en el caso de España), en México y Turquía sólo alcanza algo más del 30%. Por otro lado, en España, Turquía o México más del 30% de los alumnos tienen padres con ocupaciones calificadas de trabajador cualificado o de cualificación baja (33%, 48% y 44%, respectivamente), en claro contraste con los alumnos de Canadá, Finlandia o Corea, que suponen algo menos del 15%.

En los siete países considerados alrededor del 80-90% de los alumnos tienen un escritorio y más de la mitad de los hogares tienen más de un televisor. Entre el 40% y el 70% de los alumnos tiene obras de literatura clásica en

sus hogares y entre 1/4 y 2/3 software educativo¹³. También existen diferencias entre países respecto a la presencia de escuelas privadas y concertadas, siendo más importante en España (35%), Corea (46%) y México (15%) en comparación con Finlandia (3%), Turquía (2%) o Grecia (5%).

3. EL TIEMPO DE ESTUDIO

3.1 Tiempo de estudio en diferentes países

Como ya se ha señalado, el tiempo total de estudio de los alumnos lo clasificamos en: i) tiempo de estudio en horario lectivo; ii) tiempo de estudio dedicado a hacer deberes en el hogar; y iii) tiempo de estudio en clases particulares. El Cuadro 2 muestra, de acuerdo con esta clasificación, medias nacionales de valores absolutos y fracciones del tiempo de estudio semanal para cada una de las tres materias examinadas en PISA.

Cuadro 2: Tiempo medio de estudio

| | Promedio semanal de horas (desviación estándar) dedicadas a [% del tiempo total]: | | | |
|--------------------|--|------------------|---------------------|------------|
| | Clase | Deberes | Clases particulares | Total |
| Matemáticas | | | | |
| España | 3.42(0.03) [58%] | 1.96(0.03) [30%] | 0.99(0.02) [13%] | 6.28(0.06) |
| Finlandia | 3.45(0.04) [71%] | 1.20(0.02) [23%] | 0.37(0.02) [6%] | 4.98(0.06) |
| Corea | 4.70(0.05) [57%] | 2.31(0.07) [22%] | 2.28(0.04) [21%] | 9.19(0.13) |
| Canadá | 4.50(0.04) [63%] | 1.97(0.03) [26%] | 0.94(0.02) [11%] | 7.25(0.07) |
| Media OCDE | 3.89(0.01) [57%] | 1.97(0.01) [29%] | 1.07(0.01) [16%] | 6.83(0.02) |
| México | 3.94(0.03) [55%] | 2.26(0.03) [32%] | 1.18(0.03) [14%] | 7.22(0.06) |
| Turquía | 3.82(0.06) [51%] | 2.31(0.05) [32%] | 2.08(0.05) [27%] | 8.07(0.14) |
| Grecia | 3.45(0.04) [49%] | 2.00(0.03) [25%] | 2.23(0.05) [26%] | 7.55(0.10) |
| Ciencias | | | | |
| España | 3.12(0.04) [59%] | 1.74(0.03) [31%] | 0.68(0.02) [11%] | 5.44(0.07) |
| Finlandia | 3.13(0.04) [71%] | 1.07(0.02) [23%] | 0.32(0.01) [6%] | 4.49(0.06) |
| Corea | 3.58(0.06) [67%] | 1.22(0.06) [19%] | 1.02(0.04) [14%] | 5.78(0.13) |
| Canadá | 4.00(0.04) [66%] | 1.55(0.03) [26%] | 0.55(0.01) [9%] | 5.96(0.06) |
| Media OCDE | 3.21(0.02) [60%] | 1.56(0.01) [29%] | 0.70(0.01) [13%] | 5.37(0.02) |
| México | 3.15(0.04) [49%] | 2.12(0.03) [37%] | 1.00(0.03) [15%] | 6.11(0.07) |
| Turquía | 2.86(0.09) [51%] | 1.64(0.05) [28%] | 1.35(0.05) [21%] | 5.77(0.18) |
| Grecia | 3.18(0.05) [48%] | 1.85(0.04) [26%] | 1.99(0.04) [26%] | 6.88(0.10) |
| Lectura | | | | |
| España | 3.60(0.03) [61%] | 1.89(0.03) [27%] | 0.58(0.02) [12%] | 5.97(0.05) |
| Finlandia | 3.13(0.05) [71%] | 1.13(0.02) [23%] | 0.36(0.01) [6%] | 4.60(0.07) |
| Corea | 4.48(0.04) [66%] | 1.40(0.03) [17%] | 1.45(0.04) [17%] | 7.25(0.09) |
| Canadá | 4.43(0.04) [66%] | 1.74(0.03) [24%] | 0.86(0.02) [11%] | 6.89(0.06) |
| Media OCDE | 3.84(0.01) [60%] | 1.78(0.01) [28%] | 0.92(0.01) [14%] | 6.44(0.02) |
| México | 3.73(0.04) [55%] | 2.06(0.03) [31%] | 1.10(0.03) [15%] | 6.72(0.07) |
| Turquía | 3.99(0.05) [55%] | 2.18(0.05) [26%] | 1.81(0.05) [23%] | 7.87(0.12) |
| Grecia | 3.18(0.04) [51%] | 1.94(0.03) [28%] | 1.63(0.03) [22%] | 6.62(0.08) |

¹⁴ Además, Las preguntas sobre pertenencias individuales o del hogar en el cuestionario del alumno en PISA son las siguientes: 1) ¿Tiene: (i) un escritorio, (ii) un lugar de estudio, (iii) una habitación, (iv) una computadora para tareas escolares, (v) software educativo, (vi) conexión a Internet, (vii) una calculadora, (viii) obras de literatura clásica, (ix) obras de poesía, (x) obras de arte, (xi) libros de texto, (xii) un diccionario, (xiii) un lavavajillas, (xiv) un reproductor de DVD ?; y 2) ¿Existe en su hogar: (xv) teléfonos móviles (cuántos), (xvi) televisores (cuántos), (xvii) computadoras (cuántas), (xviii) coches (cuántos)? Para una lista exhaustiva que incluye porcentajes de respuestas incompletas, véase el Cuadro A.1 del apéndice.

En España los alumnos pasan en promedio un total de cerca de 6 horas a la semana estudiando Matemáticas y Lectura (en cada materia) y media hora menos en Ciencias. En países con mejor rendimiento académico, como Corea del Sur y Canadá, los alumnos estudian más horas en las tres materias. En Finlandia, sin embargo, cuyos alumnos ocuparon el primer puesto en el ranking en Matemáticas y Ciencias, y el segundo puesto en Lectura, su tiempo de estudio resulta inferior al de los anteriores (incluido España). Si atendemos a lo que ocurre en los tres países peor clasificados de la OCDE (México, Turquía y Grecia), se observa que los alumnos dedican más horas a estudiar Matemáticas, Ciencias y Lectura que los alumnos canadienses, españoles o finlandeses, mejor clasificados en el ranking¹⁴. De los datos, parece desprenderse, por tanto, la ausencia de relación aparente entre tiempo de estudio y el rendimiento académico entre países.

El Gráfico 1 muestra tres diagramas de puntos con los resultados PISA 2006 y el tiempo medio total semanal dedicado al estudio para cada materia para los 57 países que participaron en la prueba¹⁵. Para esta muestra de países ampliada, se confirma también el resultado anterior.

Los datos del Cuadro 2 no tienen en cuenta, sin embargo, las diferencias en la duración del año escolar entre países (algunos países tienen más semanas lectivas que otros). Aún así, el resultado anterior no se ve alterado cuando consideramos el tiempo de instrucción total en el curso escolar. Tampoco se observa una relación clara entre el tiempo medio de instrucción anual y el rendimiento académico entre países.

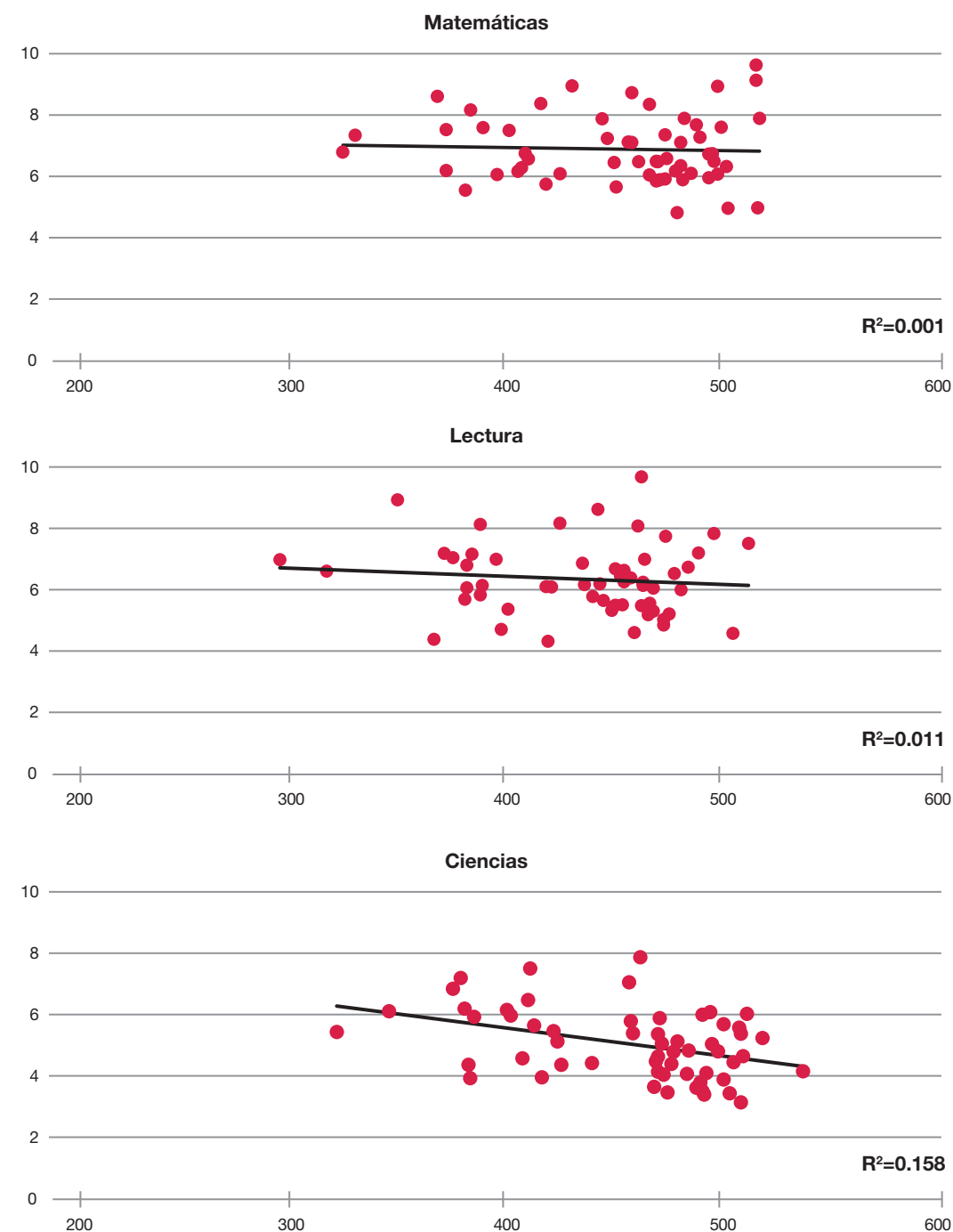
Sin embargo, esta relación sí se aprecia cuando nos fijamos en cómo los alumnos reparten su tiempo total de estudio entre las tres categorías señaladas. En contraste con los alumnos de los países peor clasificados (México, Turquía y Grecia), los alumnos de países con mejor rendimiento en PISA (Finlandia, Canadá y Corea) concentran una mayor proporción de su tiempo total de estudio, entre el 60-70%, en el centro escolar¹⁶. Esta relación positiva entre porcentaje de estudio en horario lectivo y rendimiento educativo se

¹⁴ También calculamos estadísticas para la media de la OCDE utilizando ponderaciones nacionales y considerando la OCDE como un gran país.

¹⁵ Véase el Cuadro A.2 del apéndice para el tiempo de instrucción promedio anual.

¹⁶ Corea es una excepción, ya que los alumnos coreanos pasan mucho tiempo de estudio en clases particulares. Véase Kim y Lee (2010) para un estudio sobre este aspecto.

Gráfico 1 Tiempo medio total de estudio y resultado PISA por país



manifiesta asimismo cuando se tienen en cuenta el conjunto de países que participaron en la prueba PISA 2006 (véase Gráfico 2).

En la distinción entre tiempo absoluto y tiempo relativo de estudio en el centro escolar, siguiendo la metodología OCDE (2011), cabe hacer cuatro grupos de países con respecto a la media OCDE: (i) países donde los alumnos pasan más tiempo de estudio relativo y absoluto en el centro escolar (Corea, Canadá), (ii) países donde los alumnos pasan menos tiempo absoluto, pero más tiempo relativo (Finlandia, España), (iii) países donde los alumnos pasan más tiempo absoluto pero menos tiempo relativo (Turquía, México), y, finalmente, (iv) países donde los alumnos pasan menos tiempo absoluto y relativo (Grecia).

Cuando atendemos al tiempo aplicado a la realización de deberes y al consagrado a clases particulares, observamos que los alumnos en los países que consiguen mejores resultados académicos, dedican menos tiempo absoluto y relativo a estas actividades, en comparación con los alumnos de los países peor clasificados (véase Gráficos A.1 y A.2 del apéndice). Esta observación concuerda con las conclusiones de Rindermann y Ceci (2009), que obtienen una correlación negativa entre países de $-0,22$ entre el tiempo medio empleado en hacer deberes en casa y los resultados de rendimiento de la prueba PISA.

3.2 Correlaciones a nivel país entre tiempo de estudio y rendimiento

El hecho de que al nivel internacional un mayor tiempo de estudio, en términos absolutos, no se relacione claramente con mejores resultados educativos puede deberse a factores institucionales que difieren entre países. Al considerar alumnos de un mismo país y, por tanto, instruidos en el mismo sistema educativo, cabría esperar algo más de luz en torno a dicha relación.

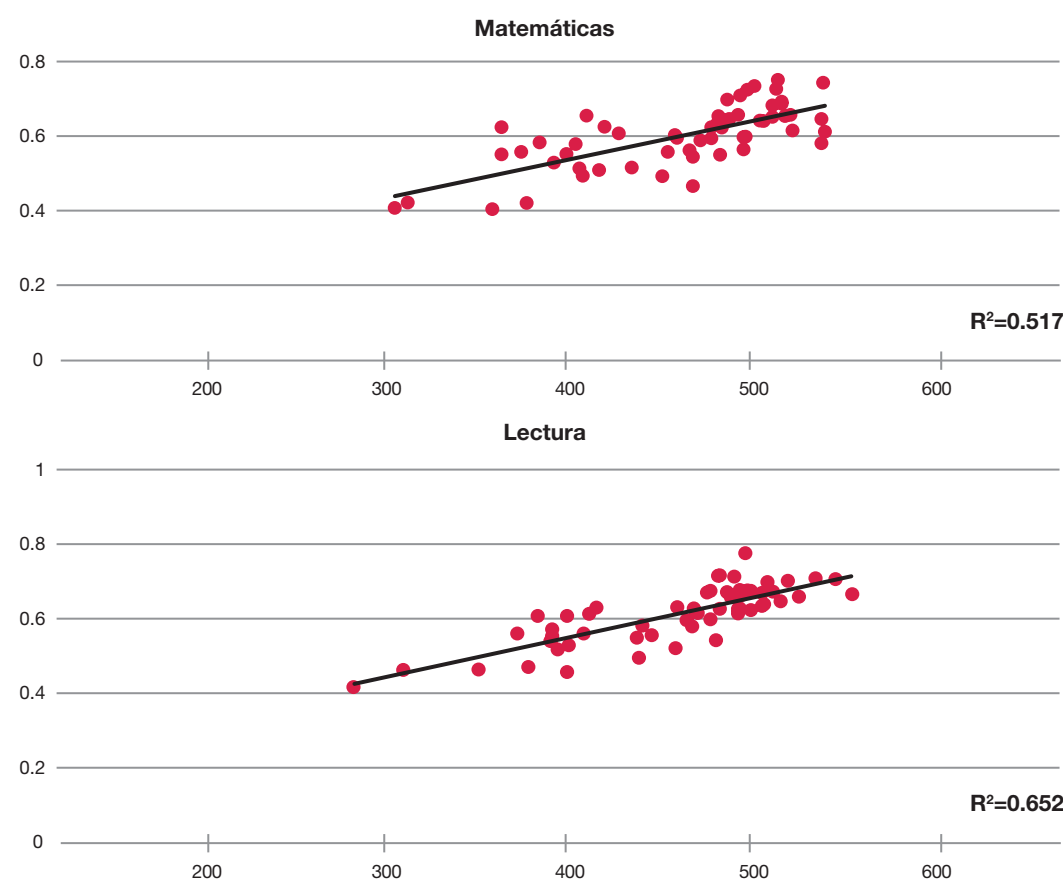
Efectivamente, a diferencia de lo observado entre países, a nivel país sí se aprecian correlaciones positivas entre tiempo total de estudio y rendimiento académico. Ello es válido para los siete países considerados y la media OCDE, y para todas las materias evaluadas, oscilando entre un $0,48$ en Matemáticas en Corea y un $0,03$ en Ciencias en México (véase Cuadro 3).

Distinguiendo entre los tres tipos de tiempos de estudio considerados, existe asimismo una correlación positiva, en todos los países, entre rendimiento

educativo y horas de estudio en el centro escolar (similares en un rango de $0,2-0,3$), por un lado, y horas haciendo deberes en el hogar, por otro (algo más variable, de $0,4$ a $0,01$, y relativamente alta en el caso de Corea, España, Grecia y Turquía)¹⁷.

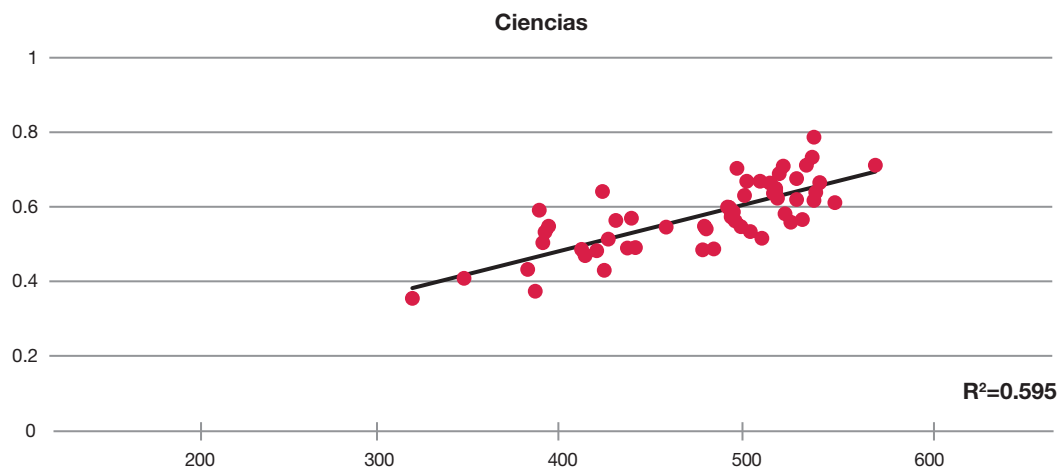
Por el contrario, a excepción de Corea, existe una correlación negativa entre horas de estudio en clases particulares y rendimiento académico (en torno a $-0,15$), lo que se debe muy probablemente al hecho de que en la mayoría de los países son precisamente los estudiantes menos talentosos los que con más frecuencia necesitan este tipo de refuerzo educativo.

Gráfico 2 Fracción media del tiempo de estudio total dedicado a horas de clase y resultado PISA por país



¹⁷ Para los 57 países OCDE y no-OCDE se observa que, a nivel país, a diferencia de lo observado entre países, las correlaciones entre rendimiento académico y tiempo de estudio en el centro escolar son más fuertes en términos absolutos que relativos (véase OCDE (2011)).

Gráfico 2 Fracción media del tiempo de estudio total dedicado a horas de clase y resultado PISA por país



Cuadro 3: PISA 2006: Correlaciones entre tiempo de estudio y resultado de PISA

| | Correlación Resultado PISA y horas semanales dedicado a: (Desviación estándar) | | | |
|--------------------|---|-------------|---------------------|------------|
| | Clase | Deberes | Clases particulares | Total |
| Matemáticas | | | | |
| España | 0.21(0.02) | 0.11(0.02) | -0.15(0.01) | 0.10(0.02) |
| Finlandia | 0.15(0.02) | 0.02(0.02) | -0.17(0.02) | 0.05(0.02) |
| Corea | 0.31(0.03) | 0.41(0.03) | 0.33(0.02) | 0.48(0.03) |
| Canadá | 0.20(0.01) | 0.04(0.01) | -0.18(0.01) | 0.08(0.01) |
| Media OCDE | 0.26(0.01) | 0.07(0.01) | -0.11(0.01) | 0.13(0.01) |
| México | 0.26(0.01) | 0.03(0.02) | -0.12(0.02) | 0.14(0.01) |
| Turquía | 0.35(0.02) | 0.23(0.02) | 0.24(0.02) | 0.35(0.02) |
| Grecia | 0.28(0.02) | 0.14(0.02) | 0.18(0.02) | 0.26(0.02) |
| Ciencias | | | | |
| España | 0.36(0.01) | 0.21(0.02) | -0.13(0.02) | 0.27(0.02) |
| Finlandia | 0.30(0.02) | 0.09(0.02) | -0.16(0.02) | 0.20(0.02) |
| Corea | 0.24(0.04) | 0.25(0.04) | 0.19(0.03) | 0.32(0.04) |
| Canadá | 0.28(0.01) | 0.12(0.01) | -0.12(0.01) | 0.20(0.01) |
| Media OCDE | 0.30(0.01) | 0.06(0.01) | -0.13(0.01) | 0.17(0.01) |
| México | 0.09(0.01) | 0.01(0.02) | -0.17(0.02) | 0.03(0.01) |
| Turquía | 0.43(0.03) | 0.26(0.02) | 0.29(0.03) | 0.41(0.03) |
| Grecia | 0.43(0.02) | 0.13(0.02) | 0.17(0.17) | 0.33(0.02) |
| Lectura | | | | |
| España | 0.23(0.02) | 0.10(0.02) | -0.27(0.01) | 0.08(0.02) |
| Finlandia | 0.15(0.02) | 0.10(0.02) | -0.16(0.02) | 0.08(0.02) |
| Corea | 0.26(0.02) | 0.22(0.02) | 0.20(0.02) | 0.33(0.02) |
| Canadá | 0.20(0.01) | 0.08(0.01) | -0.16(0.01) | 0.10(0.01) |
| Media OCDE | -0.06(0.01) | 0.03(0.01) | 0.08(0.01) | 0.01(0.01) |
| México | 0.20(0.02) | 0.01(0.02) | -0.17(0.02) | 0.08(0.02) |
| Turquía | 0.23(0.03) | -0.01(0.03) | -0.03(0.03) | 0.09(0.03) |
| Grecia | 0.29(0.02) | 0.08(0.01) | 0.04(0.02) | 0.19(0.02) |

3.3 Tiempo de estudio y niveles de competencia

La correlación negativa entre tiempo de estudio en clases particulares y rendimiento académico invita a analizar con más profundidad la relación entre tiempo de estudio y la potencialidad/capacidad de los alumnos. A tal fin, consideramos cuatro grupos de estudiantes en función del grado de rendimiento alcanzado: bajo, moderado, alto y excelente, y nos centramos en los dos niveles de competencia extremos¹⁸.

El Cuadro 4 muestra el tiempo medio de estudio, distribuido como viene siendo habitual, para estos dos grupos, según la materia. En general, lo que se observa, para casi todos los países objeto de estudio, incluido España, es que los alumnos con excelentes niveles de competencia dedican más tiempo de estudio en el centro escolar y haciendo deberes, que estudiantes que acreditan bajos niveles de competencia. Asimismo, tal y como sugiere la correlación negativa entre rendimiento y horas de estudio en clases particulares, son precisamente los alumnos con rendimiento bajo quienes más asisten a clases particulares, salvo algunas excepciones como Corea (en las tres materias) y Turquía y Grecia (en Matemáticas y Ciencias).

Por tanto, salvo en lo referido a las horas de estudio en clases particulares, los números del Cuadro 4 parecen sugerir una relación positiva y casi monótona entre rendimiento educativo y tiempo de estudio en los siete países analizados¹⁹.

Cuadro 4: PISA 2006: Tiempo de estudio y nivel de competencia

| Matemáticas | Horas semanales dedicadas a clase/deberes/clases particulares, según nivel de competencia | |
|-------------|---|----------------------------------|
| | Bajo (< 420) | Excelente (> 607) |
| España | 3.10(0.04)/1.81(0.04)/1.22(0.03) | 3.78(0.06)/2.14(0.05)/0.44(0.03) |
| Finlandia | 2.83(0.12)/1.17(0.09)/0.82(0.08) | 3.67(0.06)/1.24(0.03)/0.21(0.02) |
| Corea | 3.45(0.13)/1.01(0.09)/0.99(0.10) | 5.11(0.08)/3.42(0.14)/3.08(0.09) |
| Canadá | 3.51(0.10)/1.77(0.07)/1.38(0.06) | 4.98(0.07)/2.01(0.06)/0.59(0.04) |
| Media OCDE | 3.18(0.03)/1.84(0.02)/1.31(0.02) | 4.52(0.03)/2.26(0.03)/0.84(0.03) |
| México | 3.49(0.05)/2.20(0.05)/1.30(0.04) | 5.15(0.20)/2.48(0.33)/0.75(0.38) |
| Turquía | 3.22(0.07)/1.93(0.05)/1.65(0.05) | 5.19(0.14)/3.20(0.26)/3.05(0.21) |
| Grecia | 2.86(0.07)/1.77(0.06)/1.75(0.08) | 4.35(0.14)/2.76(0.14)/2.65(0.19) |

¹⁸ Véase OCDE (2010) para mayor detalle. Los resultados del análisis son válidos asimismo para todos los niveles de competencia.

¹⁹ El resultado anterior no se mantiene, sin embargo, cuando se emplean tiempos relativos en lugar de absolutos (véase el Cuadro A.3 del apéndice).

Cuadro 4: PISA 2006: Tiempo de estudio y nivel de competencia

| Horas semanales dedicadas a clase/deberes/clases particulares, según nivel de competencia | | |
|---|----------------------------------|----------------------------------|
| Ciencias | Bajo (< 409) | Excelente (> 632) |
| España | 2.31(0.05)/1.40(0.05)/0.90(0.04) | 4.65(0.10)/2.43(0.07)/0.28(0.04) |
| Finlandia | 2.15(0.13)/1.08(0.11)/0.75(0.12) | 3.79(0.07)/1.21(0.04)/0.20(0.03) |
| Corea | 2.84(0.11)/0.72(0.06)/0.56(0.06) | 3.98(0.23)/1.84(0.25)/1.38(0.17) |
| Canadá | 2.71(0.10)/1.21(0.06)/0.79(0.05) | 4.89(0.08)/1.79(0.06)/0.36(0.03) |
| Media OCDE | 2.35(0.04)/1.45(0.02)/0.93(0.02) | 4.32(0.04)/1.79(0.04)/0.43(0.02) |
| México | 3.00(0.06)/2.11(0.05)/1.20(0.04) | 4.43(0.56)/2.56(0.54)/0.57(0.21) |
| Turquía | 1.94(0.07)/1.25(0.04)/0.96(0.05) | 6.03(0.35)/3.05(0.49)/3.35(0.48) |
| Grecia | 1.99(0.07)/1.63(0.07)/1.51(0.07) | 4.77(0.19)/2.70(0.20)/2.52(0.25) |
| Lectura | Bajo (< 407) | Excelente (> 625) |
| España | 3.68(0.03)/1.94(0.03)/0.55(0.02) | 4.03(0.07)/2.06(0.07)/0.06(0.02) |
| Finlandia | 3.14(0.05)/1.14(0.02)/0.36(0.01) | 3.30(0.07)/1.30(0.05)/0.23(0.04) |
| Corea | 4.49(0.04)/1.41(0.03)/1.46(0.04) | 4.85(0.06)/1.85(0.07)/1.88(0.08) |
| Canadá | 4.46(0.04)/1.74(0.03)/0.85(0.02) | 5.01(0.09)/1.95(0.07)/0.48(0.05) |
| Media OCDE | 3.89(0.01)/1.78(0.01)/0.90(0.01) | 3.76(0.04)/1.86(0.03)/1.02(0.03) |
| México | 3.91(0.04)/2.05(0.03)/2.05(0.03) | 4.66(0.24)/2.02(0.21)/0.50(0.18) |
| Turquía | 4.07(0.05)/2.20(0.05)/1.83(0.05) | 4.36(0.15)/1.45(0.20)/1.12(0.19) |
| Grecia | 3.33(0.04)/1.98(0.03)/1.66(0.04) | 3.64(0.15)/2.10(0.16)/1.52(0.16) |

3.4 Tiempo de estudio y entorno familiar y escolar

El hecho de que un alumno alcance bajos o excelentes niveles de competencia: ¿guarda relación con aspectos de su entorno familiar y escolar? Los datos PISA (véase Cuadro A.4 del apéndice) sugieren que alumnos en escuelas privadas e hijos de padres nativos con ocupaciones profesionales de alta cualificación están representados de forma más que proporcional entre los grupos que acreditan mayores niveles de competencia en los siete países analizados y la media OCDE. Por ejemplo, mientras más de la mitad de los alumnos españoles con excelentes niveles de competencia estudian en una escuela privada o concertada, sólo alrededor de un tercio de los alumnos que menos rinde así lo hace. En Canadá el 30% de los alumnos con bajo rendimiento en Ciencias y Matemáticas son inmigrantes, frente al 20% entre los alumnos con excelentes niveles de competencia. En Finlandia alrededor del 70% de los alumnos con excelentes calificaciones y el 30% de los alumnos con bajo rendimiento en Ciencias y Matemáticas posee obras de literatura clásica en el hogar. Por último, en Turquía casi el 70% de los alumnos que acredita un nivel excelente de competencia tiene padres cuyas ocupaciones están clasificadas como profesionales de cualificación alta, siendo algo menos del 40% entre los que acreditan un bajo rendimiento.

Ante tan marcada relación entre rendimiento académico y diversos aspectos del entorno familiar e escolar, nos preguntamos si el rendimiento educativo

viene determinado principalmente por el tiempo de estudio o si las diferencias en rendimiento surgen por diversos factores familiares o del entorno escolar. En caso de que las diferencias en rendimiento resultaran ser fruto de diferencias en el tiempo de estudio individual, los resultados del Cuadro 4 podrían interpretarse como causales.

Los Cuadros 5 y 6, que muestran los tiempos de estudio medio en horario no lectivo (deberes y clases particulares) de los estudiantes, cuando estos se agrupan en función de sus características individuales (sexo, nativo-inmigrante), familiares (ocupación de los padres) y escolares (centro público-privado) indican, sin embargo, que éste no suele ser generalmente el caso²¹.

Cuadro 5: PISA 2006: Tiempo de estudio y características individuales

| | Horas semanales dedicadas al estudio individual [resultado PISA]: Deberes/clases particulares según grupo | | | |
|--------------------|--|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | Chicos | Chicas | Inmigrantes | Nativos |
| Matemáticas | | | | |
| España | 1.74(0.03)/0.93(0.03) [484] | 2.18(0.04)/1.06(0.05) [476] | 2.00(0.12)/0.89(0.08) [429] | 1.96(0.03)/1.00(0.02) [485] |
| Finlandia | 1.12(0.02)/0.42(0.02) [554] | 1.29(0.02)/0.32(0.02) [543] | 1.40(0.13)/0.76(0.17) [466] | 1.20(0.02)/0.36(0.02) [550] |
| Corea | 2.29(0.10)/2.30(0.08) [552] | 2.33(0.07)/2.25(0.07) [543] | | |
| Canadá | 1.73(0.04)/0.91(0.03) [534] | 2.21(0.04)/0.96(0.02) [520] | 2.47(0.08)/1.30(0.05) [524] | 1.84(0.02)/0.83(0.02) [531] |
| Media OCDE | 1.84(0.02)/1.09(0.01) [489] | 2.10(0.01)/1.05(0.01) [478] | 2.13(0.04)/1.25(0.03) [458] | 1.96(0.01)/1.05(0.01) [489] |
| México | 2.21(0.04)/1.25(0.04) [410] | 2.31(0.04)/1.11(0.04) [401] | 2.40(0.24)/1.43(0.18) [321] | 2.25(0.03)/1.16(0.03) [411] |
| Turquía | 2.15(0.05)/1.96(0.05) [427] | 2.50(0.07)/2.21(0.07) [421] | 1.85(0.37)/1.67(0.49) [456] | 2.32(0.05)/2.09(0.05) [425] |
| Grecia | 2.07(0.05)/2.21(0.07) [461] | 1.94(0.04)/2.25(0.06) [457] | 1.75(0.10)/1.31(0.10) [424] | 2.02(0.04)/2.31(0.06) [463] |
| Ciencias | | | | |
| España | 1.53(0.03)/0.67(0.03) [491] | 1.95(0.04)/0.69(0.03) [486] | 1.76(0.09)/0.64(0.05) [434] | 1.73(0.03)/0.68(0.03) [494] |
| Finlandia | 0.97(0.02)/0.36(0.02) [562] | 1.17(0.03)/0.29(0.01) [565] | 1.12(0.11)/0.52(0.10) [472] | 1.07(0.02)/0.32(0.01) [566] |
| Corea | 1.23(0.09)/1.09(0.06) [521] | 1.21(0.04)/0.95(0.05) [523] | | |
| Canadá | 1.35(0.03)/0.55(0.02) [536] | 1.76(0.03)/0.56(0.02) [532] | 2.05(0.06)/0.76(0.04) [524] | 1.42(0.02)/0.49(0.01) [541] |
| Media OCDE | 1.46(0.01)/0.74(0.01) [492] | 1.65(0.01)/0.66(0.01) [490] | 1.74(0.03)/0.82(0.02) [457] | 1.54(0.01)/0.68(0.01) [497] |
| México | 2.05(0.04)/1.07(0.03) [413] | 2.19(0.03)/0.95(0.03) [406] | 2.21(0.13)/1.63(0.31) [319] | 2.13(0.03)/0.98(0.03) [415] |
| Turquía | 1.55(0.05)/1.34(0.06) [418] | 1.75(0.07)/1.36(0.07) [430] | 1.36(0.25)/1.11(0.34) [440] | 1.66(0.05)/1.36(0.05) [425] |
| Grecia | 1.85(0.05)/1.99(0.05) [468] | 1.84(0.04)/1.99(0.05) [479] | 1.54(0.11)/1.40(0.12) [433] | 1.87(0.04)/2.04(0.04) [478] |
| Lectura | | | | |
| España | 1.64(0.04)/0.63(0.03) [443] | 2.14(0.04)/0.53(0.02) [479] | 1.89(0.09)/0.83(0.09) [415] | 1.89(0.03)/0.56(0.02) [465] |
| Finlandia | 0.95(0.02)/0.36(0.02) [521] | 1.32(0.03)/1.83(0.02) [572] | 1.22(0.13)/0.75(0.12) [490] | 1.13(0.02)/0.36(0.01) [549] |
| Corea | 1.37(0.04)/1.49(0.06) [539] | 1.44(0.04)/1.40(0.05) [574] | | |
| Canadá | 1.47(0.03)/0.78(0.02) [511] | 2.01(0.03)/0.95(0.03) [543] | 2.14(0.07)/1.12(0.05) [523] | 1.63(0.02)/0.79(0.02) [532] |
| Media OCDE | 1.58(0.01)/0.89(0.01) [466] | 1.98(0.01)/0.95(0.01) [502] | 1.92(0.04)/1.14(0.03) [455] | 1.76(0.01)/0.89(0.01) [488] |
| México | 1.96(0.04)/1.15(0.03) [393] | 2.14(0.03)/1.06(0.04) [427] | 2.19(0.21)/1.36(0.21) [299] | 2.06(0.03)/1.09(0.03) [417] |
| Turquía | 1.94(0.04)/1.64(0.05) [427] | 2.45(0.07)/2.02(0.06) [471] | 2.19(0.25)/1.62(0.24) [437] | 2.18(0.05)/1.82(0.05) [448] |
| Grecia | 1.64(0.04)/1.42(0.04) [432] | 2.24(0.04)/1.83(0.04) [488] | 1.65(0.10)/1.23(0.11) [431] | 1.95(0.03)/1.66(0.04) [464] |

Nota: Para Corea no se consideran medias para inmigrantes y nativos ya que solo hay un alumno inmigrante en la muestra de Corea de PISA 2006.

²¹ Dado que el tiempo en horario lectivo muestra poca variabilidad dentro de un mismo país, y dado que tampoco resulta ser un input sobre el que lo alumnos suelen decidir libremente, a diferencia del tiempo dedicado a deberes y el tiempo en clases privadas de apoyo, el análisis en este apartado se centra principalmente en estos dos últimos componentes del tiempo de estudio.

Cuadro 6: PISA 2006: Tiempo de estudio, entorno familiar y escolar

Horas semanales dedicadas al estudio individual [resultado PISA]:
Deberes/clases particulares según grupo

| | Padres trabajadores | Padres profesionales | Escuela pública | Escuela privada |
|--------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| Matemáticas | | | | |
| España | 1.93(0.24)/1.01(0.50) [457] | 1.98(0.03)/0.98(0.02) [495] | 1.91(0.04)/0.99(0.03) [466] | 2.06(0.05)/1.00(0.04) [505] |
| Finlandia | 1.17(0.04)/0.40(0.03) [525] | 1.21(0.02)/0.36(0.02) [554] | 1.19(0.02)/0.36(0.02) [549] | 1.58(0.15)/0.58(0.10) [533] |
| Corea | 1.97(0.07)/1.78(0.08) [529] | 2.38(0.07)/2.37(0.04) [551] | 2.23(0.12)/2.18(0.09) [549] | 2.41(0.09)/2.39(0.10) [545] |
| Canadá | 1.80(0.06)/0.98(0.05) [496] | 2.00(0.03)/0.92(0.02) [534] | 1.95(0.03)/0.93(0.02) [524] | 2.35(0.07)/1.02(0.06) [575] |
| Media OCDE | 1.94(0.02)/1.14(0.02) [438] | 1.99(0.01)/1.05(0.01) [501] | 1.99(0.01)/1.09(0.01) [476] | 1.99(0.04)/1.07(0.03) [518] |
| México | 2.26(0.05)/1.24(0.05) [383] | 2.26(0.03)/1.13(0.04) [428] | 2.29(0.03)/1.23(0.03) [398] | 2.09(0.06)/0.90(0.06) [448] |
| Turquía | 2.19(0.05)/1.88(0.05) [404] | 2.43(0.06)/2.30(0.07) [446] | 2.30(0.05)/2.06(0.05) [423] | 1.62(0.17)/1.28(0.22) [444] |
| Grecia | 1.78(0.05)/1.80(0.08) [423] | 2.09(0.04)/2.40(0.05) [476] | 2.00(0.04)/2.25(0.06) [455] | 2.12(0.11)/1.83(0.11) [526] |
| Ciencias | | | | |
| España | 1.63(0.98)/0.70(0.16) [463] | 1.80(0.03)/0.66(0.03) [504] | 1.64(0.03)/0.66(0.03) [475] | 1.90(0.05)/0.72(0.05) [513] |
| Finlandia | 1.04(0.04)/0.35(0.03) [540] | 1.08(0.02)/0.31(0.01) [569] | 1.07(0.02)/0.32(0.01) [564] | 1.29(0.17)/0.50(0.12) [557] |
| Corea | 1.07(0.05)/0.78(0.05) [507] | 1.25(0.06)/1.07(0.04) [525] | 1.27(0.10)/1.13(0.08) [524] | 1.16(0.04)/0.90(0.06) [520] |
| Canadá | 1.39(0.05)/0.54(0.03) [497] | 1.58(0.03)/0.55(0.01) [543] | 1.56(0.03)/0.56(0.01) [532] | 1.67(0.08)/0.54(0.04) [575] |
| Media OCDE | 1.57(0.02)/0.78(0.01) [442] | 1.57(0.01)/0.67(0.01) [509] | 1.60(0.01)/0.74(0.01) [485] | 1.46(0.04)/0.58(0.02) [520] |
| México | 2.14(0.05)/1.09(0.04) [388] | 2.12(0.03)/0.94(0.04) [432] | 2.15(0.03)/1.05(0.03) [402] | 2.00(0.07)/0.76(0.06) [450] |
| Turquía | 1.55(0.05)/1.16(0.05) [406] | 1.75(0.08)/1.55(0.08) [443] | 1.64(0.05)/1.35(0.05) [424] | 1.62(0.17)/1.28(0.22) [431] |
| Grecia | 1.63(0.06)/1.67(0.07) [436] | 1.93(0.04)/2.11(0.05) [490] | 1.83(0.04)/2.01(0.05) [469] | 2.11(0.11)/1.66(0.08) [544] |
| Lectura | | | | |
| España | 1.82(0.29)/0.70(0.15) [438] | 1.92(0.03)/0.51(0.02) [475] | 1.84(0.04)/0.64(0.03) [446] | 1.97(0.05)/0.48(0.03) [488] |
| Finlandia | 1.04(0.04)/0.38(0.04) [523] | 1.15(0.02)/0.35(0.01) [553] | 1.13(0.02)/0.36(0.01) [547] | 1.25(0.16)/0.57(0.15) [540] |
| Corea | 1.16(0.05)/1.19(0.07) [543] | 1.45(0.03)/1.50(0.04) [559] | 1.37(0.05)/1.39(0.07) [554] | 1.44(0.05)/1.51(0.06) [558] |
| Canadá | 1.66(0.07)/0.92(0.05) [489] | 1.75(0.03)/0.85(0.02) [536] | 1.77(0.03)/0.89(0.02) [524] | 1.61(0.05)/0.65(0.03) [573] |
| Media OCDE | 1.80(0.02)/1.05(0.02) [437] | 1.78(0.01)/0.88(0.01) [504] | 1.82(0.01)/0.96(0.01) [477] | 1.62(0.04)/0.78(0.03) [510] |
| México | 2.02(0.03)/1.19(0.04) [385] | 2.08(0.04)/1.03(0.04) [436] | 2.09(0.03)/1.17(0.03) [402] | 1.86(0.07)/0.77(0.05) [459] |
| Turquía | 2.24(0.05)/1.84(0.06) [427] | 2.13(0.06)/1.79(0.06) [468] | 2.17(0.05)/1.81(0.05) [447] | 2.29(0.40)/2.04(0.19) [441] |
| Grecia | 1.84(0.05)/1.56(0.07) [419] | 1.97(0.04)/1.65(0.04) [478] | 1.95(0.03)/1.65(0.04) [455] | 1.68(0.09)/1.17(0.04) [542] |

En general las chicas tienden a dedicar más tiempo a hacer deberes en las tres materias de estudio: Matemáticas, Ciencias y Lectura, pero mientras su rendimiento es mayor que el de los chicos en Lectura (en todos los países), éste es menor en Matemáticas (también en todos los países), y superior en Ciencias en unos casos (Finlandia, Corea, Turquía y Grecia) e inferior en otros (España, Canadá y México).

Comparando alumnos nativos con alumnos inmigrantes de primera o segunda generación, los últimos tienden a dedicar más tiempo al estudio en horario no lectivo (en casa haciendo deberes y en clases particulares), pero obtienen peores resultados. Una clara excepción es Turquía pues son precisamente los alumnos inmigrantes los que mejores calificaciones PISA alcanzan y menos tiempo de estudio en horario no lectivo emplean.

Por otro lado, cuando agrupamos los alumnos según la ocupación de sus

padres observamos una relación positiva entre el tiempo empleado en hacer deberes y rendimiento académico (vea Cuadro 6) en todos los países. Los alumnos cuyos padres tienen una ocupación profesional cualificada alta o semi-alta obtienen mejores resultados y también tienden a dedicar más tiempo a los deberes en comparación con los alumnos cuyos padres son trabajadores cualificados o de cualificación baja²².

Finalmente, en cuanto a los aspectos del entorno escolar, en países como España y Canadá los alumnos de escuelas privadas suelen emplear más tiempo haciendo deberes y asistiendo a clases particulares en comparación con alumnos de escuelas públicas, lo que parece asociarse a un mejor desempeño escolar. Sin embargo, no es el caso de los alumnos en Finlandia, Corea y México donde ocurre lo contrario, o en Turquía y Grecia donde los patrones se invierten en función de la materia.

Por tanto, del análisis anterior se desprende que cuando se agrupan los alumnos según diferentes características individuales o aspectos del entorno familiar o escolar, la relación positiva entre más tiempo de estudio individual en horario no lectivo y un mayor rendimiento académico (observado en el Cuadro 4) no siempre se constata.

²² Estos últimos, en cambio, reciben más horas de clases particulares en países como España, Finlandia, Canadá y México que los alumnos con padres en ocupaciones profesionales (y menos en Corea, Turquía y Grecia). Aún así, en general, cuando se considera el tiempo de estudio no lectivo (suma del tiempo dedicado a hacer deberes en casa y en clases particulares) lo que se observa es una relación positiva entre horas de estudio y rendimiento académico que es robusta al agrupar los alumnos según la clasificación ocupacional de sus padres (con la excepción de México).

4. TIEMPO DE ESTUDIO Y RENDIMIENTO ACADÉMICO

Nos centramos a continuación en estimar el efecto causal del tiempo de estudio sobre el rendimiento educativo, controlando por factores individuales y del entorno familiar y escolar del alumno. La posibilidad de causalidad invertida en la relación entre tiempo de estudio individual y rendimiento introduce un sesgo de endogeneidad y, por tanto, invalida el uso de una simple regresión MCO para estimar una función de producción educativa. Aunque proponemos utilizar como instrumentos para la habilidad del alumno, que es una variable además no observada, una variable ficticia que indica si el alumno ha repetido un grado o los resultados de las pruebas PISA de otras materias, la solución a nuestro problema principal de endogeneidad derivada de una posible causalidad invertida requiere una solución más compleja.

Para ello nos fijamos solo en el rendimiento en la materia de Ciencias, que es el foco de la prueba PISA 2006. Dado que el tiempo dedicado al estudio de Matemáticas está positivamente correlacionado con el tiempo dedicado al estudio de Ciencias, y siendo poco probable que tenga un efecto directo sobre el rendimiento del alumno en la prueba científica de PISA, proponemos utilizar el primero como instrumento para el segundo²³.

Si bien las habilidades necesarias para resolver problemas de matemáticas y de ciencias podrían ser similares, argumentamos que un aumento del tiempo de estudio individual en Matemáticas no tiene un efecto directo sobre los resultados en Ciencias de la prueba de PISA. De hecho, siguiendo un argu-

²³ Las correlaciones del tiempo de estudio haciendo deberes y en clases particulares en la materia de Ciencias con las horas de estudio haciendo deberes y en clases particulares en Matemáticas se encuentran entre 0,16 y 0,55.

mento de Juerges et al. (2005)²⁴, hemos comprobado las 77 preguntas sobre Ciencias de PISA 2006 que son accesibles públicamente y encontramos que ninguna de ellas requiere conocimientos básicos de Matemáticas²⁵.

Sin embargo, como se ha puesto de manifiesto, las horas de estudio haciendo deberes y acudiendo a clases particulares en Matemáticas guardan correlación con el rendimiento en PISA en esa materia. Además, es bastante probable que los rendimientos en Matemáticas y Ciencias estén asimismo positivamente correlacionados. Siendo así, incluimos en nuestra regresión los resultados del alumno de la prueba PISA de Matemáticas para cumplir con la restricción de exclusión de nuestro instrumento²⁶. Por último, introducimos efectos fijos a nivel escuela para tener en cuenta la heterogeneidad entre centros educativos.

En consecuencia, especificamos la siguiente regresión instrumental con efectos fijos al nivel escuela para nuestra función de producción educativa:

$$q_{i,j}^s = \beta_0 + \beta_1 e_{i,j}^s + \beta_2 (e_{i,j}^s)^2 + \beta_3 x_{i,j} + a_j + \varepsilon_{i,j}$$

donde i y j son subíndices para el alumno y la escuela, respectivamente, y $(q_{i,j}^s)$ es el resultado académico en la prueba de Ciencias²⁷. Denotamos el esfuerzo del alumno con $(e_{i,j}^s)$ considerando el tiempo de estudio dedicado por éste a hacer deberes y en atender clases particulares en Ciencias, que instrumentamos mediante el uso de estas mismas variables para la materia de Matemáticas. También incluimos estas variables elevadas al cuadrado, instrumentadas del mismo modo, para testear si existen rendimientos decrecientes a escala.

En nuestra regresión también controlamos por diferentes variables $(x_{i,j})$, como

²⁴ Juerges et al (2005) estudian cómo la existencia de exámenes finales centrales en algunos estados alemanes afecta a las diferencias en los resultados en ciencias y matemáticas del estudio TIMSS. En este contexto, los autores se preocupan también por posibles efectos indirectos entre el estudio/rendimiento entre matemáticas y Ciencias. Seguimos su enfoque comprobando las preguntas de Ciencias a disposición del público (en su caso del estudio TIMSS; en nuestro caso del estudio PISA) una por una para detectar la necesidad de habilidades matemáticas necesarias para responder a estas preguntas.

²⁵ Véase OCDE (2006b) para una lista completa de preguntas.

²⁶ Mencionado anteriormente, la calificación del alumno en Matemáticas también sirve como variable proxy de la habilidad del alumno.

²⁷ Para nuestra estimación sólo usamos uno de los cinco valores plausibles proporcionados por PISA.

características individuales y variables del entorno familiar del alumno, las horas lectivas de estudio en Ciencias y su valor al cuadrado, así como el resultado académico en Matemáticas²⁸. En cuanto a las variables del entorno familiar incluimos los años de escolaridad y la clasificación ocupacional más alta de los padres y toda la información disponible sobre las pertenencias del hogar. Las variables individuales de los alumnos incluidas en nuestra regresión son: género, edad, si el alumno es inmigrante o nativo y si el alumno ha repetido un curso escolar.

La variable (a_j) denota los efectos fijos a nivel escuela. Estos efectos fijos nos permiten controlar por el posible sesgo que pudiera surgir si algunos centros sistemáticamente asignaran a sus alumnos más deberes que otros. Además, la posible segregación de alumnos entre centros escolares según el nivel socioeconómico familiar en combinación con diferencias en los recursos disponibles entre unos centros y otros (número y calidad de los profesores, recursos económicos, etc.) podría dar lugar a otro sesgo en una estimación sin efectos fijos. Por tanto, con efectos fijos a nivel escuela intentamos mitigar posibles efectos debido a la ejecución de políticas escolares diferentes o a la segregación de alumnos entre escuelas según nivel socioeconómico familiar, y nos permite centrarnos en los efectos directos del tiempo de estudio del alumno sobre el rendimiento educativo.

El Cuadro 7 muestra los resultados de nuestras estimaciones ponderadas MCO y estimación IV para España, Finlandia (país mejor clasificado) y México (país peor clasificado) en Ciencias en la prueba PISA 2006²⁹.

Nuestros coeficientes de interés son β_1 y β_2 que miden el efecto del tiempo de estudio individual sobre el rendimiento académico³⁰. Los resultados son ambiguos. Mientras en España, Corea y Grecia una hora adicional de tiempo dedicado a deberes no tiene ningún efecto significativo sobre el rendimiento, el efecto es positivo y significativo en Finlandia, México, Canadá y Turquía. Una hora más de deberes en Ciencias incrementa los resultados de

²⁸ Esta Dado que los alumnos de 15 años en una misma escuela podrían estar cursando diferentes grados (repetidores, diferentes fechas de corte para ingresar en el centro) el tiempo lectivo en clase en una misma escuela puede variar.

²⁹ Para ver los resultados del resto de países y de la media OCDE, véanse los Cuadros A.5 y A.6 del apéndice.

³⁰ Nuestra estimación no tiene problemas de instrumentos débiles. Tanto los F-test de instrumentos excluidos como el F-Test multivariante de Angrist-Pischke de instrumentos excluidos se muestran en el Cuadro A.7 del apéndice.

la prueba PISA entre 2 desviaciones estándar (México) y más de 4 (Finlandia). Los coeficientes negativos y significativos de la misma variable elevada al cuadrado en Canadá, Grecia, Turquía y México indican unos rendimien-

Cuadro 7: Coeficientes de las regresiones MCO y IV con efectos fijos a nivel escuela

| | España | | Finlandia | | México | |
|---------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | MCO | IV | MCO | IV | MCO | IV |
| Horas Deberes | 3.187***(0.606) | -0.443(1.433) | 5.924***(1.634) | 9.299*(4.993) | 0.423(0.505) | 6.019***(1.345) |
| HorasDeb^2 | -0.231***(0.099) | -0.133(0.231) | -0.657*(0.348) | -1.113(1.329) | -0.057(0.075) | -0.998****(0.198) |
| Clases Particulares | -3.404****(0.632) | -2.433***(1.213) | -8.404****(1.820) | -11.85(9.487) | -1.422****(0.500) | -4.382****(1.208) |
| ClasPart^2 | 0.553****(0.126) | 0.154(0.252) | 0.886*(0.514) | -1.087(4.417) | -0.052(0.097) | 0.245(0.293) |
| Horas de Clase | 2.384****(0.544) | 4.098****(0.668) | 3.102****(1.308) | 3.128***(1.431) | 2.355****(0.438) | 1.674****(0.534) |
| HorasClas^2 | -0.080(0.071) | -0.165***(0.081) | -0.245(0.187) | -0.230(0.199) | -0.197****(0.058) | -0.097(0.067) |
| Chica | -3.141****(0.666) | -2.415****(0.681) | 11.59****(1.323) | 10.16****(1.476) | -1.674****(0.573) | -1.890****(0.579) |
| Edad | -2.673***(1.105) | -2.810***(1.115) | 3.297(2.195) | 3.068(2.241) | -1.177(1.000) | -0.852(1.007) |
| Repetidor | -9.664****(0.838) | -10.30****(0.849) | 5.337*(3.063) | 5.612*(3.104) | 0.000(0.000) | |
| Inmigrante | -12.10****(1.461) | -11.87****(1.474) | -19.10****(5.402) | -18.45****(5.515) | -23.81****(2.284) | -23.97****(2.321) |
| Años de Escolaridad | 0.656****(0.099) | 0.716****(0.099) | 0.756****(0.279) | 0.738***(0.287) | 0.330****(0.090) | 0.344****(0.091) |
| Padres Profesionales | | | | | | |
| Cualificación Semi-Alta | -3.544****(0.876) | -3.755****(0.883) | 0.300(1.537) | 0.366(1.558) | -1.494*(0.789) | -1.289(0.793) |
| Padres Trabajadores | | | | | | |
| Cualificados | -6.133****(1.004) | -5.945****(1.011) | 2.000(2.169) | 2.323(2.197) | -1.074(0.917) | -1.151(0.922) |
| Padres Trabajadores | | | | | | |
| cualificación baja | -4.972****(1.226) | 4.621****(1.236) | 1.122(2.963) | 0.651(3.081) | -4.381****(0.896) | -4.356****(0.903) |
| Resultado PISA | | | | | | |
| Matemáticas | 0.804****(0.005) | 0.801****(0.006) | 0.901****(0.009) | 0.889****(0.010) | 0.686****(0.005) | 0.684****(0.005) |
| Constante | 161.8****(21.12) | | -30.47(53.16) | | 143.7****(16.3) | |
| Observaciones | 17,105 | 17,105 | 4,315 | 4,315 | 24,741 | 24,741 |
| Número de Escuelas | 685 | 685 | 155 | 155 | 1,122 | 1,122 |
| R-cuadrado | 0.798 | 0.745 | 0.789 | 0.761 | 0.734 | 0.512 |

tos decrecientes a escala en estos países.

Más tiempo de estudio en clases particulares tiene un efecto negativo y significativo sobre el rendimiento académico en España, México y Canadá, siendo especialmente importante en este último país, donde una hora adicional de clases privadas reduce el rendimiento en torno a 8 desviaciones estándar.

Si atendemos al tiempo de estudio en horario lectivo, vemos que más horas dedicadas a estudiar en el aula aumenta significativamente las puntuaciones en PISA para los alumnos en España, Finlandia, México y Grecia. Por el contrario, ningún efecto significativo se puede encontrar para Corea y Canadá.

Esta diferencia en los resultados puede ser interpretada de acuerdo con la clasificación OCDE (2011) de países realizada en la sección 3.1. En Canadá y Corea los alumnos reciben más clases de Ciencias, tanto en términos

absolutos como relativos, que la media de la OCDE y, por tanto, una hora adicional no afecta los resultados de forma significativa³¹. Por otro lado, los alumnos de Finlandia y España reciben menos clases (en términos absolutos) que la media de la OCDE (aunque más en términos relativos), dejando cierto recorrido sobre el rendimiento a incrementos adicionales de horas de estudio en el aula. Lo mismo se observa para Grecia, donde los alumnos reciben menos horas de clase (tanto en términos absolutos como relativos) que la media de OCDE. El aumento del rendimiento en Ciencias de un alumno griego resultado de aumentar una hora semanal de clase en esta materia es alrededor de 2 desviaciones estándar, y se encuentran dentro del rango de coeficientes estimados por Lavy (2010)³².

Finalmente, México y Turquía, países donde los alumnos reciben más clases en términos absolutos, pero menos en términos relativos muestran resultados muy diferentes en cuanto a los efectos de una hora adicional de clase. El efecto es negativo en Turquía y positivo en México. Una posible explicación para el caso turco puede encontrarse en que parte de los alumnos que reciben clases adicionales sean alumnos con menor capacidad/habilidad y que ello no esté recogido por el hecho de que repitan curso, o por sus resultados en la prueba de Matemáticas. El efecto de una hora adicional de clase en México es menor que el observado en Finlandia, España o Grecia. Posiblemente ello es debido al hecho de que los alumnos mexicanos, comparativamente, reciben más horas de instrucción. Sin embargo, dado que estas clases constituyen una fracción reducida del tiempo total de estudio deja cierto margen para influir en los resultados académicos si aumentan.

Los coeficientes de las variables de entorno familiar del alumno muestran los signos esperados, de acuerdo con los datos expresados en el Cuadro 6. En todos los países tener padres con más años de estudios y/o con ocupaciones más cualificadas aumenta el rendimiento educativo. Por ejemplo, siete años adicionales de educación parental (lo que supone pasar de tener una educación básica a tener una carrera universitaria) aumenta las calificaciones PISA entre algo menos de una desviación estándar (México) y 4 desvia-

ciones estándar (Canadá).

Es preciso tener en cuenta que, debido a los efectos fijos a nivel escuela incluidos en nuestra regresión, los coeficientes muestran un efecto del entorno familiar adicional al que pudiera originarse por el hecho de que alumnos de diferente entorno socio-económico asistan a diferentes centros educativos (efecto selección). Además, dado que también controlamos por toda la información disponible sobre pertenencias del hogar (véase el Cuadro A.1 del apéndice para una lista exhaustiva de estas variables), el efecto positivo estimado del entorno familiar es distinto al que pudiera deberse a los diversos ambientes de estudio que los padres proporcionan a sus hijos (un escritorio, un lugar de estudio, software educativo, libros de texto, etc.) Tal vez, el efecto captado se deba al hecho de que sean los padres con mejor formación o profesiones más cualificadas quienes más adecuadamente pueden acompañar, apoyar y supervisar la labor de estudio de los hijos, lo que tendría un efecto positivo en el rendimiento educativo de estos.

Así también, coincidiendo con lo ya recogido en el Cuadro 5, ser inmigrante tiene un efecto negativo y significativo sobre el rendimiento académico en todos los países, mientras que ser chica tiene un efecto significativo y negativo en países como México y España, y positivo y significativo en el resto de países.

³¹ Sin ser significativo, en todos los países, el coeficiente para horas de clase al cuadrado es negativo, lo que sugiere un menor efecto de los aumentos adicionales de las horas de estudio en la clase.

³² Lavy (2010) estima incrementos de 4 a 7 puntos en los resultados PISA por hora adicional de instrucción (horas de clase). Las desviaciones estándar en los resultados de Ciencias en PISA son de 2-3 puntos (véase Cuadro 1).

5. CONCLUSIONES

En periodos de reformas y cambios sociales y económicos profundos, como el que vivimos actualmente en España, la educación suele ser objeto de debate. En relación con el rendimiento académico del alumnado, sobre el que ordinariamente recae una buena parte de ese debate, un factor que hasta ahora ha recibido poca atención en la literatura económica es el tiempo de estudio, que es un input esencial del proceso formativo de todo estudiante.

El objetivo de esta investigación es precisamente presentar las diferencias en tiempo de estudio (en horario lectivo, realizando deberes en casa y en clases privadas de apoyo) que existen entre los alumnos de diferentes países y explorar si existe una relación causal entre dicho tiempo y los rendimientos obtenidos en la prueba PISA. Los principales resultados que cabe destacar son los siguientes:

Cuando comparamos países, el tiempo total de estudio no está relacionado con el rendimiento académico. Ahora bien, si en lugar de considerar el tiempo de estudio en términos absolutos, consideramos la distribución de ese tiempo de estudio en términos relativos, entonces lo que se observa es que son, precisamente, aquellos países que proporcionalmente tienen más horas de estudio lectivo los que alcanzan mejores resultados PISA. Por el contrario, los países, cuyos alumnos dedican una mayor proporción de su tiempo total de estudio a hacer deberes y asistir a clases particulares, son los peor clasificados.

A diferencia de lo observado entre países, a nivel país sí existe una correlación positiva entre tiempo total de estudio y resultados PISA. Si distinguimos entre los tres tiempos de estudio considerados, esta correlación es positiva

tanto para el tiempo de instrucción en horario lectivo como para el tiempo haciendo deberes en casa, pero negativa para las clases particulares.

Para casi todos los países analizados, los alumnos con excelentes niveles de rendimiento son quienes más horas estudian tanto en el centro escolar como en casa haciendo deberes. Y son los estudiantes que acreditan los niveles más bajos de rendimiento quienes, en general, utilizan más las clases particulares.

Cuando clasificamos los alumnos según diferentes características individuales o aspectos del entorno familiar o escolar, la relación positiva entre más tiempo de estudio en horario no lectivo y un mayor rendimiento académico no siempre se verifica. En particular, las chicas y los alumnos inmigrantes dedican más tiempo a los deberes y a clases particulares, pero muestran un peor desempeño. Los alumnos con padres cuya ocupación profesional es más alta obtienen mejores resultados y también hacen más horas de deberes. Finalmente, acudir a un centro educativo privado o público no apunta a un patrón definido en términos de horas de estudio no lectivo y rendimiento alcanzado.

Nuestras estimaciones muestran que esforzarse es rentable. La productividad del tiempo de estudio adicional varía según los países, aunque en general más horas lectivas de estudio y más horas de estudio en casa tienen un efecto positivo sobre el rendimiento académico en Ciencias. Por el contrario, más horas de clases particulares afecta negativamente al rendimiento escolar.

Estos resultados, junto con los obtenidos en la comparación entre países, sugieren que para mejorar el rendimiento medio de los alumnos en un país, una manera de hacerlo es reforzando el papel de los centros educativos para que los alumnos puedan desarrollar en horario lectivo la mayor parte de su tiempo de estudio y formación. Prescribir más deberes, como hemos visto, aunque sí puede llegar a aumentar el rendimiento individual del alumno, sin embargo, a nivel país, y como también han señalado Rindermann and Ceci (2009), suele asociarse con un rendimiento académico medio peor.

Por último, la familia importa. El entorno familiar resulta ser uno de los factores más relevantes para explicar las diferencias en los resultados de la

prueba PISA entre países. Tener unos padres más formados y con mejores ocupaciones profesionales aumenta sin duda el rendimiento escolar de los hijos. Nuestros resultados sugieren que apoyar y tutelar adecuadamente la labor de estudio de los hijos es positivo para que tengan éxito en el colegio, como así han referido también De Fraja et al. (2010), que encuentran, para el Reino Unido, que el esfuerzo de los padres es incluso más decisivo que el del propio alumno o el del centro educativo en la determinación de su rendimiento académico.

6. BIBLIOGRAFÍA

- Albornoz, Facundo; Berlinski, Samuel y Antonio Cabrales (2011): “Motivation, resources and the organization of the school system,” Memo, Universidad Carlos III de Madrid.
- Anghel, Brindusa y Antonio Cabrales (2010): “The Determination of Success in Primary Education in Spain,” FEDEA, Documento de Trabajo 2010-20.
- Angrist, Joshua D. y Victor Lavy (1999): “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement,” *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), pp.533-575.
- Banco Mundial (2011): World Bank Data.
- Becker, Gary S. (1962): “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis,” *Journal of Political Economy*, 70(5), (Part 2: Investment in Human Beings), pp.9-49.
- Bedhard, Kelly y Elizabeth Dhuey (2006): “The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects,” *Quarterly Journal of Economics*, 121(4), pp.1437-1472.
- Ben-Porath, Yoram (1967): “The Production of Human Capital and the Life-Cycle of Earnings,” *Journal of Political Economy*, 75(4), pp.352-365.
- Bonesronning, Hans (2004): “The Determinants of Parental Effort in Education Production: Do Parents Respond to Changes in Class Size?,” *Economics of Education Review*, 23, pp.1-9.
- Bressoux, Pascal; Kramarz, Francis y Corinne Prost (2004): “Teachers’ Training, Class Size and Students’ Outcomes: Learning from Administrative Forecasting Mistakes,” *Economic Journal*, 119(536), pp.540-561.
- Ciccone, Antonio y Wallter Garcia-Fontes (2008): “The Quality of the Catalan and Spanish Education Systems,” Universidad Pompeu Fabra.
- Cooley, Jane (2010): “Desegregation and the Achievement Gap: Do Diverse Peers Help?,” Department of Economics, University of Wisconsin-Madison.
- Correa, Hector y Gene W. Gruver (1987): “Teacher-Student Interaction: A

Game Theoretic Extension of the Economic Theory of Education,” *Mathematical Social Sciences*, 13, 19-47.

- Costrell, Robert M. (1994): “A Simple Model of Educational Standards,” *American Economic Review*, 83 (4), 956-971.
- De Fraja, Giani; Oliveira, Tania y Luisa Zanchi (2010): “Must Try Harder. Evaluating the Role of Effort on Examination Results,” *Review of Economics and Statistics*, 92, 577-597.
- De Fraja, Gianni y Pedro Landeras (2006): “Could Do Better: The Effectiveness of Incentives and Competition in Schools,” *Journal of Public Economics*, 90, 189-213.
- Eren, Ozkan y Daniel J. Henderson (2011): “Are we wasting our children’s time by giving them more homework?,” *Economics of Education Review*, 30, 950-961.
- Fuchs, Thomas y Ludger Woessmann (2007): “What accounts for international differences in student performance? A re-examination using PISA data,” *Empirical Economics*, 32, 433-464.
- Gibbons, Stephen; Silva, Olmo y Stephen Machin (2008): “Choice, Competition, and Pupil Achievement,” *Journal of the European Economic Association*, 6(4), 912-947.
- Hanushek, Eric y Ludger Woessmann (2010): “The Economics of International Differences in Educational Achievement,” NBER Working Paper, No. 15949.
- Hoxby, Caroline M. (2000): “Does Competition among Public Schools Benefit Students and Taxpayers,” *American Economic Review*, 90(5), 1209-1238.
- Juerges, Hendrik; Buechel, Felix y Kerstin Schneider (2005): “The Effect of Central Exit Examinations on Student Achievement: Quasi-Experimental Evidence from TIMSS Germany,” *Journal of the European Economic Association*, 3(5), 1134- 1155.
- Kim, Sunwoong y Ju-Ho Lee (2010): “Private Tutoring and Demand for Education in South Korea,” *Economic Development and Cultural Change*, 58(2), 259-296.
- Kotte, Dieter; Lietz, Petra y Maria Martinez Lopez (2005): “Factors influencing reading achievement in Germany and Spain: Evidence from PISA 2000,” *International Education Journal*, 6(1), 113-124.
- Kuehn, Zoë y Pedro Landeras (2012): “The Effect of Family Background on Student Effort,” *Documento de Trabajo 2010-30, FEDEA*.

- Lavy, Victor (2010): “Do Differences in School’s Instruction Time Explain International Achievement Gaps in Math, Science, and Reading? Evidence from Developed and Developing Countries,” NBER WP No.16227.
- Lin, Chung-Cheng y Ching-Chong Lai (1996): “Why Parents and Teachers May Prefer Punishment to Encouragement for Child Education?” *Southern Economic Journal*, 63, 244-247
- Metcalfe, Robert; Burgess, Simon, y Steven Proud (2011): “Student effort and educational attainment: Using the England football team to identify the education production function,” CMPO (Centre for Market and Public Organization) Working Paper No. 11/276.
- OECD (2011): “Quality Time for Students. Learning in and out of school,” Organization for Economic Co-Operation and Development, Paris.
- OECD (2010): “PISA 2009 Results: Executive Summary,” Organization for Economic Co-Operation and Development, Paris.
- OECD (2009): “PISA Data Analysis Manual SPSS Second Edition,” Organization for Economic Co-Operation and Development, Paris.
- OECD (2007): “PISA 2006: Science Competencies for Tomorrow’s World Executive Summary,” Organization for Economic Co-Operation and Development, Paris.
- OECD (2006a): “Education at a Glance 2006 OECD Indicators,” Organization for Economic Co-Operation and Development, Paris.
- OECD (2006b): “PISA released Items- Science,” Organization for Economic Co- Operation and Development, Paris.
- OECD (2004a): Learning for Tomorrow’s World First Results from PISA 2003, Organization for Economic Co-Operation and Development, Paris.
- OECD (2004b): Messages from PISA 2000, Organization for Economic Co-Operation and Development, Paris.
- Organización Internacional del Trabajo: (1990): *International Standard Classification of Occupations*. International Labor Organization, Geneva.
- Rindermann, Heiner and Stephen J. Ceci (2009): “Educational Policy and Country Outcomes in International Cognitive Studies,” *Perspectives on Psychological Science*, 4 (6), 551-577.
- Stinebrickner, Ralph and Stinebrickner, Todd R. (2008): “The Causal Effect of Studying on Academic Performance,” *B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 8/1 (Frontiers), Article 14.
- Schultz, Theodore W. (1960): “Capital Formation by Education,” *Journal of Political Economy*, 68 (6), 571-583.

7. APÉNDICE

Cuadro A.1: Pertenencias PISA 2006: medias ponderadas (% sin respuesta)

| Países: | España | Finlandia | Corea | Canadá |
|-----------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Habitación | 85.39%(0.49%) | 93.28%(0.30%) | 77.31%(0.14%) | 93.43%(2.3%) |
| Lugar de estudio | 92.95%(0.75%) | 95.01%(0.36%) | 82.19%(0.29%) | 91.16%(2.5%) |
| Ordenador para tareas | 88.07%(0.70%) | 95.33%(0.28%) | 97.20%(0.12%) | 96.27%(2.30%) |
| Internet | 65.79%(1.05%) | 92.65%(0.30%) | 96.51%(0.17%) | 93.98%(2.40%) |
| Calculadora propia | 96.80%(0.50%) | 97.20%(0.36%) | 76.97%(0.31%) | 98.27%(2.3%) |
| Obras de poesía | 62.94%(1.28%) | 56.37%(0.76%) | 65.69%(0.21%) | 41.82%(3.00%) |
| Obras de arte | 51.74%(1.50%) | 76.90%(0.59%) | 45.53%(0.46%) | 74.75%(2.70%) |
| Libros de texto | 89.07%(0.78%) | 86.49%(0.57%) | 81.00%(0.25%) | 79.79%(2.70%) |
| Diccionario | 99.43%(0.50%) | 92.70%(0.38%) | 98.61%(0.14%) | 98.15%(2.40%) |
| Lavavajillas | 67.67%(1.02%) | 89.80%(0.34%) | 26.19%(0.50%) | 78.21%(2.7%) |
| Reproductor DVD | 98.46%(0.45%) | 98.00%(0.28%) | 78.51%(0.31%) | 99.42%(2.30%) |
| Móvil | 99.73%(0.57%) | 99.98%(0.25%) | 98.91%(0.17%) | 91.45%(2.5%) |
| Más que 1 móvil | 97.58%(0.57%) | 99.51%(0.25%) | 93.51%(0.17%) | 71.02%(2.5%) |
| Ordenador | 89.96%(1.16%) | 96.92%(0.40%) | 98.14%(0.48%) | 95.44%(3.1%) |
| Más que 1 ordenador | 30.98%(1.16%) | 50.29%(0.40%) | 25.69%(0.48%) | 54.95%(3.1%) |
| Televisor | 99.85%(0.66%) | 97.70%(0.28%) | 99.37%(0.33%) | 99.45%(2.43%) |
| Coche | 93.69%(1.27%) | 94.59%(0.45%) | 85.41%(0.46%) | 95.41%(3.0%) |
| Más que 1 Coche | 55.40%(1.27%) | 56.40%(0.45%) | 26.23%(0.46%) | 71.59%(3.00%) |

| Países: | Media OCDE | México | Turquía | Grecia |
|-----------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Habitación | 81.86%(1.32%) | 47.16%(2.91%) | 68.57%(0.93%) | 88.27%(0.57%) |
| Lugar de estudio | 87.92%(1.56%) | 75.10%(2.73%) | 83.47%(0.99%) | 85.00%(1.64%) |
| Ordenador para tareas | %(1.47%) | 42.03%(3.40%) | 38.25%(1.34%) | 73.96%(1.58%) |
| Internet | 73.16%(1.77%) | 23.29%(4.10%) | 24.55%(1.80%) | 53.42%(2.65%) |
| Calculadora propia | 93.22%(1.21%) | 94.86%(1.82%) | 85.96%(0.69%) | 69.92%(2.44%) |
| Obras de poesía | 50.85%(2.36%) | 49.75%(3.33%) | 65.28%(1.05%) | 53.16%(2.50%) |
| Obras de arte | 56.40%(2.29%) | 33.24%(4.07%) | 35.19%(1.46%) | 43.13%(3.16%) |
| Libros de texto | 85.57%(1.68%) | 79.75%(2.53%) | 86.07%(0.97%) | 79.58%(1.37%) |
| Diccionario | 97.05%(1.17%) | 98.02%(1.65%) | 95.21%(0.67%) | 97.41%(0.51%) |
| Lavavajillas | 59.71%(1.98%) | 11.31%(4.32%) | 45.29%(1.54%) | 65.51%(1.68%) |
| Reproductor DVD | 93.92%(1.21%) | 78.70%(2.46%) | 45.29%(0.83%) | 95.36%(0.68%) |
| Móvil | 95.95%(1.07%) | 78.01%(1.89%) | 96.36%(0.34%) | 99.42%(0.48%) |
| Más que 1 móvil | 87.60%(1.07%) | 55.04%(1.89%) | 80.18%(0.34%) | 97.11%(0.48%) |
| Ordenador | 83.86%(1.61%) | 42.83%(3.21%) | 38.71%(1.13%) | 77.45%(1.41%) |
| Más que 1 ordenador | 38.58%(1.61%) | 8.90%(3.21%) | 3.58%(1.13%) | 18.17%(1.41%) |
| Televisor | 99.11%(1.05%) | 96.97%(1.01%) | 99.25%(0.38%) | 99.60%(0.64%) |
| Coche | 87.73%(1.70%) | 57.75%(3.44%) | 48.52%(1.23%) | 93.47%(0.87%) |
| Más que 1 Coche | 56.96%(1.70%) | 25.88%(3.44%) | 6.95%(1.23%) | 52.44%(0.87%) |

Cuadro A.2: Promedio de horas de clase por año a los 15 años

| | Total de Horas | Lectura | Matemáticas | Ciencias |
|------------|----------------|---------|-------------|----------|
| España | 978 | 158 | 112 | 106 |
| Finlandia | 858 | 110 | 99 | 114 |
| Corea | 1020 | 130 | 110 | 110 |
| Media OCDE | 962 | 150 | 121 | 114 |
| México | 1124 | 161 | 161 | 193 |
| Turquía | 959 | 141 | 132 | 151 |
| Grecia | 1307 | 162 | 149 | 124 |

Datos: OECD [2006a]; datos para Canadá no disponibles. Promedio de horas por año de tiempo en clase obligatorio y no-obligatorio en escuelas públicas para alumnos de 15 años; por falta de datos se han calculado las horas para cada materia.

Gráfico A.1 Fracción media del tiempo de estudio total dedicado a deberes y resultado PISA por país

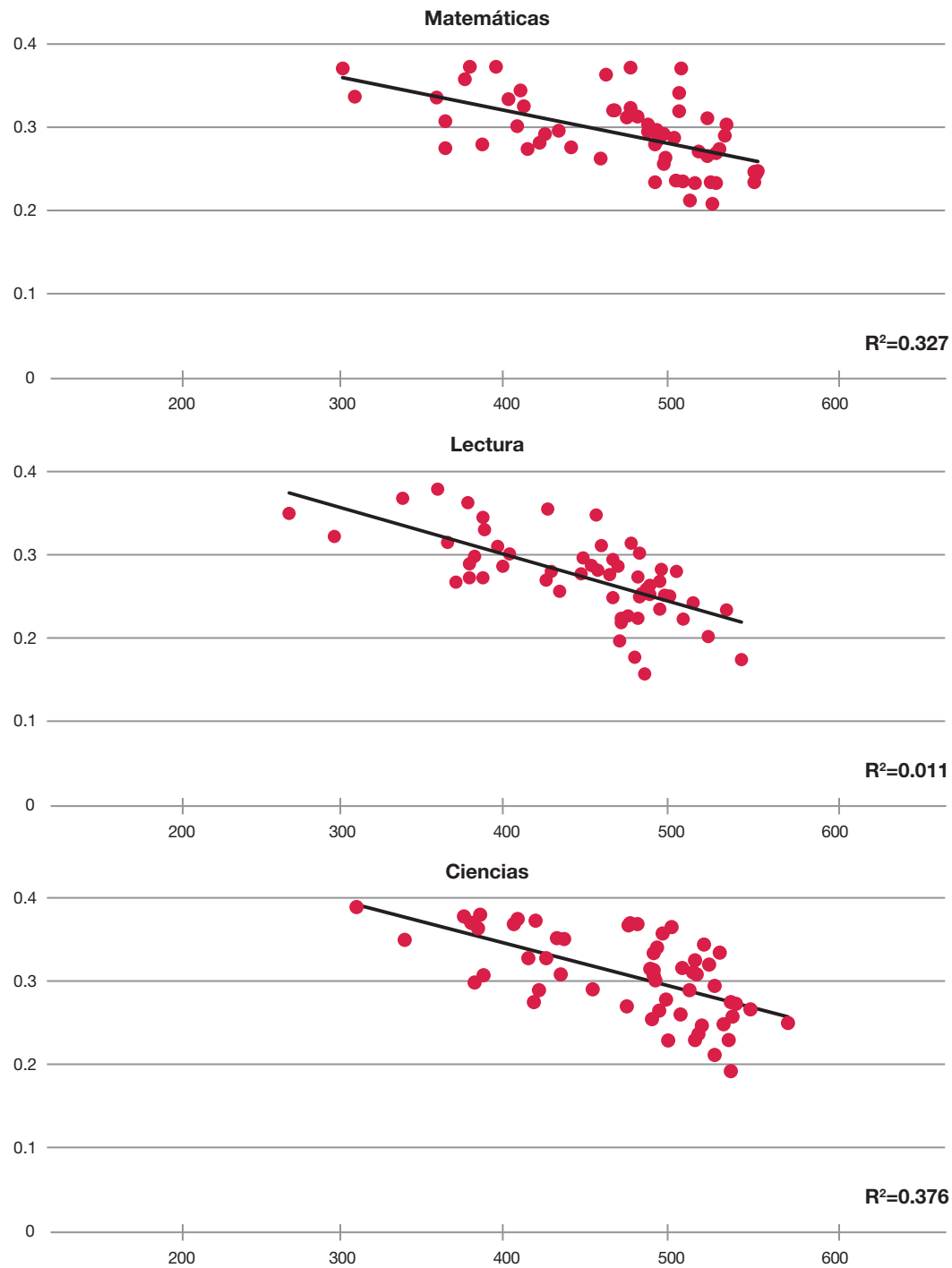
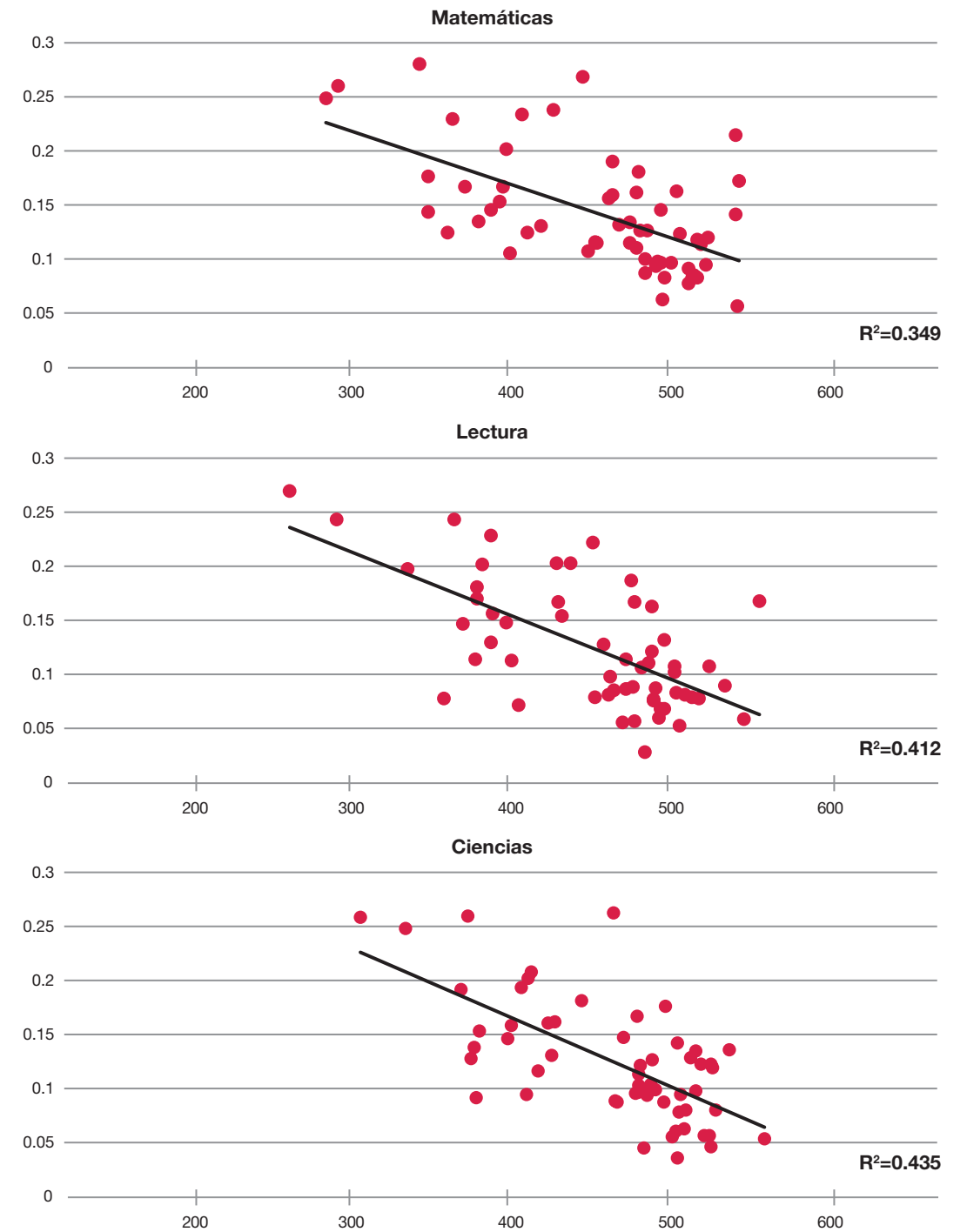


Gráfico A.2 Fracción media del tiempo de estudio total dedicado a clases particulares y resultado PISA por país



Cuadro A.3: PISA 2006: Tiempo de estudio y niveles de competencia: tiempo relativoFracciones del tiempo total de estudio dedicado a clases/deberes/clases particulares:
según nivel de competencia

| | Bajo (< 420) | Excelente (> 607) |
|--------------------|----------------------|----------------------|
| Matemáticas | | |
| España | 53.90%/27.09%/16.20% | 62.76%/31.51%/5.67% |
| Finlandia | 64.92%/21.98%/11.04% | 72.96%/23.25%/3.58% |
| Corea | 65.19%/16.82%/13.99% | 49.00%/26.41%/24.53% |
| Canadá | 52.80%/24.79%/17.65% | 66.21%/24.40%/7.43% |
| Media OCDE | 55.11%/28.50%/18.02% | 63.99%/27.87%/8.61% |
| México | 52.27%/31.59%/15.54% | 66.74%/27.06%/6.20% |
| Turquía | 47.37%/20.14% | 49.81%/25.60%/24.32% |
| Grecia | 48.88%/24.47%/23.47% | 48.76%/25.59%/25.71% |
| Ciencias | | |
| | Bajo (< 409) | Excelente (> 632) |
| España | 50.08%/26.80%/14.94% | 64.27%/30.66%/3.00% |
| Finlandia | 59.09%/24.22%/11.84% | 73.33%/22.92%/3.31% |
| Corea | 69.27%/15.36%/9.54% | 61.65%/21.92%/16.02% |
| Canadá | 49.53%/24.40%/12.59% | 68.10%/24.59%/4.81% |
| Media OCDE | 54.29%/30.96%/16.68% | 68.78%/26.00%/5.76% |
| México | 43.99%/34.71%/15.52% | 58.94%/29.32%/6.17% |
| Turquía | 37.33%/21.78%/15.38% | 51.47%/24.41%/24.12% |
| Grecia | 40.81%/27.51%/24.84% | 51.40%/25.43%/23.31% |
| Lectura | | |
| | Bajo (< 407) | Excelente (> 625) |
| España | 62.49%/29.15%/7.29% | 68.71%/30.73%/0.80% |
| Finlandia | 70.18%/22.79%/5.97% | 71.34%/24.87%/3.55% |
| Corea | 65.87%/17.10%/16.44% | 61.68%/19.29%/18.93% |
| Canadá | 63.45%/22.80%/10.13% | 67.74%/23.42%/5.89% |
| Media OCDE | 62.65%/26.17%/12.01% | 60.26%/27.43%/13.11% |
| México | 56.25%/29.24%/13.30% | 64.72%/26.78%/6.95% |
| Turquía | 54.74%/25.08%/19.52% | 67.43%/18.74%/13.83% |
| Grecia | 50.93%/26.40%/20.58% | 55.11%/26.50%/17.27% |

Cuadro A.4: Características de alumnos con niveles de competencias bajos y excelentes

| | Escuela Privada | Padres: Profesionales Cualificación Alta | Inmigrantes | Tiene obras de literatura |
|--------------------|-------------------------------|--|---------------|---------------------------|
| Matemáticas | | | | |
| | Competencias Bajas/Excelentes | | | |
| España | 23.99%/52.36% | 25.49%/63.59% | 11.84%/2.60% | 58.54%/83.53% |
| Finlandia | 5.38%/2.93% | 40.54%/68.42% | 6.44%/0.45% | 31.76%/68.28% |
| Corea | 47.57%/44.13% | 59.17%/74.09% | | 44.92%/84.50% |
| Canadá | 2.78%/12.51% | 50.27%/77.85% | 25.60%/21.12% | 29.57%/53.73% |
| Media OCDE | 9.00%/22.68% | 37.45%/73.71% | 11.95%/5.96% | 49.25%/70.41% |
| México | 10.91%/32.63% | 25.08%/63.79% | 3.25%/0.72% | 44.18%/78.79% |
| Turquía | 2.03%/1.95% | 29.71%/64.96% | 1.18%/3.12% | 58.21%/88.27% |
| Grecia | 1.84%/13.45% | 41.61%/77.89% | 9.98%/2.84% | 68.93%/89.10% |
| Ciencias | | | | |
| | Competencias Bajas/Excelentes | | | |
| España | 23.66%/50.82% | 23.19%/67.15% | 12.79%/2.98% | 54.39%/87.14% |
| Finlandia | 6.10%/3.53% | 39.29%/69.03% | 6.93%/0.23% | 31.95%/69.43% |
| Corea | 47.09%/43.90% | 61.29%/76.31% | 0 | 48.44%/87.15% |
| Canadá | 2.73%/11.94% | 50.02%/79.35% | 29.61%/19.03% | 28.78%/56.74% |
| Media OCDE | 9.27%/20.17% | 35.55%/75.49% | 13.02%/5.28% | 39.66%/70.48% |
| México | 10.31%/47.83% | 23.59%/77.94% | 3.61%/0.30% | 42.79%/74.35% |
| Turquía | 2.12%/2.77% | 28.87%/75.10% | 1.48%/4.73% | 55.45%/92.65% |
| Grecia | 1.07%/15.94% | 37.37%/81.63% | 11.67%/3.82% | 63.94%/91.73% |
| Lectura | | | | |
| | Competencias Bajas/Excelentes | | | |
| España | 36.37%/58.40% | 40.97%/66.04% | 6.44%/2.82% | 70.95%/85.62% |
| Finlandia | 2.94%/3.84% | 56.48%/69.21% | 1.52%/0.76% | 54.51%/70.89% |
| Corea | 46.40%/47.08% | 67.75%/73.78% | - | 72.29%/84.94% |
| Canadá | 7.33%/12.53% | 66.80%/79.06% | 21.04%/19.58% | 42.10%/56.64% |
| Media OCDE | 14.65%/11.96% | 54.51%/66.86% | 8.85%/12.15% | 53.33%/53.18% |
| México | 16.43%/39.47% | 34.68%/62.91% | 1.57%/0.05% | 51.37%/73.73% |
| Turquía | 2.36%/0.62% | 36.67%/69.65% | 1.47%/0.53% | 67.05%/93.63% |
| Grecia | 5.54%/17.10% | 55.75%/79.30% | 7.32%/4.75% | 78.84%/89.90% |

Cuadro A.5: Coeficientes de las regresiones MCO y IV con efectos fijos a nivel escuela

| | Canadá | | Corea | | Grecia | |
|--|-------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| | MCO | IV | MCO | IV | MCO | IV |
| Horas Deberes | 3.850***(0.645) | 8.416***(1.547) | 3.719***(1.245) | 4.424(4.374) | -0.442(1.320) | 2.802(3.597) |
| HorasDeb^2 | -0.191*(0.110) | -0.736***(0.273) | -0.323(0.224) | -1.225(0.906) | -0.036(0.218) | -1.058*(0.619) |
| Clases Particulares | -5.172***(0.739) | -15.92***(2.058) | -0.376(1.171) | 0.684(4.053) | -2.744***(1.223) | -4.456(3.632) |
| ClasPart^2 | 0.423***(0.168) | 1.685***(0.588) | -0.002(0.247) | -0.927(1.000) | 0.272(0.203) | 0.303(0.676) |
| Horas de Clase | 0.313(0.557) | 0.614(0.610) | 0.755(1.775) | 0.439(1.824) | 6.783****(1.428) | 6.468****(1.613) |
| HorasClas^2 | 0.151***(0.074) | 0.088(0.078) | -0.228(0.230) | -0.045(0.241) | -0.461***(0.199) | -0.229(0.238) |
| Chica | 6.120****(0.677) | 4.989****(0.699) | 8.773****(1.787) | 7.838****(1.844) | 4.878****(1.642) | 4.357****(1.659) |
| Edad | -0.290(1.197) | -0.117(1.210) | 3.313(2.072) | 3.562*(2.116) | 9.423****(2.995) | 9.638****(3.064) |
| Repetidor | 0.651(1.209) | 0.281(1.221) | 0.000(0.000) | | -2.364(2.981) | -2.888(3.020) |
| Inmigrante | -12.06****(1.017) | -11.56****(1.039) | 15.37(40.59) | 17.91(41.30) | -10.88****(3.437) | -11.12****(3.457) |
| Años de Escolaridad Padres | 1.149****(0.154) | 1.143****(0.157) | -0.028(0.287) | 0.005(0.293) | 0.638***(0.293) | 0.687***(0.298) |
| Padres Profesionales Cualificación Semi-Alta | 0.009(0.859) | -0.054(0.867) | -3.067*(1.676) | -3.291*(1.712) | -0.648(2.187) | -1.021(2.201) |
| Padres Trabajadores Cualificados | -3.284***(1.463) | -3.589***(1.479) | 1.308(2.249) | 1.078(2.303) | -2.297(2.488) | -2.408(2.505) |
| Padres Trabajadores cualificación baja | -8.901****(1.522) | -8.983****(1.537) | -4.188(2.843) | -4.570(2.900) | -1.865(2.912) | -1.947(3.065) |
| Resultado PISA Matemáticas | 0.920****(0.005) | 0.906****(0.005) | 0.849****(0.009) | 0.853****(0.009) | 0.654****(0.012) | 0.656****(0.012) |
| Constante | 8.684(20.79) | | 31.25(35.60) | | 6.845(50.39) | |
| Observaciones | 18,868 | 18,868 | 4,811 | 4,811 | 4,120 | 24,741 |
| Número de Escuelas | 886 | 886 | 154 | 154 | 185 | 1,122 |
| R-cuadrado | 0.784 | 0.724 | 0.798 | 0.677 | 0.729 | 0.512 |

Todas las regresiones incluyen variables ficticias para todas las pertenencias (escritorio, habitación, lugar de estudio, ordenador, software, Internet, calculadora, literatura etc.)

Cuadro A.6: Coeficientes de las regresiones MCO y IV con efectos fijos a nivel escuela

| | Turquía | | Media OECD | |
|--|-------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
| | MCO | IV | MCO | IV |
| Horas Deberes | -1.659(1.189) | 9.573***(4.650) | 2.797****(0.190) | 6.079****(0.561) |
| HorasDeb^2 | 0.279(0.182) | -1.162*(0.700) | -0.317****(0.031) | -1.041****(0.0969) |
| Clases Particulares | -0.914(1.086) | -3.239(3.580) | -2.637****(0.200) | -6.154****(0.579) |
| ClasPart^2 | 0.118(0.174) | -0.129(0.622) | 0.163****(0.040) | 0.223(0.143) |
| Horas de Clase | 0.011(1.006) | -2.788*(1.513) | 2.461****(0.176) | 2.534****(0.203) |
| HorasClas^2 | 0.191(0.134) | 0.557****(0.182) | -0.121****(0.0240) | -0.0665****(0.0268) |
| Chica | 10.81****(1.426) | 10.52****(1.456) | 4.312****(0.210) | 3.954****(0.214) |
| Edad | 6.630****(2.196) | 6.846****(2.248) | 1.567****(0.338) | 1.678****(0.341) |
| Repetidor | 8.687****(1.743) | 5.515****(2.009) | -3.023****(0.506) | -2.953****(0.509) |
| Inmigrante | -14.42****(5.418) | -15.71****(5.524) | -11.37****(0.465) | -10.69****(0.469) |
| Años de Escolaridad Padres | 0.397*(0.221) | 0.471***(0.225) | 0.478****(0.040) | 0.497****(0.040) |
| Padres Profesionales Cualificación Semi-Alta | 0.147(1.921) | -0.108(1.957) | -2.593****(0.249) | -2.587****(0.250) |
| Padres Trabajadores Cualificados | -2.052(1.621) | -2.356(1.648) | -3.234****(0.323) | -3.264****(0.325) |
| Padres Trabajadores cualificación baja | -2.167(2.142) | -3.393(2.200) | -4.333****(0.395) | -4.351****(0.397) |
| Resultado PISA Matemáticas | 0.646****(0.011) | 0.654****(0.011) | 0.842****(0.002) | 0.835***(0.002) |
| Constante | 39.07(36.07) | | 46.67****(5.591) | |
| Observaciones | 3,916 | 3,916 | 206,703 | 206,703 |
| Número de Escuelas | 160 | 160 | 8,727 | 8,727 |
| R-cuadrado | 0.809 | 0.538 | 0.829 | 0.657 |

Todas las regresiones incluyen variables ficticias para todas las pertenencias (escritorio, habitación, lugar de estudio, ordenador, software, Internet, calculadora, literatura etc.)

Cuadro A.7: Estadísticos de regresión

| | Horas Deberes Ciencias | (Horas Deberes Ciencia)^2 | Clases Particulares Ciencias | (Clases Particulares Ciencias)^2 |
|------------|------------------------|---------------------------|------------------------------|----------------------------------|
| España | 1696.12//541.44 | 1746.23//558.49 | 2137.27//1038.62 | 1893.97//925.82 |
| Finlandia | 355.87//100.69 | 259.38//61.55 | 427.4//51.07 | 154.37//15.62 |
| Corea | 243.58//72.60 | 167.76//51.43 | 278.52//82.52 | 177.29//55.82 |
| Canadá | 1752.60//596.89 | 1604.76//542.74 | 1563.25//597.21 | 893.89//336.98 |
| Media OCDE | 14101.08//4054.95 | 12319.99//3636.65 | 13764.44//5587.57 | 8393.28//3467.06 |
| México | 2452.22//456.74 | 2438.01//466.72 | 2129.27//866.86 | 1230.45//499.21 |
| Turquía | 239.90//36.00 | 239.72//39.13 | 239.09//54.14 | 179.86//45.52 |
| Grecia | 328.73//90.73 | 299.86//81.41 | 274.41//76.92 | 218.70//57.91 |

Los valores de probabilidad de todas las estadísticas de los F-tests y de los Angrist-Pischke F multivariante de los instrumentos excluidos son todos igual a cero, excepto en el caso de Finlandia para el instrumento de clases particulares al cuadrado.

fedea
monografías