



fedea

Fundación de
Estudios de
Economía Aplicada

**La rentabilidad privada y fiscal de la educación
en España y sus regiones***

por

Angel de la Fuente **

Juan Francisco Jimeno ***

Documento de Trabajo 2011-11

CÁTEDRA Fedea-BBVA

November 2011

* 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 el Fondo Europeo de Desarrollo Regional y BBVA Research. Agradecemos también el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia e Innovación a través del proyecto ECO2008-04837/ECON y la ayuda de Laura Hospido y Lorena Saiz con algunos cálculos y estimaciones.

** Instituto de Análisis Económico (CSIC).

*** Banco de España.

Los Documentos de Trabajo se distribuyen gratuitamente a las Universidades e Instituciones de Investigación que lo solicitan. No obstante están disponibles en texto completo a través de Internet: <http://www.fedea.es>.

These Working Paper are distributed free of charge to University Department and other Research Centres. They are also available through Internet: <http://www.fedea.es>.

ISSN:1696-750X

La rentabilidad privada y fiscal de la educación en España y sus regiones^{*}

Angel de la Fuente
Instituto de Análisis Económico (CSIC)

y
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 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 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.

^{*} 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 el Fondo Europeo de Desarrollo Regional y BBVA Research. Agradecemos también el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia e Innovación a través del proyecto ECO2008-04837/ECON y la ayuda de Laura Hospido y Lorena Saiz con algunos cálculos y estimaciones.

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 tema.¹ 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 educativo.²

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

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 regiones³ 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 regiones con menores rendimientos hacia regiones con mayores rendimientos, por lo que nuestras estimaciones tenderían a sobrestimar la rentabilidad de la educación en las primeras y subestimarla en las segundas.

3. Estimaciones econométricas 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 trabajadores.⁴

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

$$(1) \ln W_i = c + \theta S_i + a^* \text{potexp}_i + b^* \text{potexp}_i^2 + d^* D_{\text{sexo}_i} + e^* D_{\text{carbón}_i} + f^* D_{\text{inm}_i} + u_i$$

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 de la Fuente (2004)).

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).

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>.

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 1,⁵ 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 (D_{sexo}), otra que identifica a los inmigrantes (D_{imm}), definidos como aquellas personas que tienen nacionalidad distinta de la española, y una tercera para los trabajadores ocupados en la extracción de productos energéticos ($D_{\text{carbón}}$). 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.

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

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.

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 estándar.⁶

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) |
| País 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.

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

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.

**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) |
| <i>secundaria 1</i> | 5,91% | (7,60) | -2,41% | (4,86) | 0,91% | (1,70) |
| <i>secundaria 2</i> | 30,12% | (25,44) | -0,10% | (0,16) | 5,34% | (8,16) |
| <i>FP 1</i> | 23,91% | (22,40) | 5,00% | (7,15) | 4,84% | (6,41) |
| <i>FP 2</i> | 33,53% | (31,64) | 9,11% | (12,29) | 8,56% | (10,61) |
| <i>universidad 1</i> | 61,88% | (51,47) | 12,23% | (18,31) | 10,50% | (13,33) |
| <i>universidad 2</i> | 78,67% | (68,92) | 16,00% | (22,52) | 12,25% | (14,77) |
| <i>universidad 3</i> | 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' | p' |
| <i>secundaria 1</i> | 1,61% | 0,00% | 0,25% |
| <i>secundaria 2</i> | 8,07% | 0,00% | 1,48% |
| <i>FP 1</i> | 7,71% | 2,14% | 1,68% |
| <i>FP 2</i> | 4,81% | 2,05% | 1,86% |
| <i>universidad 1</i> | 10,59% | 4,11% | 1,72% |
| <i>universidad 2</i> | 9,71% | 3,22% | 1,38% |
| <i>universidad 3</i> | 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.

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 años.⁷ Por lo

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.

tanto, estos coeficientes son directamente comparables al parámetro de rendimientos mincerianos (θ), que puede interpretarse como una media ponderada de todos ellos.⁸

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. 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).

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 trabajo.⁹ 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

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.

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.

que tienen menos de 20 años con el fin de intentar excluir a aquellos trabajadores adultos que puedan estar cursando cursos de carácter recreativo.

Cuadro 4: Variables no educativas utilizadas en las ecuaciones de participación y empleo

| | <i>particip.</i> | <i>empleo</i> |
|-----------------------------------|------------------|---------------|
| 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 | |

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.

$c_e = C'_e = 0,8$, propensión media y marginal al consumo partiendo de la renta neta de impuestos de los trabajadores adultos ocupados.

$c_s = 1$, propensión media al consumo de los estudiantes ocupados a tiempo parcial.

$c_u = C'_u = c_p = C'_p = 0,9$, 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.

$\tau_c = 11,58\%$ = 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 2007.¹⁰ A nivel individual, el salario también aumenta a lo largo del ciclo vital debido a la acumulación de experiencia. La prima

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).

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 (c_i 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 (p_o y q_o) 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 misma forma, la probabilidad de empleo y la tasa de participación de los estudiantes (p_s y q_s) 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 p_s y q_s 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 (W_o) 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 6: Variables utilizadas 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.

p_s = 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, q_s , 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, p_s y p' .

S_0 = 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_0 = años necesarios para alcanzar el nivel medio de formación. *Fuente:* Se construye utilizando las duraciones medias estimadas de los distintos niveles educativos.

$S'(X_0)$ = 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.

$H = U - \text{Max}(6+X_0, 16)$ = 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_0 = 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).

Cuadro 6 -- continuación

τ_e y T_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 T_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 T_p' = tipo impositivo medio y marginal sobre la renta pagada 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 asalariados 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, $\kappa_i^{tot}(n)$, 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 estudiante.¹¹ 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 $S'(X_o)$ que se utiliza en la fórmula de la rentabilidad privada para la región i viene dado por

$$S'(X_o) = (2\kappa_i^{tot}(\text{sec}) + \kappa_i^{tot}(\text{uni})) / 3$$

Merece la pena observar que el valor medio de $S'(X_o)$ 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 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 $S'(X_o)$, mientras que en nuestro trabajo anterior la información disponible sólo permitía estimar $S'(X_o)$ 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 $D_i = d_i / \kappa_i^p(n)$, donde d_i es su duración teórica en años y $1 / \kappa_i^p(n)$ 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_o , se calcula de la forma habitual a partir de los datos individuales de la EES pero

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.

utilizando las duraciones corregidas en vez de las teóricas de todos los ciclos educativos, incluyendo la educación primaria y la ESO.¹²

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 trabajando 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 de la Fuente y Boscá (2011), quienes a su vez se basan en diversas publicaciones de los ministerios de Educación y Hacienda y del INE.¹³ 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 ayudas

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.

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.

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.¹⁴ 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

¹⁴ En la mayor parte de las regiones, el impuesto sobre la renta es un tributo compartido por el gobierno central y el regional. Aunque las comunidades autónomas tiene competencias normativas para fijar los tipos y las deducciones de una parte del impuesto, en la práctica las diferencias entre territorios son muy reducidas. La excepción son las dos regiones forales de Navarra y el País Vasco, donde el impuesto está regulado enteramente por los gobiernos regionales (de hecho, por los provinciales en el caso vasco), que también lo recaudan directamente. Para estas dos regiones, hemos utilizado la normativa foral, y en particular las versiones actualizadas a fecha de 2006 de la Norma Foral 8/1998 de Guipúzcoa (OCT, 2007) en el caso vasco y la Ley Foral 22/98 en el navarro (Gobierno de Navarra, 2007).

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 T_e') 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 , T_u' , τ_p y T_p').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 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

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.

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*.

Cuadro 7: Supuestos de los distintos escenarios

| | <i>rend. bruto SIN GOB. [1]</i> | <i>subven- ciones [2]</i> | <i>impues- tos [3]</i> | <i>desempleo [4]</i> | <i>rend. neto OBS [5]</i> | <i>rend. potencial neto [6]</i> | <i>rend. potencial bruto [7]</i> |
|------------------------------------|---|-----------------------------------|--------------------------------|--------------------------|-----------------------------------|---|--|
| | total | privado | privado | privado | privado | privado | total |
| <i>coste directo impuestos</i> | ninguno | ninguno | observa- dos | observados | observados | observa- dos | ninguno |
| <i>desempleo</i> | no | no | no | si | si | si | no |
| <i>pensiones</i> | no | no | no | no | si | si | no |
| <i>fracaso</i> | observado | obser- vado | obser- vado | observado | observado | ninguno | ninguno |

El Cuadro 7 resume los supuestos de los distintos escenarios. En lo que sigue, 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

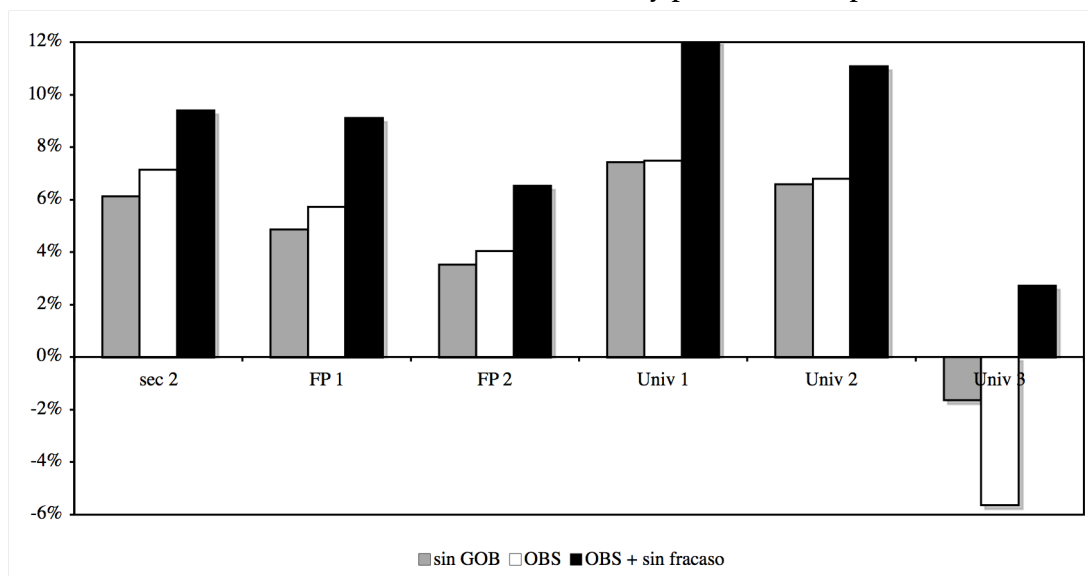
| | <i>esc 1</i> | <i>esc 2</i> | <i>esc 3</i> | <i>esc 4</i> | <i>esc 5</i> | <i>esc 6</i> | <i>esc 7</i> |
|------------------------|---------------|-------------------|---------------------|------------------------|------------------------------|------------------------------|---------------------------------|
| | <i>no gob</i> | <i>+ subs</i> | <i>+ imptos</i> | <i>+ desempleo</i> | <i>+ pensiones = OBS</i> | <i>OBS + sin fracaso</i> | <i>no gob + sin fracaso</i> |
| <i>Andalucía</i> | 3,04% | 4,84% | 4,61% | 2,71% | 3,40% | 6,06% | 5,86% |
| <i>Aragón</i> | 3,56% | 5,54% | 5,14% | 4,21% | 4,79% | 7,40% | 5,94% |
| <i>Asturias</i> | 4,67% | 7,15% | 6,72% | 5,32% | 5,77% | 8,56% | 7,21% |
| <i>Baleares</i> | 1,89% | 3,67% | 3,28% | 2,49% | 3,28% | 6,71% | 5,12% |
| <i>Canarias</i> | 2,07% | 4,15% | 3,81% | 2,15% | 2,97% | 6,30% | 5,21% |
| <i>Cantabria</i> | 3,52% | 5,54% | 4,98% | 4,06% | 4,68% | 7,26% | 5,90% |
| <i>Castilla y León</i> | 3,48% | 5,53% | 5,13% | 3,93% | 4,56% | 7,06% | 5,78% |
| <i>C.- La Mancha</i> | 3,82% | 6,17% | 5,79% | 4,22% | 4,79% | 7,51% | 6,31% |
| <i>Cataluña</i> | 4,04% | 5,78% | 5,41% | 4,55% | 5,05% | 7,97% | 6,78% |
| <i>Valencia</i> | 2,86% | 4,86% | 4,52% | 3,13% | 3,81% | 6,56% | 5,40% |
| <i>Extremadura</i> | 5,46% | 8,68% | 8,15% | 5,92% | 6,28% | 9,17% | 8,08% |
| <i>Galicia</i> | 4,37% | 6,50% | 6,05% | 4,71% | 5,22% | 7,87% | 6,85% |
| <i>Madrid</i> | 4,36% | 5,86% | 5,40% | 4,71% | 5,25% | 7,65% | 6,63% |
| <i>Murcia</i> | 3,61% | 5,62% | 5,13% | 3,66% | 4,27% | 7,22% | 6,42% |
| <i>Navarra</i> | 2,65% | 4,63% | 4,16% | 3,24% | 3,94% | 6,05% | 4,52% |
| <i>País Vasco</i> | 4,16% | 6,35% | 5,76% | 4,68% | 5,21% | 7,35% | 6,09% |
| <i>Rioja</i> | 2,37% | 4,43% | 4,05% | 2,97% | 3,73% | 6,81% | 5,21% |
| <i>España</i> | 4,18% | 6,18% | 5,79% | 4,45% | 4,99% | 7,76% | 6,80% |
| <i>sec 1</i> | -15,25% | | | | -4,52% | -2,71% | -4,10% |
| <i>sec 2</i> | 6,12% | 9,59% | 8,85% | 6,80% | 7,13% | 9,39% | 8,15% |
| <i>FP 1</i> | 4,86% | 7,89% | 7,30% | 5,25% | 5,73% | 9,10% | 8,04% |
| <i>FP 2</i> | 3,53% | 5,85% | 5,58% | 3,37% | 4,04% | 6,53% | 5,81% |
| <i>Univ 1</i> | 7,44% | 9,12% | 8,47% | 7,15% | 7,49% | 12,05% | 12,20% |
| <i>Univ 2</i> | 6,58% | 8,13% | 7,52% | 6,38% | 6,79% | 11,07% | 11,04% |
| <i>Univ 3</i> | -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 inconsistencia 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.

Cuadro 9: Cuña de rentabilidad generada por distintas políticas públicas y por el fracaso escolar

| | <i>subvención directa</i> | + <i>impuestos</i> | + <i>desempleo</i> | + <i>pensiones</i> | = <i>subvención total</i> | <i>fracaso escolar</i> |
|---------------|---------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------------|------------------------|
| <i>sec 2</i> | 3,48% | -0,74% | -2,06% | 0,34% | 1,01% | -2,26% |
| <i>FP I</i> | 3,03% | -0,59% | -2,05% | 0,48% | 0,87% | -3,37% |
| <i>FP 2</i> | 2,32% | -0,27% | -2,21% | 0,67% | 0,51% | -2,49% |
| <i>Univ 1</i> | 1,68% | -0,65% | -1,32% | 0,34% | 0,06% | -4,56% |
| <i>Univ 2</i> | 1,55% | -0,60% | -1,14% | 0,41% | 0,21% | -4,28% |
| <i>Univ 3</i> | 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.

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).

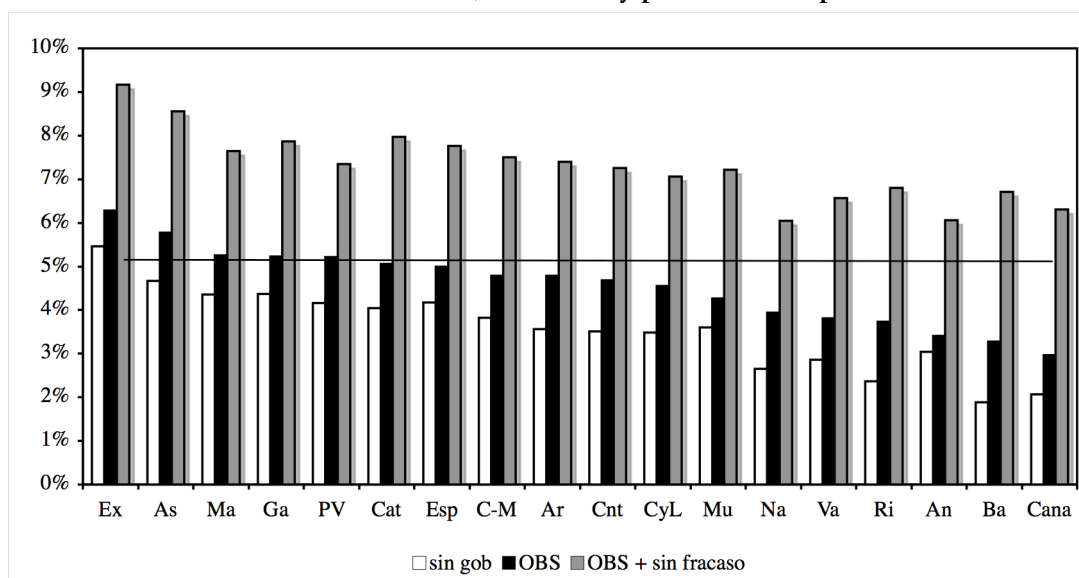
Como cabría esperar, las subvenciones públicas son mayores en los niveles educativos más bajos y van decreciendo según nos movemos hacia niveles superiores.¹⁷ El patrón es muy claro en lo que respecta a las subvenciones directas (gasto directo en centros públicos y ayudas a estudiantes) pero también 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 *per 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 más.¹⁸ El efecto 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.

¹⁷ 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.

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 estables 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 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, la columna [6] muestra el coste del fracaso escolar como fracción del coste directo para el sector público de cada plaza escolar.

¹⁹ Véase en particular la sección 4b del capítulo 1.

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.

**Cuadro 10: Coste público neto de un año de escolarización
(valor presente descontado)**

| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
|--------------|---|--|---------------------------|---------------------------|----------------------------------|---|
| | gasto público 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

Cuadro 11: Tasa de cobertura del gasto público escolar

| | <i>observada</i> | <i>sin fracaso escolar</i> |
|---------------------------|------------------|--------------------------------|
| <i>Andalucía</i> | -4,59% | 53,50% |
| <i>Aragón</i> | -10,55% | 36,91% |
| <i>Asturias</i> | 15,74% | 64,66% |
| <i>Baleares</i> | -31,23% | 30,19% |
| <i>Canarias</i> | -15,87% | 34,75% |
| <i>Cantabria</i> | 3,53% | 51,96% |
| <i>Castilla y León</i> | -6,98% | 37,20% |
| <i>Castilla-La Mancha</i> | 9,56% | 60,46% |
| <i>Cataluña</i> | -2,70% | 65,25% |
| <i>Valencia</i> | -13,43% | 34,06% |
| <i>Extremadura</i> | 35,17% | 81,84% |
| <i>Galicia</i> | 13,66% | 71,18% |
| <i>Madrid</i> | -15,02% | 40,56% |
| <i>Murcia</i> | 1,89% | 62,32% |
| <i>Navarra</i> | -21,15% | 8,20% |
| <i>País Vasco</i> | 7,16% | 49,92% |
| <i>Rioja</i> | -20,20% | 32,29% |
| <i>España</i> | 7,40% | 66,23% |
| <i>sec 1</i> | -43,96% | -39,42% |
| <i>sec 2</i> | 34,14% | 72,74% |
| <i>FP I</i> | 29,43% | 94,84% |
| <i>FP 2</i> | 0,93% | 53,99% |
| <i>Univ 1</i> | 90,97% | 251,15% |
| <i>Univ 2</i> | 60,90% | 200,93% |
| <i>Univ 3</i> | -185,84% | -96,43% |

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.

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 postobligatorios, 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 recuperar 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

$$(A.1) \quad r_p = R_p + g + v$$

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

$$(A.2) \quad \frac{R}{1 - e^{-R H_o}} = R' \equiv \frac{\theta_{net} + p'_{net} + PENS}{OPPC + DIRC} \\ \equiv \frac{p(1 - T') [\theta S'(X_o) - v] + \Delta p' S'(X_o) + \gamma(R) (1 - T'_p) PB' [\theta S'(X_o) - v]}{[p(1 - \tau) - p_s(1 - \phi)(1 - \tau_s) e^{v H_o / 2}] + \mu_s e^{v H_o / 2}}$$

donde

$$(A.3) \quad 1 - T' \equiv (1 - T'_e) + \frac{1-p}{p} (B'(W) - T'_u(W)) \Rightarrow T' = T'_e - \frac{1-p}{p} (B'(W) - T'_u(W))$$

$$(A.4) \quad (1 - \tau) \equiv (1 - \tau_e) + \frac{1-p}{p} (1 - \tau_u) b \Rightarrow \tau = \tau_e - \frac{1-p}{p} (1 - \tau_u) b$$

$$(A.5) \quad \Delta \equiv (1 - \tau_e) - (1 - \tau_u) b$$

$$(A.6) \quad \gamma(R) \equiv \frac{R}{R + g + v} \frac{1 - e^{-(R+g+v)(Z-U)}}{e^{RH} - 1}$$

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 , pb , B' y PB' son las tasas medias y marginales de reposición para los

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.

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 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 T_c' , T_u' o T_p' 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_s , también reduce R' al aumentar el coste de oportunidad de estudiar, *OPPC*. Sin embargo, un aumento de τ_u 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_e , 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 $(1-T_e')/(1-\tau_e)$), 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:

$$(A.8) \quad \frac{R}{1 - e^{-RH_0}} = R_f' \equiv \frac{\left[T_a \frac{q'}{q} S' + \Delta'_a \theta' + (T_e - T_u) p' S' \right] + \gamma(R) \left[T_p \frac{q'}{q} S' + \Delta'_p \theta' \right]}{\left[T_a - \eta_q p_s T_s (1 - \phi) e^{vH_0/2} \right] + \frac{\mu_g}{q} e^{vH_0/2}} \equiv \frac{N_1 + \gamma(R)N_2}{D}$$

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, $\varepsilon_q = q'(S_0)/q(S_0)$ 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 particular,²²

$$(A.9) \quad T_s \equiv \tau_s + \tau_c c_s (1 - \tau_s) + e_s$$

$$(A.10) \quad T_p \equiv -(1 - \tau_p)(1 - \tau_c c_p) p b$$

$$(A.11) \quad T_e \equiv \tau_e + \tau_c c_e (1 - \tau_e) + e_e$$

$$\Delta'_p \equiv -(1 - \tau_c c'_p)(1 - T_p') P B'$$

$$\Delta'_e \equiv T'_e + (1 - T'_e) \tau_c C'_e + E'_e$$

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.

$$(A.12) T_u \equiv -(1 - \tau_c c_u)(1 - \tau_u)b \quad \Delta'_u \equiv -(1 - \tau_c C'_u)(B' - T'_u)$$

$$(A.13) T_a = pT_e + (1 - p)T_u \quad \Delta'_a \equiv p\Delta'_e + (1 - p)\Delta'_u$$

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 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, Δ'_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_o , se puede aproximar como

$$(A.14) NPFV(r_o) = V'_g(X_o)e^{r_o X_o} = \\ = \left\{ N_1 \frac{1 - e^{-(r_o - g - v)H_o}}{r_o - g - v} + N_2 e^{-(r_o - g - v)H_o} \frac{1 - e^{-r_o(Z-U)}}{r_o} - D \right\} qe^{-vH_o/2} W_o$$

donde W_o 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**

| <i>nivel:</i> | <i>antes de 1970</i> | <i>LGE, 1970-</i> | <i>LOGSE, 1990-</i> |
|-----------------|---------------------------------|---------------------------|--------------------------|
| <i>primaria</i> | primaria: 4* | EGB I: 5 | primaria: 6 |
| <i>sec. 1</i> | bachillerato elemental: 4 | EGB II: 3 | ESO: 4 |
| <i>sec. 2</i> | bachillerato superior y PREU: 3 | BUP y COU: 4 | bachillerato: 2 |
| <i>FP 1</i> | oficialía industrial: 3 | técnico auxiliar: 2 | ciclos grado medio: 2 |
| <i>FP 2</i> | maestría industrial: 2 | técnico especialista: 2** | ciclos grado superior: 2 |
| <i>univ. 1</i> | diplomatura/peritaje: 3 | diplomatura/peritaje: 3 | diplomatura/peritaje: 3 |
| <i>univ. 2</i> | licenciatura: 2 | licenciatura: 2 | licenciatura: 2 |
| <i>univ. 3</i> | 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

| | <i>Andalucía</i> | | <i>Aragón</i> | | <i>Asturias</i> | | <i>Baleares</i> | |
|---------------------------|------------------|----------------|---------------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|
| | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,183 | (12,94) | 0,289 | (12,57) | 0,267 | (12,87) | 0,142 | (8,88) |
| <i>carbón</i> | -0,268 | (5,93) | | | 0,497 | (4,60) | | |
| <i>años de escolar.</i> | 0,048 | (16,25) | 0,057 | (16,72) | 0,067 | (16,05) | 0,053 | (15,98) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,023 | (8,62) | 0,026 | (9,33) | 0,027 | (8,62) | 0,024 | (8,96) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | -0,0002 | (3,20) | -0,0003 | (5,97) | -0,0002 | (3,98) | -0,0003 | (5,69) |
| <i>inmigrante</i> | -0,154 | (2,99) | -0,051 | (1,61) | 0,072 | (1,22) | -0,135 | (6,64) |
| <i>constante</i> | 1,300 | (28,39) | 1,187 | (17,82) | 0,997 | (16,23) | 1,371 | (27,41) |
| <i>no. de obs.</i> | 17.033 | | 8.461 | | 6.907 | | 6.484 | |
| <i>población</i> | 1.542.300 | | 294.330 | | 201.890 | | 251.580 | |
| <i>R^2</i> | 0,218 | | 0,291 | | 0,326 | | 0,292 | |

| | <i>Cantabria</i> | | <i>C. y León</i> | | <i>C. Mancha</i> | | <i>Cataluña</i> | |
|---------------------------|------------------|----------------|------------------|----------------|------------------|----------------|-----------------|----------------|
| | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,229 | (9,40) | 0,216 | (11,67) | 0,155 | (9,24) | 0,254 | (22,37) |
| <i>carbón</i> | | | 0,243 | (1,88) | | | 0,038 | (0,36) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,060 | (12,53) | 0,056 | (20,70) | 0,058 | (17,44) | 0,063 | (31,97) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,023 | (7,08) | 0,028 | (9,50) | 0,022 | (10,06) | 0,030 | (19,62) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | -0,0002 | (3,63) | -0,0003 | (4,44) | -0,0002 | (5,81) | -0,0003 | (12,11) |
| <i>inmigrante</i> | -0,045 | (1,03) | -0,088 | (2,79) | -0,022 | (0,89) | -0,128 | (6,89) |
| <i>constante</i> | 1,113 | (15,31) | 1,127 | (22,64) | 1,235 | (27,04) | 1,208 | (39,99) |
| <i>no. de obs.</i> | 4.929 | | 11.032 | | 8.910 | | 26.234 | |
| <i>población</i> | 111.570 | | 489.420 | | 354.540 | | 2.135.700 | |
| <i>R^2</i> | 0,311 | | 0,285 | | 0,271 | | 0,307 | |

| | <i>Extremad.</i> | | <i>Galicia</i> | | <i>Madrid</i> | | <i>Murcia</i> | |
|---------------------------|------------------|----------------|----------------|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|
| | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,150 | (8,15) | 0,209 | (14,41) | 0,201 | (14,11) | 0,158 | (8,95) |
| <i>carbón</i> | | | | | 0,442 | (3,36) | | |
| <i>años de escolar.</i> | 0,070 | (13,50) | 0,063 | (21,69) | 0,063 | (27,17) | 0,059 | (15,24) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,029 | (8,03) | 0,032 | (12,72) | 0,033 | (15,93) | 0,019 | (7,24) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | -0,0003 | (4,74) | -0,0003 | (7,98) | -0,0004 | (10,04) | -0,0002 | (3,90) |
| <i>inmigrante</i> | -0,053 | (1,09) | 0,009 | (0,41) | -0,202 | (8,57) | -0,009 | (0,41) |
| <i>constante</i> | 0,922 | (11,85) | 0,966 | (20,02) | 1,182 | (28,96) | 1,257 | (22,11) |
| <i>no. de obs.</i> | 5.202 | | 11.060 | | 23.618 | | 8.003 | |
| <i>población</i> | 148.710 | | 537.970 | | 1.906.700 | | 288.110 | |
| <i>R^2</i> | 0,359 | | 0,331 | | 0,297 | | 0,275 | |

| | <i>País Vasco</i> | | <i>Rioja</i> | | <i>C. y Mel</i> | | <i>España</i> | |
|---------------------------|-------------------|----------------|--------------|----------------|-----------------|----------------|---------------|----------------|
| | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,202 | (13,04) | 0,219 | (10,74) | 0,136 | (2,17) | 0,206 | (40,85) |
| <i>carbón</i> | | | | | | | 0,369 | (4,80) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,059 | (27,10) | 0,052 | (11,48) | 0,054 | (5,28) | 0,061 | (67,07) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,032 | (16,42) | 0,028 | (7,40) | 0,006 | (0,81) | 0,028 | (36,26) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | -0,0003 | (8,14) | -0,0003 | (5,09) | 0,0000 | (0,27) | -0,0003 | (19,09) |
| <i>inmigrante</i> | -0,135 | (3,97) | -0,071 | (3,32) | -0,161 | (1,82) | -0,085 | (6,88) |
| <i>constante</i> | 1,255 | (32,56) | 1,228 | (15,99) | 1,560 | (11,35) | 1,169 | (78,07) |
| <i>no. de obs.</i> | 12.850 | | 3.996 | | 538 | | 186.503 | |
| <i>población</i> | 545.320 | | 61.025 | | 53.067 | | 10.626.000 | |
| <i>R^2</i> | 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 |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,042 | (3,41) | 0,046 | (1,97) | 0,074 | (2,26) | 0,065 | (2,30) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,018 | (14,13) | 0,010 | (4,30) | 0,015 | (4,31) | 0,012 | (4,12) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,016 | (14,06) | 0,015 | (6,88) | 0,013 | (3,98) | 0,011 | (4,46) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | -0,0005 | (23,84) | -0,0005 | (12,29) | -0,0004 | (7,89) | 0,000 | (8,27) |
| <i>estudiante universitario</i> | -0,482 | (26,84) | -0,587 | (16,13) | -0,563 | (12,62) | -0,427 | (7,89) |
| <i>estudiante no universit.</i> | -0,593 | (30,56) | -0,662 | (15,1) | -0,613 | (11,52) | -0,609 | (11,39) |
| <i>casado</i> | -0,156 | (12,46) | -0,144 | (6,51) | -0,154 | (4,88) | -0,024 | (0,92) |
| <i>casado*hombre</i> | 0,335 | (22,22) | 0,259 | (9,62) | 0,208 | (5,13) | 0,140 | (4,06) |
| <i>niños <6</i> | -0,107 | (7,26) | -0,081 | (2,90) | -0,072 | (1,55) | -0,079 | (2,46) |
| <i>niños <6*hombre</i> | 0,147 | (6,14) | 0,081 | (1,74) | 0,192 | (2,57) | 0,085 | (1,74) |
| <i>inmigrante</i> | 0,087 | (3,12) | 0,004 | (0,12) | 0,069 | (0,80) | -0,059 | (2,24) |
| <i>no. de obs.</i> | 19.254 | | 4.760 | | 2.920 | | 2.691 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,623 | | 0,699 | | 0,604 | | 0,745 | |
| <i>pred. P</i> | 0,657 | | 0,755 | | 0,628 | | 0,793 | |

| | Canarias | | Cantabria | | Cast. y León | | C. la Mancha | |
|---------------------------------|----------|---------|-----------|---------|--------------|---------|--------------|---------|
| | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0.063 | (3.10) | -0.026 | (0.84) | 0.073 | (4.51) | 0.089 | (4.64) |
| <i>años de escolar.</i> | 0.012 | (5.64) | 0.019 | (5.48) | 0.011 | (6.39) | 0.020 | (9.45) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0.013 | (6.38) | 0.019 | (5.82) | 0.022 | (14.43) | 0.019 | (10.20) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | 0.000 | (11.73) | -0.0005 | (9.27) | -0.0006 | (21.86) | -0.0005 | (16.31) |
| <i>estudiante universitario</i> | -0.526 | (16.25) | -0.567 | (11.71) | -0.528 | (20.94) | -0.555 | (19.05) |
| <i>estudiante no universit.</i> | -0.641 | (18.16) | -0.660 | (11.72) | -0.637 | (22.42) | -0.647 | (20.54) |
| <i>casado</i> | -0.094 | (4.54) | -0.220 | (7.15) | -0.143 | (8.93) | -0.187 | (9.65) |
| <i>casado*hombre</i> | 0.270 | (10.57) | 0.333 | (9.30) | 0.277 | (14.51) | 0.348 | (15.5) |
| <i>niños <6</i> | -0.061 | (2.30) | -0.043 | (0.98) | -0.126 | (5.88) | -0.115 | (4.93) |
| <i>niños <6*hombre</i> | 0.087 | (1.89) | 0.210 | (2.60) | 0.177 | (4.89) | 0.129 | (3.09) |
| <i>inmigrante</i> | 0.070 | (2.10) | 0.087 | (1.35) | 0.088 | (2.97) | 0.065 | (2.04) |
| <i>no. de obs.</i> | 5.692 | | 2.751 | | 10.561 | | 7.882 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0.659 | | 0.658 | | 0.661 | | 0.652 | |
| <i>pred. P</i> | 0.694 | | 0.707 | | 0.708 | | 0.708 | |

| | Cataluña | | Valencia | | Extremadura | | Galicia | |
|---------------------------------|----------|---------|----------|---------|-------------|---------|---------|---------|
| | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio |
| <i>sexo (hombre)</i> | -0,014 | (0,97) | 0,028 | (1,74) | 0,066 | (2,44) | 0,032 | (1,68) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,013 | (8,86) | 0,011 | (6,41) | 0,025 | (8,42) | 0,017 | (8,12) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,016 | (12,12) | 0,011 | (7,15) | 0,017 | (6,50) | 0,016 | (8,55) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | 0,000 | (19,66) | 0,000 | (14,73) | -0,0005 | (10,99) | -0,0004 | (14,46) |
| <i>estudiante universitario</i> | -0,429 | (17,22) | -0,510 | (19,68) | -0,585 | (14,68) | -0,539 | (18,51) |
| <i>estudiante no universit.</i> | -0,622 | (21,79) | -0,638 | (21,28) | -0,620 | (16,05) | -0,615 | (17,46) |
| <i>casado</i> | -0,111 | (8,06) | -0,103 | (6,62) | -0,166 | (6,06) | -0,023 | (1,19) |
| <i>casado*hombre</i> | 0,256 | (15,74) | 0,263 | (13,87) | 0,317 | (9,72) | 0,195 | (8,35) |
| <i>niños <6</i> | -0,095 | (5,40) | -0,128 | (6,63) | -0,117 | (3,66) | -0,100 | (3,65) |
| <i>niños <6*hombre</i> | 0,098 | (3,43) | 0,153 | (4,87) | 0,091 | (1,78) | 0,167 | (3,91) |
| <i>inmigrante</i> | -0,042 | (2,44) | -0,034 | (1,73) | 0,010 | (0,16) | -0,006 | (0,13) |
| <i>no. de obs.</i> | 10.581 | | 8.966 | | 4.435 | | 7.226 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,732 | | 0,704 | | 0,616 | | 0,664 | |
| <i>pred. P</i> | 0,790 | | 0,760 | | 0,644 | | 0,700 | |

| | Madrid | | Murcia | | Navarra | |
|---------------------------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|
| | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio |
| <i>sexo (hombre)</i> | -0,034 | (1,91) | 0,018 | (0,69) | -0,002 | (0,07) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,004 | (2,11) | 0,014 | (5,19) | 0,006 | (1,75) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,015 | (8,38) | 0,006 | (2,14) | 0,020 | (6,95) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | -0,0005 | (14,53) | 0,000 | (6,33) | -0,001 | (11,28) |
| <i>estudiante</i> | -0,493 | (17,27) | -0,592 | (14,07) | -0,573 | (11,25) |
| <i>estudiante no</i> | -0,675 | (17,83) | -0,652 | (14,51) | -0,654 | (10,60) |
| <i>casado</i> | -0,143 | (8,14) | -0,151 | (5,85) | -0,154 | (5,59) |
| <i>casado*hombre</i> | 0,284 | (13,99) | 0,292 | (9,42) | 0,262 | (8,00) |
| <i>niños <6</i> | -0,060 | (2,50) | -0,123 | (4,07) | -0,072 | (1,90) |
| <i>niños <6*hombre</i> | 0,089 | (1,96) | 0,143 | (3,04) | 0,104 | (1,48) |
| <i>inmigrante</i> | 0,059 | (2,67) | 0,067 | (2,36) | -0,066 | (1,33) |
| <i>no. de obs.</i> | 5.979 | | 3.585 | | 2.553 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,727 | | 0,683 | | 0,718 | |
| <i>pred. P</i> | 0,786 | | 0,734 | | 0,780 | |

| | País Vasco | | La Rioja | | España | |
|---------------------------|------------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio | Coef. | t-ratio |
| <i>sexo (hombre)</i> | -0,003 | (0,16) | -0,012 | (0,34) | 0,035 | (7,07) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,012 | (5,18) | 0,015 | (3,89) | 0,015 | (29,98) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,018 | (8,53) | 0,021 | (6,42) | 0,016 | (34,36) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | -0,0005 | (13,96) | -0,0005 | (9,31) | -0,0005 | (57,76) |
| <i>estudiante</i> | -0,564 | (15,43) | -0,520 | (8,85) | -0,520 | (67,77) |
| <i>estudiante no</i> | -0,657 | (15,02) | -0,662 | (9,37) | -0,628 | (72,39) |
| <i>casado</i> | -0,119 | (5,61) | -0,142 | (4,19) | -0,130 | (26,81) |
| <i>casado*hombre</i> | 0,247 | (9,81) | 0,307 | (7,41) | 0,280 | (47,83) |
| <i>niños <6</i> | -0,128 | (4,55) | -0,114 | (2,53) | -0,104 | (16,98) |
| <i>niños <6*hombre</i> | 0,202 | (3,95) | 0,061 | (0,82) | 0,137 | (13,65) |
| <i>inmigrante</i> | 0,025 | (0,51) | -0,042 | (0,97) | 0,037 | (4,88) |
| <i>no. de obs.</i> | 4.995 | | 1.798 | | 107.415 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,701 | | 0,707 | | 0,673 | |
| <i>pred. P</i> | 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 |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,094 | (6,89) | 0,145 | (5,76) | 0,156 | (4,28) | 0,030 | (0,85) |
| <i>estudiante universitario</i> | -0,021 | (0,75) | -0,227 | (3,54) | -0,278 | (2,67) | -0,048 | (0,61) |
| <i>estudiante no universit.</i> | 0,055 | (1,29) | -0,233 | (2,58) | -0,308 | (2,10) | 0,067 | (0,57) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,013 | (8,67) | 0,008 | (2,99) | 0,012 | (3,11) | 0,005 | (1,44) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,008 | (6,59) | 0,008 | (3,11) | 0,013 | (3,68) | 0,000 | (0,09) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | 0,000 | (3,83) | 0,000 | (3,44) | 0,000 | (3,43) | 0,000 | (0,45) |
| <i>inmigrante</i> | -0,013 | (0,47) | -0,046 | (1,24) | 0,073 | (0,86) | -0,049 | (1,67) |
| <i>ratio inv de Mills</i> | -0,582 | (19,82) | -0,373 | (6,32) | -0,275 | (2,77) | -0,647 | (5,41) |
| <i>no. de obs.</i> | 19.254 | | 4.760 | | 2.920 | | 2.691 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,544 | | 0,665 | | 0,555 | | 0,706 | |
| <i>pred. P</i> | 0,536 | | 0,694 | | 0,554 | | 0,735 | |

| | Canarias | | Cantabria | | Cast. y León | | C. Mancha | |
|---------------------------------|-----------------|----------------|------------------|----------------|---------------------|----------------|------------------|----------------|
| | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,074 | (2,97) | 0,112 | (3,83) | 0,144 | (7,64) | 0,126 | (5,44) |
| <i>estudiante universitario</i> | -0,041 | (0,66) | -0,198 | (2,33) | -0,131 | (2,99) | -0,033 | (0,71) |
| <i>estudiante no universit.</i> | 0,004 | (0,05) | -0,060 | (0,51) | -0,137 | (2,05) | 0,010 | (0,14) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,010 | (4,05) | 0,006 | (1,55) | 0,009 | (4,76) | 0,011 | (4,62) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,009 | (3,61) | 0,008 | (2,29) | 0,011 | (5,38) | 0,007 | (3,61) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | 0,000 | (2,15) | 0,000 | (2,22) | 0,000 | (4,45) | 0,000 | (2,33) |
| <i>inmigrante</i> | -0,021 | (0,60) | -0,052 | (0,81) | -0,029 | (0,95) | -0,045 | (1,38) |
| <i>ratio inv de Mills</i> | -0,549 | (8,64) | -0,476 | (6,69) | -0,472 | (11,32) | -0,588 | (13,59) |
| <i>no. de obs.</i> | 5.692 | | 2.751 | | 10.561 | | 7.882 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,582 | | 0,614 | | 0,606 | | 0,596 | |
| <i>pred. P</i> | 0,582 | | 0,625 | | 0,614 | | 0,603 | |

| | Cataluña | | Valencia | | Extremadura | | Galicia | |
|---------------------------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|--------------------|----------------|----------------|----------------|
| | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,073 | (5,25) | 0,110 | (6,16) | 0,140 | (4,69) | 0,107 | (5,42) |
| <i>estudiante universitario</i> | -0,089 | (2,86) | -0,124 | (3,16) | -0,118 | (1,44) | -0,147 | (2,27) |
| <i>estudiante no universit.</i> | -0,096 | (1,85) | -0,127 | (2,16) | -0,096 | (0,97) | -0,129 | (1,40) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,009 | (5,38) | 0,011 | (5,45) | 0,020 | (5,55) | 0,009 | (3,56) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,005 | (2,74) | 0,007 | (4,06) | 0,012 | (4,14) | 0,011 | (4,26) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | 0,000 | (2,14) | 0,000 | (3,54) | 0,000 | (3,14) | 0,000 | (3,50) |
| <i>inmigrante</i> | -0,076 | (4,06) | -0,034 | (1,65) | 0,026 | (0,39) | -0,064 | (1,32) |
| <i>ratio inv de Mills</i> | -0,496 | (13,14) | -0,467 | (10,82) | -0,460 | (7,10) | -0,435 | (6,60) |
| <i>no. de obs.</i> | 10.581 | | 8.966 | | 4.435 | | 7.226 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,688 | | 0,652 | | 0,532 | | 0,604 | |
| <i>pred. P</i> | 0,715 | | 0,675 | | 0,515 | | 0,611 | |

| | Madrid | | Murcia | | Navarra | |
|---------------------------------|---------------|----------------|---------------|----------------|----------------|----------------|
| | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,071 | (4,14) | 0,106 | (3,83) | 0,083 | (2,92) |
| <i>estudiante universitario</i> | -0,047 | (1,13) | -0,093 | (1,34) | -0,166 | (1,97) |
| <i>estudiante no universit.</i> | -0,020 | (0,29) | -0,155 | (1,67) | -0,139 | (1,26) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,006 | (3,00) | 0,011 | (3,51) | 0,008 | (2,18) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,004 | (1,68) | 0,005 | (2,08) | 0,005 | (1,43) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | 0,000 | (0,97) | 0,000 | (1,81) | 0,000 | (1,56) |
| <i>inmigrante</i> | -0,002 | (0,08) | 0,021 | (0,69) | -0,055 | (1,09) |
| <i>ratio inv de Mills</i> | -0,553 | (11,58) | -0,475 | (7,54) | -0,439 | (5,68) |
| <i>no. de obs.</i> | 5.979 | | 3.585 | | 2.553 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,679 | | 0,633 | | 0,685 | |
| <i>pred. P</i> | 0,703 | | 0,653 | | 0,716 | |

| | País Vasco | | La Rioja | | España | |
|---------------------------------|-------------------|----------------|-----------------|----------------|---------------|----------------|
| | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,105 | (4,87) | 0,048 | (1,37) | 0,106 | (19,57) |
| <i>estudiante universitario</i> | -0,148 | (2,42) | -0,015 | (0,18) | -0,089 | (7,02) |
| <i>estudiante no universit.</i> | -0,243 | (2,60) | 0,058 | (0,47) | -0,069 | (3,67) |
| <i>años de escolar.</i> | 0,011 | (3,97) | 0,007 | (1,65) | 0,012 | (19,27) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,011 | (3,90) | 0,005 | (1,15) | 0,008 | (14,28) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | 0,000 | (3,39) | 0,000 | (0,77) | 0,000 | (10,52) |
| <i>inmigrante</i> | -0,075 | (1,55) | -0,045 | (1,02) | -0,015 | (1,90) |
| <i>ratio inv de Mills</i> | -0,404 | (6,62) | -0,560 | (6,44) | -0,504 | (38,31) |
| <i>no. de obs.</i> | 4.995 | | 1.798 | | 107.415 | |
| <i>part. media obs. P</i> | 0,653 | | 0,668 | | 0,615 | |
| <i>pred. P</i> | 0,673 | | 0,691 | | 0,626 | |

**Cuadro A.5: Ecuaciones de salarios,
participación y ocupación con *dummies* por nivel educativo**

| | <i>salarios</i> | | <i>participación</i> | | <i>ocupación</i> | |
|---------------------------------|-----------------|----------------|----------------------|----------------|------------------|----------------|
| | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> | <i>Coef.</i> | <i>t-ratio</i> |
| <i>sexo (hombre)</i> | 0,213 | (42,56) | 0,036 | (7,23) | 0,093 | (17,08) |
| <i>secundaria I</i> | 0,059 | (7,60) | -0,024 | (4,86) | 0,009 | (1,70) |
| <i>secundaria II</i> | 0,301 | (25,44) | -0,0010 | (0,16) | 0,053 | (8,16) |
| <i>FP I</i> | 0,239 | (22,40) | 0,050 | (7,15) | 0,048 | (6,41) |
| <i>FP II</i> | 0,335 | (31,64) | 0,091 | (12,29) | 0,086 | (10,61) |
| <i>Universidad I</i> | 0,619 | (51,47) | 0,122 | (18,31) | 0,105 | (13,33) |
| <i>Universidad II</i> | 0,787 | (68,92) | 0,160 | (22,52) | 0,123 | (14,77) |
| <i>Universidad III</i> | 0,877 | (24,67) | 0,191 | (6,56) | 0,210 | (6,93) |
| <i>experiencia pot.</i> | 0,028 | (38,70) | 0,017 | (35,90) | 0,007 | (12,37) |
| <i>experiencia pot.^2</i> | -0,0003 | (22,97) | -0,001 | (60,08) | 0,000 | (8,72) |
| <i>estudiante universitario</i> | | | -0,506 | (61,24) | -0,066 | (5,26) |
| <i>estudiante no universit.</i> | | | -0,606 | (67,04) | -0,003 | (0,19) |
| <i>casado</i> | | | -0,128 | (26,46) | | |
| <i>casado*hombre</i> | | | 0,280 | (47,98) | | |
| <i>niños <6</i> | | | -0,113 | (18,30) | | |
| <i>niños <6*hombre</i> | | | 0,138 | (13,80) | | |
| <i>inmigrante</i> | -0,126 | (11,02) | 0,032 | (4,24) | -0,022 | (2,80) |
| <i>carbón</i> | 0,404 | (5,32) | | | | |
| <i>constante</i> | 1,548 | (140,55) | | | | |
| <i>ratio inv. de Mill</i> | | | | | -0,543 | (42,33) |
| <i>Número de obs.</i> | 186.503 | | 107.415 | | 107.415 | |
| <i>R cuadrado</i> | 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% |
| 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,

$$(A.15) T_i(W) = \tau_{ss} W + T_{\min_i} + \tau_i \left\{ W - \tau_{ss} W - [A_o + A_{li} - a_i ((1 - \tau_{ss})W - B_{li})] - B_{\min_i} \right\}$$

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.

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 T_{\min_i} la cuota correspondiente al nivel mínimo de renta dentro del mismo tramo (B_{\min_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 (A_0) y la deducción por las rentas del trabajo, que viene dada por $A_i - a_i((1 - \tau_{ss})W - B_i)$. 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

$$(A.16) T_i'(W) = \tau_{ss} + \tau_i \{ (1 - \tau_{ss}) + a_i(1 - \tau_{ss}) \} = \tau_{ss} + \tau_i(1 - \tau_{ss})(1 + a_i)$$

que es la expresión que hemos usado para calcular los valores de T_e' 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 reducido.²⁴ Por lo tanto, la tasa marginal de reposición (B') 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.

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.

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 misma.²⁵ 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

$$(A.17) T_i(W) = \tau_{ss}^* W + T_{\min_i} + \tau_i \left\{ B(W) - \tau_{ss}^* W - \left[A_o + A_{li} - a_i (B(W) - \tau_{ss}^* W - B_{li}) \right] - B_{\min_i} \right\}$$

donde τ_{ss}^* 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 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

$$(A.21) T' \equiv T'_e - \frac{1-p}{p} (1 - T'_u) B'$$

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).

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

$$(A.21)' T' = T_e' - \frac{1-p}{p} F_u' = T_e' - \frac{1-p}{p} (B'(y) - T_u'(y))$$

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

$$G_u'(W) \equiv -(1 - \tau_c C_u')(B' - T_u')$$

y

$$\Delta_u' \equiv -(1 - \tau_c C_u')(B' - T_u')$$

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 España,²⁶ 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

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.

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 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 jubile en 2006, tenemos que multiplicar pb por el último sueldo del individuo de referencia en cada región i , W_{ij} . 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

$$W_{ij}^{2006} = W_{io}^{2006} e^{vH/2}$$

²⁷ Para más detalles, véase de la Fuente y Doménech (2009).

²⁸ La única excepción serían los que completen 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.

¿Qué tipos impositivos debemos aplicarle al pensionista representativo? Una posibilidad sería trabajar directamente con el sueldo inicial de los jubilados en 2006, W_{ij}^{2006} . Sin embargo, ésta no parece en principio la opción más razonable 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

| | p_o | p_s | q_o | q_s | S_o | $S'(X_o)$ | X_o | U | H | Z |
|----------------------|--------|--------|-------|-------|-------|-----------|-------|-------|-------|-------|
| <i>Andalucía</i> | 87.22% | 67.51% | 62.3% | 20.3% | 9.50 | 0.666 | 10.23 | 63.93 | 47.70 | 79.67 |
| <i>Aragón</i> | 95.13% | 82.39% | 69.9% | 23.1% | 9.58 | 0.711 | 10.23 | 63.67 | 47.44 | 81.48 |
| <i>Asturias</i> | 91.95% | 74.11% | 60.4% | 15.6% | 10.05 | 0.707 | 10.41 | 63.24 | 46.83 | 80.10 |
| <i>Baleares</i> | 94.76% | 77.54% | 74.5% | 32.7% | 8.73 | 0.620 | 10.40 | 64.09 | 47.69 | 81.08 |
| <i>Canarias</i> | 88.38% | 62.38% | 65.9% | 19.0% | 8.66 | 0.622 | 10.39 | 64.03 | 47.64 | 79.98 |
| <i>Cantabria</i> | 93.31% | 75.04% | 65.8% | 16.6% | 9.45 | 0.713 | 10.91 | 63.79 | 46.88 | 80.93 |
| <i>Cast. y León</i> | 91.67% | 61.66% | 66.1% | 17.5% | 9.60 | 0.717 | 10.54 | 63.91 | 47.37 | 81.91 |
| <i>Cast.-Mancha</i> | 91.33% | 70.38% | 65.2% | 19.1% | 8.97 | 0.699 | 9.72 | 63.98 | 47.98 | 81.66 |
| <i>Cataluña</i> | 93.92% | 72.33% | 73.2% | 30.6% | 10.02 | 0.683 | 10.35 | 63.79 | 47.44 | 81.35 |
| <i>Valencia</i> | 92.58% | 72.35% | 70.4% | 28.3% | 9.13 | 0.690 | 10.61 | 63.85 | 47.24 | 80.39 |
| <i>Extremadura</i> | 86.45% | 62.50% | 61.6% | 14.3% | 9.29 | 0.705 | 9.96 | 63.92 | 47.92 | 80.46 |
| <i>Galicia</i> | 91.01% | 69.07% | 66.4% | 17.9% | 9.16 | 0.710 | 10.35 | 64.06 | 47.71 | 80.73 |
| <i>Madrid</i> | 93.42% | 70.44% | 72.7% | 25.5% | 10.76 | 0.738 | 11.78 | 63.93 | 46.15 | 82.23 |
| <i>Murcia</i> | 92.73% | 71.04% | 68.3% | 24.6% | 9.06 | 0.668 | 10.23 | 64.10 | 47.87 | 80.30 |
| <i>Navarra</i> | 95.42% | 83.13% | 71.8% | 24.0% | 9.53 | 0.765 | 11.25 | 63.74 | 46.49 | 82.13 |
| <i>P. Vasco</i> | 93.26% | 59.08% | 70.1% | 21.5% | 10.60 | 0.763 | 11.38 | 63.61 | 46.23 | 81.55 |
| <i>Rioja</i> | 94.49% | 85.92% | 70.7% | 21.0% | 8.64 | 0.664 | 10.86 | 63.76 | 46.90 | 81.87 |
| <i>España</i> | 91.39% | 69.62% | 67.3% | 21.9% | 9.65 | 0.695 | 10.51 | 63.86 | 47.35 | 80.95 |
| <i>Primaria</i> | 89.19% | 63.41% | 48.0% | 15.1% | 6 | | 6.17 | 63.86 | 47.86 | 80.95 |
| <i>Secundaria 1</i> | 89.51% | 63.41% | 66.0% | 15.1% | 10 | 0.796 | 10.81 | 63.86 | 47.05 | 80.95 |
| <i>Secundaria 2</i> | 91.45% | 63.41% | 63.5% | 15.1% | 12 | 0.769 | 13.16 | 63.86 | 44.70 | 80.95 |
| <i>FP 1</i> | 91.85% | 63.41% | 79.8% | 15.1% | 12 | 0.650 | 13.27 | 63.86 | 44.59 | 80.95 |
| <i>FP2</i> | 93.57% | 63.41% | 85.4% | 15.1% | 14 | 0.731 | 15.57 | 63.86 | 42.29 | 80.95 |
| <i>Universidad 1</i> | 94.55% | 82.04% | 80.8% | 35.5% | 15 | 0.614 | 17.61 | 63.86 | 40.25 | 80.95 |
| <i>Universidad 2</i> | 94.16% | 82.04% | 88.8% | 35.5% | 17 | 0.614 | 20.76 | 63.86 | 37.10 | 80.95 |
| <i>Universidad 3</i> | 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**

| | μ_g | μ_s | μ | $\mu_{g'}$ | W_0 | τ_e | T_e' | τ_s | b |
|----------------------|---------|---------|-------|------------|--------|----------|--------|----------|-------|
| <i>Andalucía</i> | 0.229 | 0.011 | 0.240 | 0.254 | 17,166 | 18.53% | 28.83% | 6.35% | 0.586 |
| <i>Aragón</i> | 0.265 | 0.038 | 0.302 | 0.309 | 17,513 | 18.74% | 28.83% | 6.35% | 0.574 |
| <i>Asturias</i> | 0.290 | 0.026 | 0.316 | 0.323 | 17,500 | 18.73% | 28.83% | 6.35% | 0.575 |
| <i>Baleares</i> | 0.277 | 0.024 | 0.301 | 0.311 | 16,238 | 17.95% | 28.83% | 6.35% | 0.620 |
| <i>Canarias</i> | 0.308 | 0.010 | 0.317 | 0.331 | 15,552 | 17.47% | 28.83% | 6.35% | 0.647 |
| <i>Cantabria</i> | 0.273 | 0.039 | 0.313 | 0.320 | 15,467 | 17.40% | 28.83% | 6.35% | 0.650 |
| <i>Cast. y León</i> | 0.274 | 0.016 | 0.290 | 0.303 | 17,283 | 18.60% | 28.83% | 6.35% | 0.582 |
| <i>Cast.-Mancha</i> | 0.291 | 0.000 | 0.291 | 0.311 | 15,828 | 17.67% | 28.83% | 6.35% | 0.636 |
| <i>Cataluña</i> | 0.226 | 0.046 | 0.272 | 0.278 | 20,532 | 20.22% | 28.83% | 6.35% | 0.490 |
| <i>Valencia</i> | 0.284 | 0.028 | 0.312 | 0.321 | 16,896 | 18.37% | 28.83% | 6.35% | 0.595 |
| <i>Extremadura</i> | 0.322 | -0.004 | 0.318 | 0.346 | 14,078 | 16.28% | 28.83% | 6.35% | 0.700 |
| <i>Galicia</i> | 0.250 | 0.012 | 0.262 | 0.277 | 16,284 | 17.98% | 28.83% | 6.35% | 0.618 |
| <i>Madrid</i> | 0.187 | 0.056 | 0.244 | 0.248 | 20,287 | 20.12% | 28.83% | 6.35% | 0.496 |
| <i>Murcia</i> | 0.266 | 0.024 | 0.290 | 0.301 | 14,594 | 16.72% | 28.83% | 6.35% | 0.689 |
| <i>Navarra</i> | 0.301 | 0.062 | 0.363 | 0.373 | 18,574 | 18.96% | 30.23% | 6.35% | 0.542 |
| <i>P. Vasco</i> | 0.289 | 0.034 | 0.323 | 0.328 | 21,639 | 20.48% | 32.57% | 6.35% | 0.465 |
| <i>Rioja</i> | 0.295 | 0.020 | 0.316 | 0.320 | 15,614 | 17.51% | 28.83% | 6.35% | 0.644 |
| <i>España</i> | 0.247 | 0.031 | 0.278 | 0.288 | 17,889 | 18.95% | 28.83% | 6.35% | 0.562 |
| <i>Primaria</i> | | | | | 14,523 | | | | |
| <i>Secundaria 1</i> | 0.354 | 0.017 | 0.371 | 0.378 | 14,724 | 16.66% | 28.83% | 6.35% | 0.693 |
| <i>Secundaria 2</i> | 0.349 | 0.017 | 0.366 | 0.373 | 19,403 | 16.83% | 28.83% | 6.35% | 0.683 |
| <i>FP 1</i> | 0.349 | 0.017 | 0.366 | 0.373 | 17,103 | 16.83% | 28.83% | 6.35% | 0.683 |
| <i>FP2</i> | 0.301 | 0.015 | 0.315 | 0.321 | 19,362 | 18.50% | 28.83% | 6.35% | 0.588 |
| <i>Universidad 1</i> | 0.153 | 0.059 | 0.212 | 0.229 | 22,697 | 19.72% | 28.83% | 6.35% | 0.519 |
| <i>Universidad 2</i> | 0.153 | 0.059 | 0.212 | 0.229 | 26,677 | 19.72% | 28.83% | 6.35% | 0.519 |
| <i>Universidad 3</i> | 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' | τ_u | $T_u'^{***}$ | pb | PB' | τ_p | T_p' |
|----------------------|-------|-------|----------|--------------|-------|-------|----------|--------|
| <i>Andalucía</i> | 0.586 | 0.000 | 9.60% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.48% | 24.00% |
| <i>Aragón</i> | 0.574 | 0.000 | 9.69% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.54% | 24.00% |
| <i>Asturias</i> | 0.575 | 0.000 | 9.68% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.54% | 24.00% |
| <i>Baleares</i> | 0.620 | 0.000 | 9.37% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.87% | 24.00% |
| <i>Canarias</i> | 0.647 | 0.000 | 9.20% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.48% | 24.00% |
| <i>Cantabria</i> | 0.650 | 0.000 | 9.18% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.29% | 24.00% |
| <i>Cast. y León</i> | 0.582 | 0.000 | 9.63% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.40% | 24.00% |
| <i>Cast.-Mancha</i> | 0.636 | 0.000 | 9.27% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.59% | 24.00% |
| <i>Cataluña</i> | 0.490 | 0.000 | 10.43% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 16.27% | 28.00% |
| <i>Valencia</i> | 0.595 | 0.000 | 9.53% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 14.25% | 24.00% |
| <i>Extremadura</i> | 0.700 | 0.700 | 8.63% | 15.40% | 0.826 | 0.826 | 12.36% | 24.00% |
| <i>Galicia</i> | 0.618 | 0.000 | 9.38% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.91% | 24.00% |
| <i>Madrid</i> | 0.496 | 0.000 | 10.37% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 15.96% | 28.00% |
| <i>Murcia</i> | 0.689 | 0.000 | 8.96% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 12.79% | 24.00% |
| <i>Navarra</i> | 0.542 | 0.000 | 9.38% | 2.37% | 0.826 | 0.826 | 14.84% | 28.00% |
| <i>P. Vasco</i> | 0.465 | 0.000 | 8.91% | 2.50% | 0.826 | 0.826 | 16.55% | 28.00% |
| <i>Rioja</i> | 0.644 | 0.000 | 9.22% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.33% | 24.00% |
| <i>España</i> | 0.562 | 0.000 | 9.78% | 2.49% | 0.826 | 0.828 | 14.77% | 24.00% |
| <i>Primaria</i> | | | | | | | | |
| <i>Secundaria 1</i> | 0.693 | 0.000 | 8.95% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 12.61% | 24.00% |
| <i>Secundaria 2</i> | 0.683 | 0.000 | 9.00% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 12.56% | 24.00% |
| <i>FP 1</i> | 0.683 | 0.000 | 9.00% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 12.55% | 24.00% |
| <i>FP2</i> | 0.588 | 0.000 | 9.58% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 13.98% | 24.00% |
| <i>Universidad 1</i> | 0.519 | 0.000 | 10.15% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 15.03% | 24.00% |
| <i>Universidad 2</i> | 0.519 | 0.000 | 10.15% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 15.03% | 24.00% |
| <i>Universidad 3</i> | 0.377 | 0.000 | 11.96% | 2.49% | 0.826 | 0.826 | 18.05% | 28.00% |

- Nota: (***) T_u' 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.

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*. 3º 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 Económico- 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/Presupuestosdel aSeguridadSocial2011/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.

ÚLTIMOS DOCUMENTOS DE TRABAJO

- 2011-11: “La rentabilidad privada y fiscal de la educación en España y sus regiones”, **Angel de la Fuente y Juan Francisco Jimeno**.
- 2011-10: “Tradable Immigration Quotas”, **Jesús Fernández-Huertas Moraga y Hillel Rapoport**.
- 2011-09: “The Effects of Employment Uncertainty and Wealth Shocks on the Labor Supply and Claiming Behavior of Older American Workers”, **Hugo Benítez-Silva, J. Ignacio García-Pérez y Sergi Jiménez-Martín**.
- 2011-08: “The Effect of Public Sector Employment on Women’s Labour Market Outcomes”, **Brindusa Anghel, Sara de la Rica y Juan J. Dolado**.
- 2011-07: “The peer group effect and the optimality properties of head and income taxes”, **Francisco Martínez-Mora**.
- 2011-06: “Public Preferences for Climate Change Policies: Evidence from Spain”, **Michael Hanemann, Xavier Labandeira y María L. Loureiro**.
- 2011-05: “A Matter of Weight? Hours of Work of Married Men and Women and Their Relative Physical Attractiveness”, **Sonia Oreffice y Climent Quintana-Domeque**.
- 2011-04: “Multilateral Resistance to Migration”, **Simone Bertoli y Jesús Fernández-Huertas Moraga**.
- 2011-03: “On the Utility Representation of Asymmetric Single-Peaked Preferences”, **Francisco Martínez Mora y, M. Socorro Puy**.
- 2011-02: “Strategic Behaviour of Exporting and Importing Countries of a Non-Renewable Natural Resource: Taxation and Capturing Rents”, **Emilio Cerdá y Xiral López-Otero**.
- 2011-01: “Politicians' Luck of the Draw: Evidence from the Spanish Christmas Lottery”, **Manuel F. Bagues y Berta Esteve-Volart**.
- 2010-31: “The Effect of Family Background on Student Effort”, **Pedro Landeras**.
- 2010-29: “Random-Walk-Based Segregation Measures”, **Coralia Ballester y Marc Vorsatz**.
- 2010-28: “Incentives, resources and the organization of the school system”, **Facundo Albornoz, Samuel Berlinski y Antonio Cabrales**.
- 2010-27: “Retirement incentives, individual heterogeneity and labour transitions of employed and unemployed workers”, **J. Ignacio García Pérez, Sergi Jimenez-Martín y Alfonso R. Sánchez-Martín**.
- 2010-26: “Social Security and the job search behavior of workers approaching retirement”, **J. Ignacio García Pérez y Alfonso R. Sánchez Martín**.
- 2010-25: “A double sample selection model for unmet needs, formal care and informal caregiving hours of dependent people in Spain”, **Sergi Jiménez-Martín y Cristina Vilaplana Prieto**.
- 2010-24: “Health, disability and pathways into retirement in Spain”, **Pilar García-Gómez, Sergi Jiménez-Martín y Judit Vall Castelló**.
- 2010-23: Do we agree? Measuring the cohesiveness of preferences”, **Jorge Alcalde-Unzu y Marc Vorsatz**.
- 2010-22: “The Weight of the Crisis: Evidence From Newborns in Argentina”, **Carlos Bozzoli y Climent Quintana-Domeque**.
- 2010-21: “Exclusive Content and the Next Generation Networks”, **Juan José Ganuza and María Fernanda Viecens**.
- 2010-20: “The Determinants of Success in Primary Education in Spain”, **Brindusa Anghel y Antonio Cabrales**.
- 2010-19: “Explaining the fall of the skill wage premium in Spain”, **Florentino Felgueroso, Manuel Hidalgo y Sergi Jiménez-Martín**.
- 2010-18: “Some Students are Bigger than Others, Some Students’ Peers are Bigger than Other Students’ Peers”, **Toni Mora y Joan Gil**.
- 2010-17: “Electricity generation cost in isolated system: the complementarities of natural gas and renewables in the Canary Islands”, **Gustavo A. Marrero y Francisco Javier Ramos-Real**.
- 2010-16: “Killing by lung cancer or by diabetes? The trade-off between smoking and obesity”, **Federico A. Todeschini, José María Labeaga y Sergi Jiménez-Martín**.
- 2010-15: “Does gender matter for academic promotion? Evidence from a randomized natural experiment”, **Natalia Zinovyeva y Manuel F. Bagues**.
- 2010-14: “Spain, Japan, and the Dangers of Early Fiscal Tightening”, **R. Anton Braun y Javier Díaz-Giménez**.
- 2010-13: “Competition and horizontal integration in maritime freight transport”, **Pedro Cantos-Sanchez, Rafael Moner-Colonques, Jose Sempere-Monerris y Óscar Alvarez**.
- 2010-12: “Eppur si Muove! Spain: Growing without a Model”, **Michele Boldrin, J. Ignacio Conde-Ruiz y Javier Díaz Gimenez**.