

Capital humano, crecimiento y desigualdad en las regiones españolas*

Ángel de la Fuente

Instituto de Análisis Económico (CSIC)

y

Rafael Doménech

Universidad de Valencia

Marzo de 2006

Resumen

En este trabajo se construyen series de escolarización media para España y sus regiones a partir de datos censales, se analizan los efectos del nivel educativo sobre el producto regional y se calcula la tasa de rentabilidad social de la inversión en educación en cada territorio. Los resultados se utilizan junto con estimaciones de los rendimientos esperados de la inversión en otros activos para extraer algunas conclusiones tentativas sobre la idoneidad de los patrones de inversión agregada observados en las regiones españolas, y para identificar posibles cambios en la formulación de las políticas nacionales y comunitarias de crecimiento y cohesión que podrían aumentar su efectividad.

Abstract

We construct series of average years of schooling for Spain and its regions using census data, analyze the effects of education on regional productivity and estimate the social returns to schooling in each territory. The results are used, together with estimates of the returns to alternative assets, to draw some tentative conclusions regarding the adequacy of the aggregate investment patterns observed in the regions of Spain, and to identify changes in the design of national and EU cohesion and growth policies that may help enhance their effectiveness.

Palabras clave: capital humano, crecimiento, política regional

Keywords: human capital, growth, regional policy

JEL Classification: O40, R11, R58, I20

* Este trabajo forma parte de un proyecto de investigación cofinanciado por el FEDER, la Fundación Caixa Galicia y la Fundación Rafael del Pino. Agradecemos también la ayuda financiera del Ministerio de Educación y Ciencia a través de los proyectos de investigación SEC2002-01612, SEC2002-0026, SEJ2005-06357 y SEJ2005-01365, así como los comentarios y sugerencias de Francisco Alcalá, Javier Andrés, José E. Boscá, Vittorio Campanelli, Antonio Ciccone, Eduardo de la Fuente, Sara de la Rica y Felipe Saéz, y la asistencia de Ana Belmonte y Juan Antonio Duro.

Ángel de la Fuente, Instituto de Análisis Económico (CSIC), Campus UAB, 08193, Bellaterra, Barcelona, Spain. *Tel:* 34-93-580-6612. *Fax:* 93-580-1452. *E-Mail:* Angel.delaFuente@uab.es.

Rafael Doménech, Facultad de Economía, Universidad de Valencia, Campus de los Naranjos, 46022 Valencia, Spain; email: Rafael.Domenech@uv.es

1. INTRODUCCIÓN

Durante las últimas décadas la sociedad española ha realizado un importante esfuerzo para mejorar el nivel educativo de su población. Mientras que en 1960 más de un 10 por ciento de la población adulta era analfabeta y la mayoría apenas disponía de educación primaria, en 2001 el porcentaje de analfabetismo había caído por debajo del 3 por ciento, concentrándose en las personas de mayor edad, y cerca del 60 por ciento de la población había realizado estudios secundarios o universitarios. Como resultado de este proceso de acumulación de capital humano, los años medios de escolarización de la población adulta aumentaron aproximadamente un 70% entre 1960 y 2000 (de 4,97 a 8,19 años).

Pese al considerable avance que ilustran estas cifras, la situación educativa actual de nuestro país está lejos de ser satisfactoria. Persisten, en particular, dos problemas estructurales que sólo se han corregido parcialmente en las últimas décadas: un considerable déficit de formación en relación con los países de nuestro entorno y la existencia de fuertes diferencias educativas entre regiones. Si, como sugiere la literatura económica sobre el tema, la dotación de capital humano es un determinante importante del nivel de renta y un factor estratégico de competitividad en una economía cada vez más intensiva en conocimientos, la corrección de estos problemas se convierte en un requisito indispensable para conseguir la deseada convergencia en renta y bienestar con los países más avanzados así como para garantizar la cohesión interna.

El presente artículo es una extensión al caso de las regiones españolas de algunos trabajos anteriores en los que hemos analizado diversos aspectos de la macroeconomía de la educación.¹ En él se analizan los determinantes de la productividad regional en España con especial atención al papel del capital humano. Los resultados se utilizan para cuantificar la importancia de la educación como fuente de disparidades regionales de renta, para estimar la rentabilidad social de la inversión en distintos tipos de activos productivos en cada territorio y para extraer algunas conclusiones tentativas sobre las modificaciones de nuestro patrón inversor que podrían contribuir tanto a acelerar el crecimiento agregado del conjunto del país como a reducir sus disparidades internas.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se presentan nuevas estimaciones del nivel medio de formación de las regiones españolas para el periodo 1960-2000 construidas a partir de datos censales. En la sección 3 se desarrolla un sencillo modelo de crecimiento con capital humano que guiará el análisis empírico de los determinantes de la productividad regional y se deriva una fórmula que permite calcular la rentabilidad social de la inversión educativa. En la sección 4 se presentan estimaciones econométricas del modelo y en la 5 se ofrecen resultados por regiones sobre la rentabilidad social de la inversión en educación, infraestructuras y otro capital físico. Por último, en la sección 6 se resumen los resultados más

¹ Véase en particular de la Fuente y Doménech (2002a, 2002b y 2006) y de la Fuente (2004a).

importantes del trabajo y se discuten sus implicaciones para la formulación de las políticas de crecimiento y de cohesión.

2. EVOLUCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO EN ESPAÑA Y SUS REGIONES

En este apartado se utiliza la información que proporcionan los censos y padrones para construir nuevas series de años medios de formación para España y sus regiones durante el período 1960-2000 (véase la sección 1 del Apéndice para más detalles). Hemos estimado la fracción de la población mayor de 25 años que ha comenzado (pero no necesariamente completado) cada uno de los siguientes niveles educativos: analfabetos (*L0*), educación primaria (*L1*), los dos ciclos de educación secundaria (*L2.1* y *L2.2*) y los dos ciclos de formación superior (*L3.1* y *L3.2*).

El Cuadro 1 muestra los equivalentes españoles de los distintos niveles educativos (que han cambiado de nombre e incluso de duración a lo largo del tiempo) y sus duraciones acumuladas típicas. Los cuadros A.1-A.7 del Apéndice contienen resultados detallados sobre la composición de la población adulta por niveles de estudios entre 1960 y 2000. Utilizando estos datos y las duraciones indicadas en el Cuadro 1, hemos construido las series de años medios de formación por regiones que se recogen en el Cuadro 2. Este cuadro muestra niveles de formación normalizados por el promedio nacional (que se iguala a 100 en cada período) con las regiones ordenadas de mayor a menor nivel educativo en 2000. Las dos últimas filas del cuadro muestran, respectivamente, el promedio de años de escolarización en el conjunto del país y el coeficiente de variación entre regiones del nivel relativo de formación. El Gráfico 1 muestra la evolución de la brecha educativa con respecto a Estados Unidos y a los quince integrantes de la Unión Europea antes de la última ampliación (UE15).

Cuadro 1: Niveles educativos y duraciones acumuladas

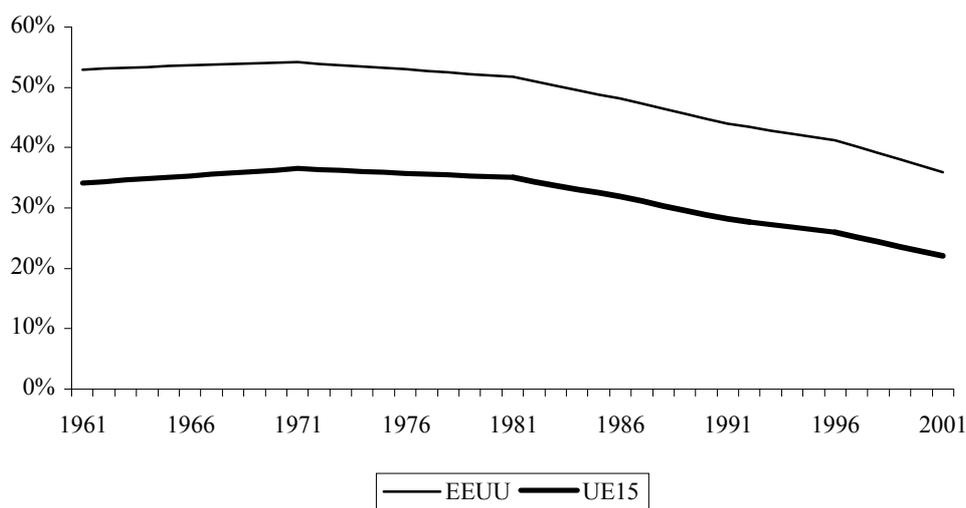
<i>código</i>	<i>Nivel</i>	<i>equivalente español</i>	<i>duración</i>
<i>L0</i>	Analfabetos		0
<i>L1</i>	Primaria	Primaria, graduado escolar	5
<i>L2.1</i>	Secundaria inferior	EGB, bachiller elemental, ESO	8
<i>L2.2</i>	Secundaria superior	Bachillerato, COU, FP I y FP II	12
<i>L3.1</i>	Universidad, primer ciclo	Diplomatura, peritaje	14
<i>L3.2</i>	Universidad, segundo ciclo	Licenciatura	17

El nivel medio de formación en España aumentó en más de un 60% entre 1960 y 2000, mientras que la dispersión de los niveles educativos entre regiones se redujo en un 28%. Las

Cuadro 2: Años medios de escolarización (España = 100)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
<i>Madrid</i>	120,9	120,2	119,6	120,2	120,7	118,5	116,8	114,9	114,2
<i>P. Vasco</i>	112,9	111,4	109,9	109,5	109,1	108,8	109,3	109,1	109,8
<i>Navarra</i>	108,3	108,6	108,8	108,0	107,3	106,7	106,9	106,9	108,0
<i>Cantabria</i>	112,1	110,0	108,0	107,0	106,1	104,8	104,3	103,8	104,2
<i>Rioja</i>	107,2	105,3	103,4	102,5	101,7	100,6	100,3	101,2	103,1
<i>Cataluña</i>	105,8	104,4	103,1	103,9	104,6	103,6	103,1	102,1	101,9
<i>Aragón</i>	102,1	102,0	101,8	101,0	100,3	100,1	100,7	100,9	101,9
<i>Asturias</i>	109,1	107,9	106,7	105,2	103,9	102,6	102,2	101,4	101,4
<i>Baleares</i>	98,0	98,4	98,8	99,0	99,1	99,5	100,6	100,1	100,3
<i>Cast. y León</i>	106,2	105,1	104,0	102,6	101,4	100,1	99,7	99,0	99,3
<i>Canarias</i>	91,9	94,4	96,8	97,1	97,4	98,1	99,5	98,4	97,9
<i>Valencia</i>	99,0	98,2	97,5	96,7	96,0	96,0	96,8	96,7	97,3
<i>Murcia</i>	93,2	92,6	92,0	90,8	89,7	91,5	94,3	94,7	95,4
<i>Galicia</i>	97,9	97,3	96,7	95,0	93,6	92,7	92,6	92,7	93,6
<i>Andalucía</i>	86,9	87,7	88,4	88,5	88,6	89,7	91,5	92,0	93,0
<i>Cast.-Man.</i>	86,7	87,0	87,2	85,8	84,4	84,9	86,2	86,7	87,6
<i>Extremadura</i>	85,6	86,1	86,5	85,3	84,3	84,9	86,3	86,4	87,0
<i>España</i>	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>España, años</i>	4,97	5,08	5,19	5,53	5,87	6,35	6,84	7,52	8,19
<i>coef. de var.</i>	9,8%	9,2%	8,6%	8,9%	9,2%	8,5%	7,7%	7,3%	7,1%

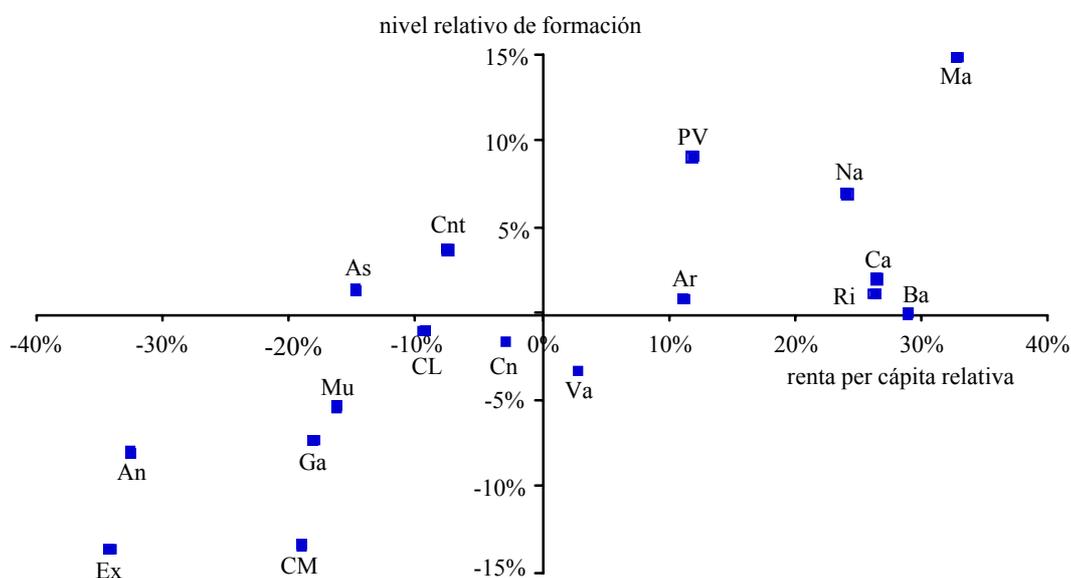
Gráfico 1: Brecha educativa española con respecto a EE.UU. y UE15



- *Notas:* Diferencia porcentual en años medios de formación entre cada territorio de referencia y España. Los datos provienen de de la Fuente y Doménech (2002b). Para algunos países, las series se extienden desde 1990 o 1995 hasta 2001 usando las tasas de crecimiento de los años de formación implícitas en las series de Cohen y Soto (2001) para el período correspondiente.

mejoras observadas en ambas variables se producen sobre todo durante la segunda mitad del período muestral. Tras algunas oscilaciones durante las dos primeras décadas de la muestra, las disparidades educativas entre regiones decrecen de forma sostenida a partir de 1980 a la vez que la tasa de crecimiento de los años medios de formación aumenta sensiblemente, doblando prácticamente su valor en relación con el observado durante la primera mitad del período analizado. Durante estas dos últimas décadas se reduce también significativamente la distancia con respecto a la UE15 y a los Estados Unidos, que pasan respectivamente de 35 a 22 y de 54 a 36 puntos porcentuales, pero sin que ninguna región española consiga alcanzar el promedio europeo.²

Gráfico 2: Nivel relativo de formación vs. renta per cápita relativa en 1995



- *Nota:* La renta per cápita relativa es el PIB por habitante en 1995, expresado en desviaciones porcentuales sobre el promedio nacional. Los datos provienen de Fundación BBV (2000).

- *Clave:* An = Andalucía; Ar = Aragón; As = Asturias; Ba = Baleares; Cn = Canarias; Cnt = Cantabria; CL = Castilla y León; CM = Castilla la Mancha; Cat = Cataluña; Va = Valencia; Ex = Extremadura; Ga = Galicia; Ma = Madrid; Mu = Murcia; Na = Navarra; PV = País Vasco; Ri = Rioja.

Utilizando datos correspondientes a 1995, el Gráfico 2 muestra que el nivel medio de formación aumenta con la renta per cápita. La correlación entre ambas variables (medidas en desviaciones porcentuales sobre el promedio nacional) es 0,773, y la mayoría de las regiones se concentra en los cuadrantes nor-oriental y sud-occidental del gráfico, lo que indica que un nivel de renta inferior al promedio suele ir acompañado de un nivel de formación por debajo de la

² El déficit educativo español es menor, pero todavía preocupante, si nos centramos en las cohortes más jóvenes. En 2003, un 63,4% de la población española con edades comprendidas entre los 20 y los 24 años había completado al menos el segundo ciclo de educación secundaria. Esta cifra está más de diez puntos por debajo del promedio de la UE15 y sitúa a nuestro país en la penúltima posición de este grupo, por delante únicamente de Portugal. (Véase EUROSTAT, 2005).

media. En particular, todas las regiones Objetivo 1 excepto dos (Asturias y Cantabria) muestran niveles de formación inferiores al promedio español.³

3. EL MARCO TEÓRICO

En el resto de este trabajo intentaremos cuantificar la incidencia del nivel de formación sobre la renta regional y estimar la rentabilidad social de la inversión educativa. Para ello necesitaremos un modelo que describa con precisión la relación entre el nivel medio de formación y el producto agregado de un territorio. En esta sección se desarrolla un sencillo modelo de crecimiento con capital humano que incorpora los dos mecanismos identificados por la literatura teórica sobre el tema: los denominados efectos de *nivel* y de *tasa*. En primer lugar, suponemos que el *nivel* de output es una función creciente del nivel de formación a través de una función de producción agregada en la que el stock de capital humano aparece como input. En segundo lugar, el modelo supone también que la *tasa* de progreso técnico aumenta con el nivel de instrucción a través de un efecto externo que no puede ser apropiado privadamente por los trabajadores en forma de salarios más elevados.

El modelo tiene dos componentes: una función de producción agregada y una relación de progreso técnico. Supondremos que la función de producción es del tipo Cobb-Douglas:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha_k} S_{it}^{\alpha_s} L_{it}^{\alpha_l} \quad (1)$$

donde Y_{it} denota el output agregado de la región i en el período t , L_{it} es el nivel de empleo, K_{it} el stock de capital físico, S_{it} el stock medio de capital humano por trabajador, medido por el número de años de escolarización, y A_{it} un índice de eficiencia técnica o productividad total de los factores (PTF) que resume el estado actual de la tecnología y recoge factores omitidos tales como la localización geográfica, el clima, las dotaciones de recursos naturales o la calidad de las instituciones. El coeficiente α_i (con $i = k, s, l$) mide la elasticidad del output con respecto a las dotaciones de los distintos factores productivos. Así por ejemplo, un aumento del 1% en el stock de capital humano por trabajador aumentaría el output en un $\alpha_s\%$ cuando se mantienen constantes las dotaciones de otros factores y el nivel de eficiencia técnica.

Bajo el supuesto habitual de que (1) presenta rendimientos constantes a escala en capital físico, trabajo y el stock total de capital humano, LS (esto es, que $\alpha_k + \alpha_l = 1$) podemos definir una función de producción per cápita que relaciona el output por trabajador ocupado con el nivel medio de formación y el stock de capital físico por trabajador. Sea $Q = Y/L$ el output por trabajador ocupado y $Z = K/L$ el stock de capital físico por trabajador. Dividiendo ambos lados de (1) por el empleo, L , tenemos:

$$Q = Af(S) = AZ^{\alpha_k} S^{\alpha_s} \quad (2)$$

Para lo que sigue, resultará útil definir el parámetro de rendimientos mincerianos de la educación a nivel agregado, ρ , como

³ Valencia (*Va*) y todas las regiones situadas a su izquierda en el Gráfico 2 eran Objetivo 1 en 1995.

$$\rho = \frac{Af'(S)}{Af(S)} = \frac{AZ^{\alpha_k} \alpha_S S^{\alpha_S - 1}}{AZ^{\alpha_k} S^{\alpha_S}} = \frac{\alpha_S}{S} \quad (3)$$

Este parámetro mide el incremento porcentual en el output que resultaría de un aumento de un año en el nivel medio de formación, tomando como dado el nivel de eficiencia técnica.

La función de progreso técnico describe los determinantes de la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores (PTF). Supondremos que el nivel de PTF del territorio i viene dado por

$$A_{it} = B_t X_{it} \quad (4)$$

donde B_t denota la "frontera tecnológica" nacional (esto es, el nivel máximo de eficiencia en la producción dado el estado actual de conocimientos científicos y tecnológicos en el país) y $X_{it} = A_{it}/B_t$ la "brecha tecnológica" entre la región i y la frontera. Supondremos que B_t crece a una tasa constante y exógena, g , y que la tasa de crecimiento de X_{it} viene dada por

$$\Delta x_{it} = \gamma_{i0} - \lambda x_{it} + \gamma S_{it} \quad (5)$$

donde x_{it} es el logaritmo de X_{it} y γ_{i0} un efecto fijo regional que ayuda a controlar por variables omitidas. Obsérvese que esta especificación incorpora un efecto de difusión tecnológica. Si $\lambda > 0$, los territorios que están más cerca de la frontera tecnológica experimentarán, otras cosas iguales, menores tasas de crecimiento de la PTF. Esto hace que el nivel relativo de eficiencia técnica de cada región tienda a estabilizarse con el paso del tiempo en torno a un valor de equilibrio a largo plazo que será una función creciente de su nivel educativo.

La rentabilidad social de la inversión en capital humano

La asignación de recursos al sistema educativo puede considerarse una decisión de inversión puesto que implica un *trade-off* entre costes corrientes y beneficios futuros que toman la forma de un incremento de la renta nacional debido a la mayor capacitación de la mano de obra. Como en el caso de otros proyectos de inversión, el rendimiento económico de un año adicional de escolarización puede medirse a través de su tasa de rentabilidad interna. Esta variable se define como la tasa de descuento que iguala el valor presente descontado del flujo de incrementos de renta generados por un incremento marginal del nivel medio de formación con el valor descontado de los costes relevantes, incluyendo el coste de oportunidad que comporta la retirada al menos parcial del mercado de trabajo de los individuos en formación.

Trabajando en el marco del modelo que acabamos de desarrollar, es posible derivar una fórmula cuasi-explicita que aproxima el rendimiento social de la inversión educativa.⁴ Con este fin, consideremos los efectos de aumentar marginalmente el nivel educativo de un individuo representativo "joven" perteneciente a una generación dada, manteniendo constante el nivel de formación tanto de las personas mayores como de las generaciones futuras. Supondremos que

⁴ El cálculo es aproximado porque, como se verá enseguida, se realiza bajo el supuesto implícito de que un aumento del nivel educativo se obtiene enviando a todo el mundo a la escuela el tiempo necesario, en vez de a través de un aumento gradual en los años de estudio de las cohortes más jóvenes.

nuestro individuo de referencia dedica a la formación los primeros S años de su vida adulta y se jubila en el período U . Supondremos también que el coste total de cada año de escolarización es una fracción dada μ del producto de un trabajador adulto con el nivel medio de escolarización existente en el conjunto del país, S_0 . La productividad del individuo representativo, una vez completados sus estudios, viene dada por la función de producción per cápita definida arriba,

$$Q_t = A_t(S)f(S) \quad (2')$$

donde la notación destaca que la senda del nivel de eficiencia técnica, A , es también una función del nivel de formación a través de la relación de progreso técnico dada en la ecuación (5). Supondremos, finalmente, que la probabilidad de empleo del agente representativo puede aumentar con su nivel de instrucción. Llamaremos $p(S)$ a la función que describe esta relación una vez el individuo ha completado su formación y busca empleo a tiempo completo, y $p_S(S) = \eta p(S)$ a la función análoga aplicable en sus años de estudiante, durante los que busca empleo a tiempo parcial para una fracción $1-\phi$ de la jornada laboral estándar. Por lo tanto, η es un coeficiente de ajuste que corrige por el diferencial de probabilidad de empleo de los estudiantes y el parámetro ϕ puede interpretarse como la fracción del tiempo útil dedicada a la escuela.

Bajo estos supuestos podemos definir una función $V(S)$ que mide el valor presente descontado de la contribución de una cohorte determinada al producto agregado, neta de los costes incurridos en su formación, en función de su nivel educativo medio. Tenemos, en particular,

$$V(S) = J(S) + I(S) - C(S) + W(S) = \int_0^S (1-\phi)\eta p(t)A_t f(t)e^{-rt} dt + \int_S^U p(S)A_t(S)f(S)e^{-rt} dt - \int_0^S \mu A_t f(S_0)e^{-rt} dt + \int_U^\infty p(S_0)A_t(S)f(S_0)e^{-rt} dt \quad (6)$$

donde S indica el nivel medio de formación de la cohorte de interés, mientras que S_0 es el nivel educativo medio observado del conjunto de la población actual, que atribuimos tanto a los adultos ya formados como a las generaciones futuras. En esta expresión, las funciones $J()$, $I()$ y $C()$ miden, respectivamente, el valor presente del output que el individuo produce mientras está escolarizado y trabaja sólo a tiempo parcial, su producción durante su vida adulta de trabajador a tiempo completo, y los costes directos de la escolarización. La función $W()$, finalmente, captura el valor presente de la producción de las generaciones futuras, que dependerá de S únicamente a través del valor inicial (en el período U) del indicador de eficiencia técnica.

El producto marginal social de un incremento en el nivel de estudios por encima del nivel observado vendrá dado por la derivada de esta función con respecto a S , $V'(S_0)$. Para facilitar el cálculo de esta derivada, suponemos que partimos del estado estacionario de la brecha tecnológica, X , correspondiente al nivel observado de escolarización, S_0 . Seguidamente, igualamos el resultado del cálculo a cero y resolvemos la ecuación resultante para el valor de la tasa de descuento, obteniendo así el valor de r que iguala el valor presente de los costes y de los beneficios asociados con un incremento marginal en el nivel educativo. Procediendo de esta forma, se puede comprobar que la rentabilidad social de la educación, r_s , viene dada por

$$r_s = R_s + g \quad (7)$$

donde g es la tasa de crecimiento exógeno de la PTF en la frontera y R_s el valor de R que resuelve la siguiente ecuación:

$$\frac{R}{1 - e^{-RH}} = \frac{\rho + \varepsilon + \frac{\gamma}{R + \lambda}}{(1 - (1 - \phi)\eta) + \frac{\mu}{p_o}} \equiv \frac{\rho + \varepsilon + EXT}{OPPC + DIRC} \quad (8)$$

donde γ es el parámetro de efectos de tasa que captura la contribución de la educación al progreso técnico, λ la tasa de difusión tecnológica, $\varepsilon = p'(S_0)/p(S_0)$ la curvatura de la función $p(S)$ que describe la probabilidad de estar ocupado en función del nivel educativo, ρ el coeficiente de rendimientos mincerianos a la educación a nivel agregado definido arriba, $p_o = p(S_0)$ la probabilidad media de empleo de los trabajadores adultos y

$$H = U - S_o \quad (9)$$

la duración en años de la vida laboral del individuo representativo, definida como la diferencia entre la edad media de jubilación y la edad a la que se abandonan los estudios.

Para interpretar la ecuación (8), 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 (esto es, la vida productiva del individuo representativo) es finita. El lado derecho de la ecuación es simplemente el cociente entre los beneficios derivados de un año adicional de escolarización (que podemos interpretar como el "dividendo" pagado por el activo capital humano) y su coste, con todos los términos expresados como fracción del producto de un trabajador adulto con el nivel medio de formación. El primer término del numerador (ρ) mide el incremento esperado del output como consecuencia del efecto de nivel manteniendo la probabilidad de empleo constante, el segundo (ε) captura el incremento de la producción generado por el aumento en la tasa de ocupación inducido por un mayor nivel educativo, y el tercero (EXT) refleja las externalidades que operan a través de los efectos de tasa del capital humano. El denominador, por su parte, mide el coste total de un año adicional de escolarización como la suma de dos términos. El primero ($OPPC$) es el coste de oportunidad de la escolarización en términos de horas de trabajo perdidas y el segundo ($DIRC$) los costes directos del sistema educativo.

4. NIVEL EDUCATIVO Y PRODUCTIVIDAD REGIONAL

En esta sección se estima una versión del modelo desarrollado en el apartado anterior utilizando un panel de datos regionales para España. La ecuación a estimar es de la forma

$$\Delta q_{it} = \Gamma + \mu_i + \eta_t + \lambda b_{it} + \alpha_k \Delta k_{it} + \alpha_x \Delta x_{it} + \beta_s \Delta s_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

donde Δ denota tasas anuales de crecimiento (durante el período que comienza en t), q_{it} es el logaritmo del output por trabajador ocupado en la región i en el período t , x y k los logaritmos de los stocks de infraestructuras y de otro capital físico por trabajador ocupado, s el logaritmo

de los años medios de escolarización de la población adulta y b_{it} es un indicador de la brecha tecnológica con respecto a la frontera que entra en la ecuación como determinante de la tasa de progreso técnico. Esta variable se construye como la diferencia en niveles de PTF (suponiendo neutralidad en el sentido de Hicks) entre cada región y Madrid (M) al comienzo de cada subperiodo, esto es,

$$b_{it} = (q_{Mt} - \alpha_k k_{Mt} - \alpha_x x_{Mt} - \beta s_{Mt}) - (q_{it} - \alpha_k k_{it} - \alpha_x x_{it} - \beta s_{it}). \quad (11)$$

Para estimar esta especificación sustituimos (11) en (10) y utilizamos mínimos cuadrados no lineales con datos tanto de stocks de factores como de sus tasas de crecimiento. En esta especificación, el parámetro λ mide la tasa de convergencia condicional del nivel relativo de PTF, y los efectos fijos regionales μ_i capturan diferencias permanentes en niveles relativos de productividad total de los factores que reflejan, presumiblemente, diferencias en niveles de inversión en I+D y en otras variables omitidas.

El modelo estimado es idéntico al desarrollado en la sección anterior excepto en que i) la especificación de la función de producción dada en (1) se extiende para incorporar el stock de infraestructuras como un *input* independiente y ii) en la función de progreso técnico se omite el nivel de la variable de capital humano que aparecía en la ecuación (5). Este último cambio implica que nuestra especificación empírica no permite la existencia de efectos de tasa. La razón es que un intento de estimar el modelo "completo" produjo resultados poco satisfactorios.⁵ Pese a ello, y por razones que discutiremos más adelante, a la hora de calcular la rentabilidad social de la educación hemos preferido mantenernos dentro del marco teórico de la sección anterior e interpretar nuestros resultados bajo la hipótesis de que el único coeficiente de capital humano que estimamos en esta sección recoge tanto los efectos de tasa como los de nivel. Para destacar este hecho y evitar posibles confusiones, hemos utilizado β (en vez de α_s) para denotar el coeficiente del capital humano en las ecuaciones (10) y (11).

Los datos de empleo regional (número de empleos) y output (valor añadido bruto, VBA, a coste de los factores) están tomados de Fundación BBV (1999 y 2000). El VAB se mide en pesetas de 1986 y excluye el valor añadido del sector de alquiler de inmuebles, donde se incluyen las rentas imputadas de los edificios ocupados por sus propietarios. El empleo de este sector, que es muy reducido, también se substraer del empleo total. Las series de stocks de infraestructuras y de otro capital físico han sido construidas por Mas, Pérez y Uriel (2002). El stock neto de capital físico, que también se mide en pesetas de 1986, se desglosa en dos componentes. El componente

⁵ Este problema es bastante habitual en la literatura (véase de la Fuente, 2004c) y podría deberse en parte a que la introducción simultánea del nivel de formación y de su tasa de crecimiento en la ecuación a estimar tiende a generar problemas de multicolinealidad. Por otro lado, la distinción entre efectos de tasa y de nivel tiende a diluirse en modelos que, como el nuestro, incorporan la difusión tecnológica. En este contexto, un incremento en el stock de capital humano resulta en una mayor tasa de progreso técnico, pero este efecto se extingue gradualmente al acercarse la región a la frontera tecnológica y la tasa de crecimiento de la PTF se estabiliza. Como resultado, el efecto de tasa se convierte en un efecto de nivel a medio o largo plazo y si la convergencia al equilibrio tecnológico es suficientemente rápida, resulta difícil separar los dos efectos.

de infraestructuras (x) incluye las redes públicas de transporte (carreteras y autopistas, puertos, aeropuertos y ferrocarriles), las infraestructuras hidráulicas y de saneamiento y las autopistas de peaje financiadas privadamente. El stock de otro capital (k) incluye el capital privado, neto del stock de viviendas residenciales, y el stock de capital público asociado con la provisión de educación, sanidad y servicios administrativos. Los tres últimos tipos de estructuras se agregan al stock de capital del sector privado porque nuestra variable de output incluye los servicios públicos.⁶ Para abreviar, hablaremos en ocasiones de capital *público* y capital *privado* para referirnos a los componentes de infraestructuras y no-infraestructuras del stock de capital físico, pero conviene recordar que esto no es del todo exacto.

Como *proxy* para el stock de capital humano, utilizamos nuestras propias series de años medios de escolarización y una estimación alternativa de la misma variable construida usando las series de composición de la población por nivel educativo elaboradas por Mas et al (MPUSS, 2002) a partir de la EPA. En la sección 2 del Apéndice se presentan estimaciones de los *ratios de fiabilidad* de estas dos series de escolarización. Esta variable es un indicador estadístico del contenido informativo de una serie que puede utilizarse para estimar el tamaño del sesgo a la baja causado por la existencia de errores de medición en la variable cuando ésta se utiliza como regresor.⁷

Los resultados obtenidos con ambas series de escolarización se muestran en el Cuadro 3. Todas las ecuaciones contienen dummies temporales. Las ecuaciones [1] y [2] incluyen variables ficticias para todas las regiones, mientras que las ecuaciones [3] y [4] conservan sólo aquellos efectos fijos regionales que resultaron significativos en la primera iteración.

El examen del cuadro y una comparación con otros estudios revela algunos resultados interesantes. En primer lugar, el coeficiente del capital humano (β) pasa de ser no significativo con los datos de MPUSS (2002) a tener un coeficiente elevado y significativo con nuestra serie de escolarización. Este resultado es consistente con nuestras estimaciones del contenido informativo de las dos series, puesto que el ratio de fiabilidad es 0.90 para nuestros datos y sólo 0.035 para los de MPUSS cuando ambos se miden en diferencias logarítmicas. En segundo lugar, nuestra estimación de β en el presente trabajo (0,835) es mayor que las obtenidas por de la

⁶ Los resultados son muy similares cuando se excluye el output del sector público del indicador de productividad y la inversión pública no destinada a las infraestructuras de k .

⁷ Sea X la variable (inobservable) de interés y P una medición imperfecta de la misma, de forma que $P = X + \varepsilon$, donde ε es un error de medición aleatorio. El ratio de fiabilidad de P se define como el cociente entre la señal y la suma de señal y ruido en los datos, esto es, como

$$r \equiv \frac{\text{var } X}{\text{var } P} = \frac{\text{var } X}{\text{var } X + \text{var } \varepsilon}$$

donde $\text{var } X$ mide la *señal* contenida en la serie y $\text{var } \varepsilon$ el *ruido* que la distorsiona y donde hemos supuesto implícitamente que el error de medición, ε , no está correlacionado con X . Cuando existen varias mediciones imperfectas de una misma variable de interés, sus respectivos ratios de fiabilidad pueden estimarse corriendo regresiones de cada una de ellas sobre las demás siguiendo el procedimiento propuesto por Krueger y Lindhal (2001). Véase también la sección 2 del Apéndice y de la Fuente y Doménech (2006).

Fuente y Doménech (D&D 2002a) para la OCDE utilizando una especificación similar (0,540 con todas las variables ficticias nacionales y 0,394 cuando sólo se conservan los efectos fijos significativos). Una vez más, la explicación de este resultado parece tener que ver con el contenido informativo de las diferentes series de escolarización, que es considerablemente mayor para los datos regionales utilizados en este estudio que para las series nacionales empleadas en el anterior. De hecho, nuestra estimación de β en el presente trabajo está dentro del intervalo (y un poco por debajo del promedio) de las meta-estimaciones del mismo parámetro construidas por D&D (2002a, 2006) para la OCDE tras corregir el sesgo derivado del error de medición.

Cuadro 3: Estimaciones de la ecuación de crecimiento con distintas series de escolarización y especificaciones alternativas

	[1]	[2]	[3]	[4]
<i>datos de S de:</i>	<i>MPUSS</i>	<i>D&D</i>	<i>MPUSS</i>	<i>D&D</i>
α_k	0,161 (3,05)	0,171 (3,27)	0,161 (3,24)	0,171 (3,50)
α_x	0,062 (3,52)	0,0567 (3,25)	0,062 (4,33)	0,0560 (3,88)
β	-0,013 (0,11)	0,835 (2,04)	-0,013 (0,11)	0,835 (4,13)
λ	0,048 (3,27)	0,045 (3,30)	0,048 (7,96)	0,045 (6,36)
R^2 ajustado	0,749	0,753	0,757	0,763
<i>error std. regr.</i>	0,0097	0,0096	0,0095	0,0094
<i>no. de observ.</i>	255	255	255	255
<i>ef. regionales</i>	todos	todos	signif.	signif.

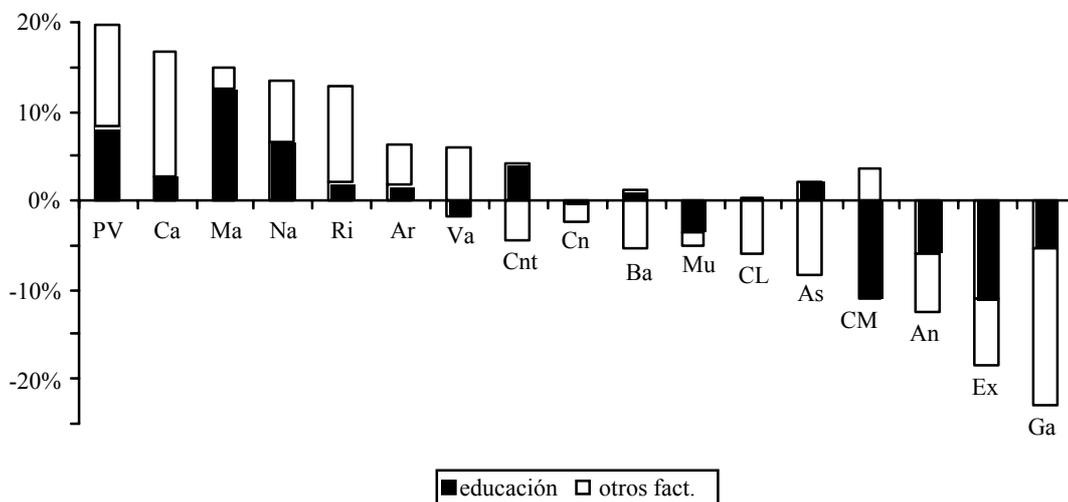
Notas:

- Todas las ecuaciones incluyen dummies temporales.
- Estadísticos *t* de White consistentes en presencia de heteroscedasticidad entre paréntesis debajo de cada coeficiente.

Nuestra estimación de β implica que diferencias en las dotaciones de capital humano pueden explicar una parte sustancial de los diferenciales de productividad observados entre comunidades autónomas. El Gráfico 3 muestra la contribución de la educación a la productividad relativa de cada región. Esta variable se define como el logaritmo del output real por empleo medido en desviaciones sobre su promedio muestral no ponderado. Utilizando pesos basados en una regresión para promediar las distintas regiones, encontramos que el peso de la escolarización en la productividad relativa era del 39,86% en 1995 -- esto es, que para el

caso de una región española "típica", 4/10 del diferencial de productividad con respecto al promedio nacional se deben al nivel educativo relativo de la región.⁸

Gráfico 3: Contribución de la escolarización a la productividad relativa en 1995



Tomados literalmente, nuestros resultados también implican rendimientos privados de la educación (medidos por el incremento salarial resultante de un año adicional de escolarización) muy superiores a los que se obtienen a partir de la estimación de ecuaciones salariales con datos individuales.⁹ Esto es, el valor estimado de β es demasiado elevado para reflejar únicamente los efectos directos de nivel del capital humano que deberían traducirse en mayores salarios. Esta discrepancia puede interpretarse como evidencia de la existencia de externalidades ligadas a la

⁸ La productividad relativa de la región i ($qrel_i$) se define como la diferencia entre el logaritmo del output por empleo en la región y el promedio de la misma variable en la muestra. La contribución del capital humano a la productividad relativa de cada región (cs_i) se obtiene multiplicando el coeficiente de este factor, β , por el nivel relativo de escolarización (medido en diferencias logarítmicas con el promedio geométrico muestral). Una vez construidas estas dos variables para cada región, estimamos una regresión de la forma

$$cs_i = a * qrel_i + e_i$$

donde e_i es una perturbación aleatoria. El coeficiente así estimado, $a \cong cs_i/qrel_i$ mide la fracción del diferencial de productividad observado que se puede atribuir al capital humano en el promedio de la muestra.

⁹ En de la Fuente (2004) se deriva una fórmula que permite aproximar los efectos esperados de la educación sobre los salarios a nivel individual a partir de estimaciones macroeconómicas del impacto de la escolarización sobre la productividad media. En condiciones de competencia perfecta, con rendimientos constantes y en ausencia de externalidades, el parámetro minceriano de rendimientos de la educación a nivel individual, θ , (que indica el incremento porcentual del salario medio asociado con un año adicional de escolarización) vendría dado por $\theta = (\beta/S)/(1-\pi)$ donde S es el nivel medio de formación en años y π la participación del capital en la renta nacional. Con nuestros datos y resultados, tomando el valor de S en el conjunto de España correspondiente a 1995, el valor esperado de θ sería del 16%. Esta cifra es muy superior al el valor del mismo parámetro (8,38%) estimado directamente por de la Fuente, Doménech y Jimeno (2005) con datos de la Encuesta de Estructura Salarial de 1995.

acumulación de capital humano.¹⁰ En la sección siguiente supondremos que estas externalidades toman la forma de *efectos de tasa*, tal como se asume en el modelo de la sección 3. Hemos elegido este supuesto por dos razones. La primera es que en nuestra opinión la fuente más plausible de externalidades ligadas al capital humano identificada en la literatura tiene que ver con su incidencia positiva sobre la tasa de progreso técnico. La segunda razón es que ésta es de hecho una hipótesis bastante conservadora porque implica que las externalidades se materializan de forma gradual con el paso del tiempo y, por tanto, que sus efectos han de ser descontados. Esto hace que la contribución de las externalidades a la rentabilidad social de la educación (que calcularemos en la sección siguiente) sea considerablemente menor de lo que sería bajo la hipótesis alternativa de que éstas tienen un efecto inmediato sobre el nivel de output.

En cuanto al resto de los coeficientes del modelo, encontramos que tanto el stock de capital privado como el público entran en la ecuación con coeficientes positivos y significativos. Sin embargo, ambos coeficientes son menores que los obtenidos en estudios previos que han hecho uso de datos regionales similares, incluyendo en ocasiones las series de escolarización de MPUSS.¹¹ La suma de estos dos coeficientes está aproximadamente un 25% por debajo de la participación del capital en la renta nacional, cuyo valor promedio durante la última década de nuestra muestra fue de 31,4%.¹² Para curarnos en salud a la hora de comparar las rentabilidades sociales de los distintos factores productivos, corregiremos al alza el coeficiente del capital privado (α_k) de forma que la suma $\alpha_k + \alpha_x$ sea igual a la participación observada del capital en la renta nacional. Esta corrección ad-hoc nos da un valor de 0,258 para α_k .¹³

Utilizando nuestras estimaciones corregidas de los parámetros de la función de producción, el Gráfico 4 muestra los pesos de la escolarización y del capital público y privado en la productividad relativa de una región española típica en 1965 y 1995. El gráfico indica que el

¹⁰ Otra posibilidad, por supuesto, es el posible sesgo de endogeneidad derivado de la "causalidad inversa" entre el nivel de renta y la demanda educativa. Con nuestra especificación, sin embargo, no parece probable que el sesgo sea elevado. Puesto que los períodos sobre los que se calculan las tasas de crecimiento son muy cortos (de dos años), no existe tiempo suficiente para que posibles perturbaciones que afecten al crecimiento de la productividad puedan afectar a los stocks educativos de la población adulta que, a diferencia de las tasas de escolarización, responderán al crecimiento de la renta sólo con un retardo considerable.

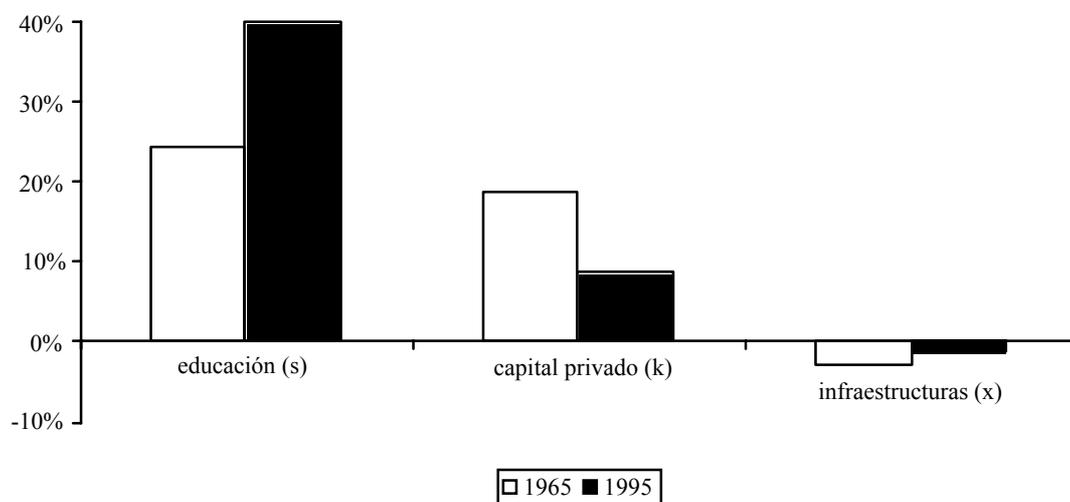
¹¹ Véase por ejemplo Mas, Maudos, Pérez y Uriel (1995), de la Fuente y Vives (1995), González-Páramo y Argimón (1997), Dabán y Lamo (1999) y de la Fuente (2002c).

¹² La participación del capital en la renta se obtiene como el cociente entre el excedente bruto de explotación y el VAB para el conjunto de España, tras excluir el sector de alquiler de inmuebles. El cálculo se realiza utilizando datos de la Fundación BBV. Los costes laborales se estiman imputando a los trabajadores no asalariados el coste medio por trabajador de los asalariados del mismo sector, excepto en el caso de la pesca donde esto resultaría en un excedente bruto de explotación negativo. En este sector, imputamos a los no asalariados la mitad de los costes laborales de los asalariados.

¹³ Ajustamos al alza sólo el coeficiente α_k , en vez de la suma de α_k y α_x respetando su ratio, porque esto genera un patrón más plausible de rendimientos relativos. Las estimaciones que aparecen en el Cuadro 3 implican rentabilidades del 5,09% y del 14,46% para el capital privado y el público respectivamente en España en su conjunto. Con nuestra corrección, el rendimiento del capital privado aumenta hasta el 10,91%.

nivel educativo ha ganado importancia en términos relativos como fuente de diferenciales regionales de productividad (aunque conviene recordar que el tamaño de estos diferenciales se ha reducido apreciablemente durante el período muestral). Por contra, las diferencias que persisten en stocks de capital privado por trabajador explican sólo un 10% de los diferenciales observados de productividad en el último año de la muestra. Finalmente, la contribución de las infraestructuras a los diferenciales de productividad es casi nula y, de hecho, ligeramente negativa. Esto es, los stocks de infraestructuras por trabajador muestran una correlación ligeramente negativa con el nivel de productividad.

Gráfico 4: Peso de distintos factores en la productividad relativa



5. LA RENTABILIDAD SOCIAL DE LA EDUCACIÓN Y EL PATRÓN ÓPTIMO DE INVERSIÓN

En esta sección se presenta una estimación de los rendimientos sociales de la educación en las regiones españolas. Esta estimación se obtiene aplicando la fórmula de rentabilidad social derivada en la sección 3 a un individuo representativo para cada territorio al que supondremos dotado del nivel medio de escolarización observado en su región en 1995. En los apartados *a* y *b* se discuten los valores de los parámetros del modelo subyacente y los datos que se utilizan en el ejercicio y en el *c* se presentan los resultados. En el apartado *d*, finalmente, la rentabilidad estimada del capital humano se compara con la de la inversión en infraestructuras y en otro capital físico con el fin de extraer algunas conclusiones sobre la optimalidad de los patrones agregados de inversión observados en las distintas comunidades autónomas.

Para interpretar correctamente los resultados que se presentan más adelante, es importante destacar que las tasas de rentabilidad que hemos calculado miden los rendimientos de la inversión en educación en un sentido muy específico y restrictivo. Estas rentabilidades capturan, en particular, el rendimiento económico esperado de un año adicional de escolarización manteniendo su coste y su calidad constantes al nivel existente. Estas cifras, sin

embargo, no nos dicen nada sobre los rendimientos del gasto adicional dedicado a mejorar la calidad del sistema educativo. El problema es empírico más que conceptual. Aunque es sencillo derivar la fórmula adecuada para calcular la rentabilidad de la inversión en calidad, todavía no disponemos en la literatura de estimaciones fiables del impacto de los *inputs* escolares sobre la calidad del sistema educativo, o de la contribución de las mejoras de calidad al incremento de la productividad. El problema es importante porque éste es sin duda el margen más relevante a largo plazo y porque la literatura sugiere que existen buenas razones para pensar que la calidad de la educación podría ser al menos tan importante como su cantidad.¹⁴

El procedimiento utilizado para estimar la rentabilidad social de la educación tiene también otras limitaciones que conviene tener en cuenta. Uno de los ingredientes esenciales para este cálculo es una estimación econométrica del impacto de la escolarización sobre la productividad que, básicamente, mide el tamaño de estos efectos para el caso de una hipotética región promedio. Esto plantea dos problemas. El primero es que los resultados específicos para cada región son muy sensibles a la especificación de la función de producción. Puesto que esto es menos cierto para el promedio de la muestra, los resultados obtenidos para el conjunto de España deberían ser bastante más fiables que los referidos a regiones individuales.¹⁵ El segundo problema es que el modelo econométrico supone implícitamente que la calidad de la educación es la misma en todos los casos, con independencia de su coste o de cualquier otro factor. Esto implica que nuestros cálculos tenderán a subestimar los rendimientos sociales de la educación en aquellos territorios que tengan sistemas educativos de calidad superior a la media. En la medida en que la calidad esté positivamente correlacionada con el gasto (un tema sobre el que existe considerable controversia en la literatura), nuestros resultados también subestimarán la rentabilidad de la educación en regiones con niveles elevados de gasto por estudiante.

Una última limitación de las estimaciones de rentabilidad es que sólo incorporan aquellos componentes del rendimiento social de la educación que "pasan por los mercados" y se traducen en incrementos del producto regional. Esto deja fuera aspectos tan importantes, aunque difíciles de medir, como la contribución de la educación al desarrollo personal y sus rendimientos en el ocio y en la producción doméstica, así como su incidencia sobre la cohesión social. Por lo tanto, los resultados que presentaremos a continuación deberían interpretarse

¹⁴ Véase de la Fuente (2004c).

¹⁵ Nuestros cálculos se basan en la estimación de una función Cobb-Douglas en años de escolarización. Con esta especificación, la elasticidad del output con respecto al capital humano, α_s , se supone constante y el parámetro de rendimientos mincerianos, $\rho = \alpha_s/S$, varía entre regiones de forma inversa a su nivel educativo. Por contra, la especificación "minceriana" también habitual en la literatura, impone un valor común de ρ para toda la muestra. En la práctica, los resultados de las dos especificaciones son generalmente muy similares para el promedio muestral, pero pueden ser muy diferentes para determinados territorios. La especificación Cobb-Douglas que utilizamos es, en nuestra opinión, más razonable pues, al contrario que la minceriana, implica la existencia de rendimientos decrecientes al nivel educativo y es también consistente con la abundante evidencia que muestra que, en términos generales, los rendimientos (privados) de la educación tienden a ser menores en territorios con niveles medios de formación más elevados. (Véase por ejemplo Psacharopoulos, 1994)

como estimaciones de mínimos de los beneficios sociales derivados de una mayor inversión en capital humano.

5.1. Elección de valores para los parámetros del modelo

Para poder aplicar la fórmula de rentabilidad social a las distintas regiones españolas, hemos asignado a los parámetros del modelo desarrollado en la sección 3 los valores o intervalos de valores que se indican en el Cuadro 4. Los valores de referencia de estos parámetros (esto es, los considerados más probables) aparecen en cursiva en el cuadro.

Hemos fijado el valor del parámetro que mide el coste de oportunidad de la educación (a través de la fracción del tiempo disponible dedicado a la escuela, ϕ) en 0,8. Esto implica que la oferta de trabajo potencial de un estudiante es el 20% de una jornada laboral estándar.¹⁶ Siguiendo a Jones (2002), hemos supuesto una tasa de progreso técnico en el estado estacionario del 1,5% anual. Las tasas de depreciación de las infraestructuras y del resto del capital físico se han recuperado de las series correspondientes de inversión y de stocks de capital utilizando los datos de Mas et al (2002) descritos en la sección 4. Los valores de δ_k y δ_p que aparecen en el cuadro son promedios de los valores correspondientes a España en su conjunto durante los últimos diez años de la muestra. La edad de jubilación (U) se refiere al conjunto del país en 1995 y se calcula promediando las estimaciones para hombres y mujeres que ofrecen Blöndal y Scarpetta (1999), ponderándolas por sus respectivos pesos en el empleo total (con datos del *Labour Force Survey* de Eurostat para 2000 correspondientes al grupo de edad 25-64).

Cuadro 4: Valores de los parámetros utilizados para calcular la rentabilidad social

<i>capital humano:</i>	
efectos de nivel: α_S	0,394-0,587
efectos de tasa: γ	0-0,15%
<i>otros:</i>	
capital físico: α_k	0,171-0,258
infraestructuras: α_x	0,056
difusión tecnológica: λ	0,045
progreso técnico: g	0,015
tiempo en la escuela: ϕ	0,80
edad de jubilación: U	60,5
depreciación cap. físico.: δ_k	7,86%
depreciación infraestr.: δ_k	4,33%

El resto de los coeficientes que aparecen en el cuadro son los parámetros del modelo de crecimiento descrito en la sección 3, en el que la función de producción se ha extendido para

¹⁶ Esta cifra es probablemente demasiado baja cuando se interpreta literalmente como una medida de oferta potencial de horas de trabajo, pero probablemente resulte razonable como una estimación de la renta potencial de los estudiantes en relación con la de un trabajador adulto a tiempo completo con el mismo nivel de formación.

incluir las infraestructuras como un *input* independiente. Los valores de λ , α_x y α_k provienen de la sección 4. Como ya se ha indicado allí, el valor de referencia de α_k se ha obtenido tras corregir al alza el valor inicialmente estimado de este parámetro de forma que la suma de los coeficientes de los stocks de capital privado e infraestructuras sea igual a la participación observada del capital en el valor añadido bruto agregado.

El principal problema con el que nos encontramos es el de fijar los valores de los dos parámetros de capital humano que aparecen en el modelo (esto es el coeficiente de efectos de nivel, α_S , y el de efectos de tasa, γ) a partir del único coeficiente educativo (β) estimado en la sección 4. Una posibilidad sería la de fijar $\alpha_S = \beta$ y $\gamma = 0$, esto es, suponer que no existen efectos de tasa e interpretar nuestra estimación como un efecto de nivel puro. Aunque esto sería lo más sencillo, hemos optado por razones ya apuntadas en la sección anterior por trabajar con la hipótesis, más plausible y más conservadora, de que las fuertes externalidades implícitas en nuestra estimación de β tienen un largo período de maduración. En particular, hemos supuesto que lo que nuestra estimación de β recoge es el efecto del capital humano sobre la productividad en el largo plazo (esto es, en el estado estacionario de la ecuación que describe la evolución de la brecha tecnológica con respecto a la frontera). Este supuesto implica la siguiente relación entre los parámetros de interés:

$$\frac{\beta}{S} = \frac{\alpha_S}{S} + \frac{\gamma}{\lambda}, \quad (12)$$

que hemos utilizado para obtener el valor de referencia de γ que aparece en el Cuadro 3 a partir de los valores estimados de β y λ y de una estimación externa de α_S que discutiremos seguidamente. El valor de S que se utiliza en este cálculo es el correspondiente a España en su conjunto en 1995.

El intervalo de valores de α_S que aparece en el Cuadro 4 ha sido elegido en base a los resultados de de la Fuente y Doménech (D&D, 2002a) para una muestra de países de la OCDE y a los resultados de estimaciones microeconómicas de los rendimientos privados de la educación. Nuestro valor de referencia para este parámetro (0,587) es la menor de todas las meta-estimaciones del mismo obtenidas en D&D (2002a) tras corregir el sesgo de atenuación derivado de la existencia de errores de medición y tiene la virtud adicional de ser consistente con la evidencia microeconómica existente sobre los rendimientos de la educación a nivel individual en Europa. Este coeficiente implica un valor del parámetro de rendimientos mincerianos de la educación a nivel individual igual a 9,06% para el país promedio de la OCDE. Esta cifra está a mitad de camino entre el valor promedio de este parámetro (8,06%) estimado por Harmon et al (2001) para una muestra de países de la UE, y su estimación promedio de 10,62% para los países anglosajones donde el valor estimado del coeficiente de rendimientos mincerianos presumiblemente refleja mejor los efectos de productividad debido a que la flexibilidad de sus mercados laborales hace que los salarios estén menos influidos por rigideces institucionales. El valor de mínimos de α_S , finalmente, proviene también de D&D (2002a) y

corresponde a una estimación de este parámetro que no ha sido corregida por el sesgo de atenuación.

5.2. Datos y fuentes

El Cuadro 5 define las variables que aparecen en la fórmula de rentabilidad social de la educación y el Cuadro 6 muestra sus valores en cada región. Las dos estimaciones del coeficiente de rendimientos mincerianos a la educación a nivel agregado (ρ y ρ_{min}) se construyen dividiendo nuestras estimaciones de referencia y de mínimos del coeficiente de efectos de nivel (α_s) por el nivel medio de escolarización en cada región, tal como se indica en la sección 3. La duración esperada de la vida laboral del individuo representativo (H) se calcula como la diferencia entre la edad media estimada de jubilación y la edad a la que el individuo de formación media habría completado sus estudios (siempre que esta última sea superior a los catorce años). Los niveles medios de formación regional corresponden a 1995 y están tomados de la sección 2.

Cuadro 5: Variables y fuentes utilizadas para calcular la rentabilidad social de la educación

ρ, ρ_{min} = coeficiente de rendimientos mincerianos de la educación a nivel agregado. Mide el incremento (logarítmico) del output por trabajador ocupado generado por un aumento de un año en el nivel medio de escolarización de la población adulta. Se obtiene dividiendo el valor de referencia de la elasticidad del output con respecto al stock de capital humano (α_s) por los años medios de escolarización en cada región (S_0). Nuestro valor de referencia de ρ se obtiene utilizando una estimación de α_s en la que se ha corregido el sesgo derivado de la existencia de errores de medición, pero también utilizamos una estimación no corregida para obtener una cota inferior para ρ , que denominamos ρ_{min} .

S_0 = años medios de escolarización de la población mayor de 25 años en 1995. Fuente: Sección 2.

$H = U - \text{Max}(6+S_0, 14)$ = duración esperada de la vida laboral del individuo representativo tras completar sus estudios.

μ = gasto educativo total (privado + público) por estudiante, expresado como fracción del output por trabajador ocupado. Fuente: de la Fuente, Doménech y Jimeno (DDJ, 2005).

$p_0 = p(S_0)$ = probabilidad total de empleo una vez completados los estudios. Fuente: DDJ (2005).

η = factor de corrección que recoge las reducidas tasas de actividad y ocupación de los estudiantes. Fuente: DDJ (2005).

$\varepsilon = p'(S_0)/p(S_0)$ = parámetro que mide la sensibilidad de la probabilidad total de empleo al nivel de escolarización. Fuente: DDJ (2005).

Nuestras estimaciones del coste directo de la educación (μ) están basadas en datos sobre el gasto privado y público en educación secundaria y universitaria en las regiones españolas tomados de distintas fuentes del INE y del Ministerio de Educación (véase de la Fuente, Doménech y Jimeno, 2005, para más detalles). Nuestro indicador intenta aproximar el coste medio por estudiante (teniendo en cuenta tanto el gasto público como el privado) de un incremento marginal de la tasa de escolarización que debería producirse a nivel de segundo ciclo de secundaria o de universidad puesto que los niveles inferiores ya son obligatorios en toda España. El coste de la educación superior excluye el gasto de las universidades en investigación. También se excluyen las transferencias públicas a las familias para sufragar los costes de manutención y otros gastos que no tienen que ver con el pago de matrículas. La variable de costes μ es una media ponderada del gasto medio por estudiante a nivel secundario y terciario, y se expresa como fracción del producto medio por trabajador ocupado. Utilizamos ponderaciones de 2/3 y 1/3 para los niveles secundario y terciario para intentar capturar el impacto de un incremento marginal en la escolarización secundaria superior bajo la hipótesis de que la mitad de los nuevos graduados continuarán su formación en la universidad.

Cuadro 6: Datos utilizados para el cálculo de la rentabilidad social de la educación

	S_0	ρ	ρ_{min}	μ	p_0	ε	η
Andalucía	6,91	8,49%	5,70%	7,50%	45,87%	2,93%	0,149
Aragón	7,58	7,74%	5,20%	9,03%	63,40%	1,70%	0,300
Asturias	7,62	7,70%	5,17%	8,72%	46,48%	2,64%	0,030
Baleares	7,52	7,80%	5,24%	7,14%	66,39%	1,26%	0,233
Canarias	7,40	7,93%	5,33%	9,38%	54,11%	2,40%	0,294
Cantabria	7,80	7,53%	5,05%	9,25%	49,27%	1,98%	0,024
Cast. y León	7,44	7,89%	5,29%	8,67%	56,38%	2,33%	0,216
Cast.-Mancha	6,51	9,01%	6,05%	8,54%	56,15%	2,44%	0,176
Cataluña	7,67	7,65%	5,14%	8,84%	66,37%	1,80%	0,289
Valencia	7,27	8,07%	5,42%	9,47%	59,45%	1,95%	0,267
Extremadura	6,50	9,04%	6,07%	8,79%	50,26%	2,79%	0,109
Galicia	6,97	8,42%	5,65%	10,57%	53,32%	2,14%	0,123
Madrid	8,64	6,80%	4,56%	6,94%	59,06%	1,69%	0,103
Murcia	7,12	8,25%	5,54%	8,86%	54,40%	1,95%	0,178
Navarra	8,04	7,30%	4,90%	9,37%	65,75%	1,65%	0,242
P. Vasco	8,20	7,16%	4,80%	9,71%	58,17%	2,13%	0,206
Rioja	7,61	7,72%	5,18%	10,47%	58,10%	1,75%	0,036
España	7,52	7,81%	5,24%	8,40%	55,38%	2,30%	0,189

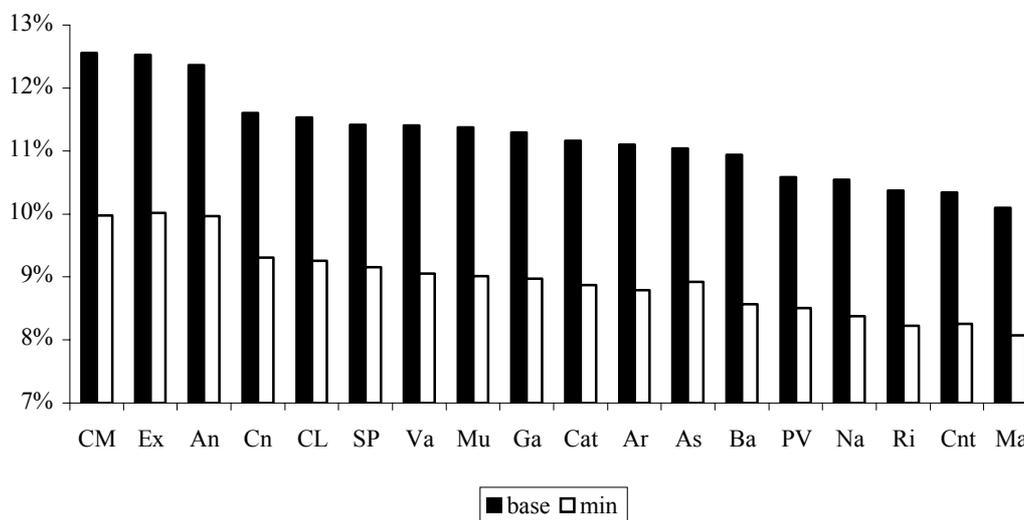
Las variables p_0 , η y $\varepsilon = p'(S_0)/p_0$ recogen la probabilidad total de empleo de los trabajadores adultos, el factor de corrección correspondiente a los estudiantes que buscan trabajo a tiempo parcial, y la sensibilidad de la probabilidad de empleo al nivel educativo, teniendo en cuenta los efectos de este último tanto sobre la participación como sobre la ocupación de los activos. Las tres variables se construyen a partir de los resultados de la estimación con datos individuales

tomados de la EPA de una ecuación de participación y otra de empleo utilizando una especificación a la Heckman (1979) para evitar el posible sesgo de selección en la segunda de ellas (para más detalles, véase DDJ, 2005). Un problema importante es que nuestra estimación de partida de $p'(S_o)$ refleja los efectos de la formación sobre la probabilidad de empleo a nivel individual (en equilibrio parcial), manteniendo el nivel agregado de formación constante, y no los efectos agregados (de equilibrio general) que son los relevantes para el cálculo de la rentabilidad social y que deberían ser sustancialmente más pequeños. Para intentar corregir, de manera necesariamente muy burda, los sesgos resultantes y hacernos una idea aproximada del tamaño de los efectos de empleo, hemos dividido el valor estimado de $p'(S_o)$ por tres antes de calcular el valor de ε que se muestra en el Cuadro 6.

5.3. Resultados

El Gráfico 5 muestra dos estimaciones alternativas de la rentabilidad social de la educación (r_s) en las regiones españolas. Ambas estimaciones capturan todos los factores relevantes, incluyendo los efectos de tasa y el incremento inducido del empleo. La única diferencia entre ellas es que la primera (llamada *base* en el gráfico) utiliza el valor de referencia del parámetro de efectos de nivel ($\alpha_s = 0,587$), mientras que la segunda (*min*) se obtiene a partir de la cota inferior para este parámetro ($\alpha_s = 0,394$) en la que no se corrige el sesgo derivado de la existencia de errores de medición.

Gráfico 5: Rentabilidad social de la educación en España

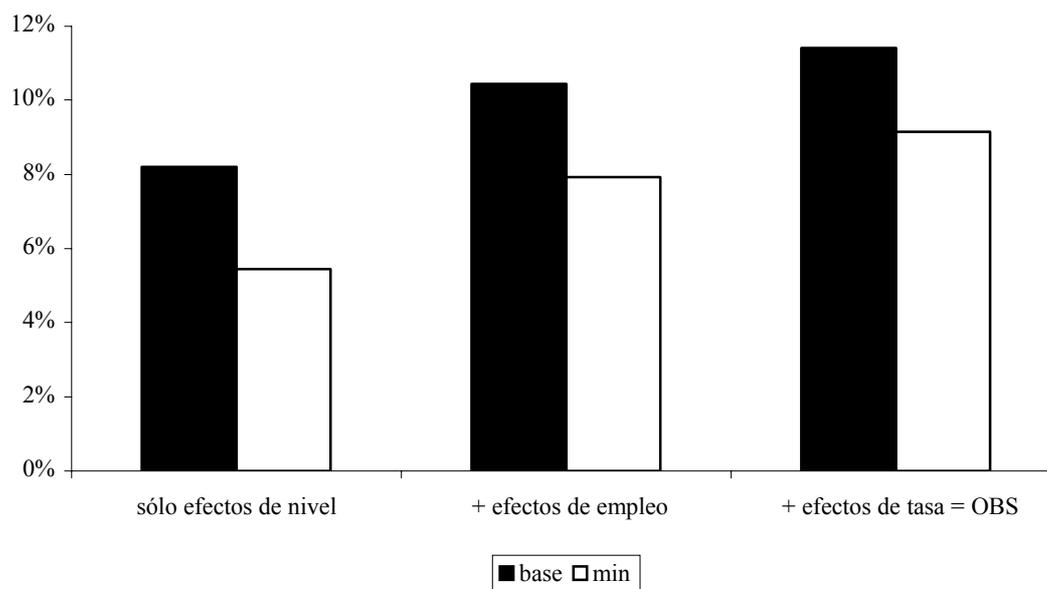


De acuerdo con la estimación de base, la rentabilidad social de la educación en España varía entre el 10,10% en Madrid y el 12,55% en Extremadura, con un promedio del 11,41% para el conjunto del país. Bajo el supuesto más pesimista (*min*) sobre el tamaño de los efectos de nivel, la rentabilidad media se reduce al 9,15% y el valor mínimo de r_s al 8,07%. Bajo ambos

supuestos, la rentabilidad estimada del capital humano es mayor en las regiones más pobres (Castilla la Mancha, Extremadura y Andalucía) y más baja en Madrid, Cantabria y Rioja.

Resulta conveniente recalcular la tasa de rentabilidad bajo distintas hipótesis con el fin de aislar la contribución a los rendimientos sociales de la educación de los diversos efectos que estamos considerando, así como la sensibilidad de los resultados a algunos de los supuestos subyacentes. Utilizando los dos supuestos alternativos ya indicados sobre el tamaño de los efectos de nivel, hemos construido estimaciones de base y de mínimos de la rentabilidad social de la educación bajo tres escenarios diferentes. El primero de ellos (*nivel*) considera únicamente los efectos directos (de nivel) del capital humano sobre el nivel de productividad agregada. En el segundo (*empleo*) se añaden los efectos de empleo, y en el tercero (*OBS*) los efectos de tasa bajo el supuesto de que $\gamma = 0,15\%$, volviendo así a la estimación de efectos totales que se recoge en el Gráfico 5.

**Gráfico 6: Rentabilidad social de la educación bajo distintos escenarios
España en su conjunto**

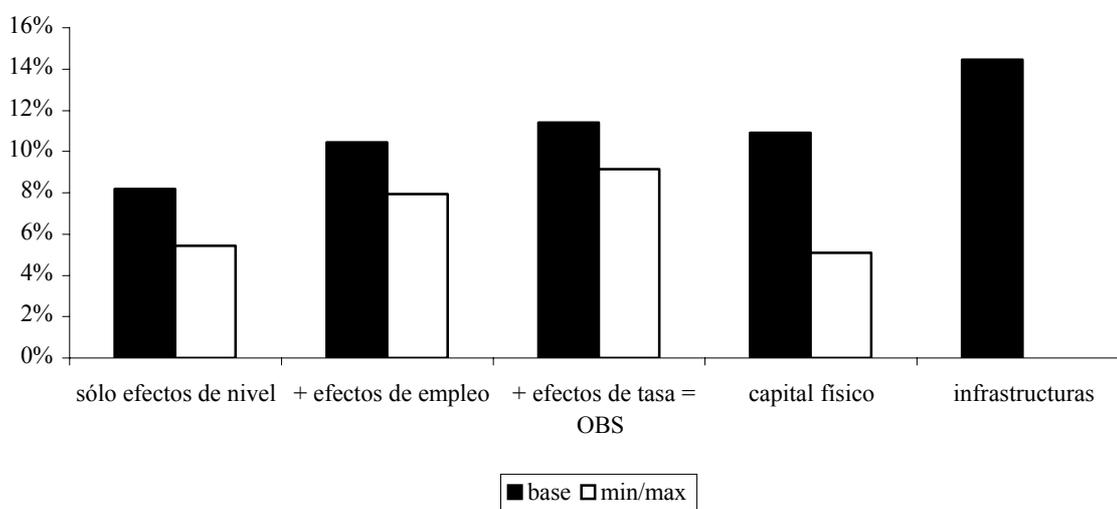


Los Cuadros A.10 y A.11 del Apéndice muestran los resultados detallados de los cálculos para todas las regiones y el Gráfico 6 resume los resultados para el conjunto de España. El grueso de los rendimientos económicos de la educación proviene de sus efectos de nivel. Considerando sólo este factor, la estimación de base de r_s varía entre el 7,23% en Madrid y el 9,36% en Castilla la Mancha, con un promedio nacional de 8,19%. Para el conjunto del país, la introducción secuencial de los efectos de empleo y de tasa añade respectivamente 2,24 y 0,98 puntos porcentuales al rendimiento del capital humano.

5.4. Rentabilidad relativa de la inversión en educación y en capital físico

En este apartado se compara la rentabilidad social de la educación (utilizando las estimaciones de base del apartado anterior) con los rendimientos de la inversión en infraestructuras y en otro capital físico (r_k y r_x). Nuestras estimaciones de r_k y r_x se obtienen como $r_i = MP_i - \delta_i + g$ donde MP_i es el producto marginal del factor i , δ_i su tasa de depreciación y g la tasa de progreso técnico.¹⁷ Para estos cálculos, hemos utilizado los datos de producto regional y dotaciones de factores en 1995 descritos en la sección 4 y nuestras estimaciones de las elasticidades del output con respecto a los distintos factores productivos y de las tasas de depreciación correspondientes, que aparecen en el Cuadro 4.

Gráfico 7: Rentabilidad social de la educación bajo distintos escenarios y rentabilidad de las infraestructuras y de otro capital físico en España



- Nota: En la estimación de mínimos de la rentabilidad del capital físico se utiliza la estimación directa de α_k que aparece en el Cuadro 3.

Los resultados detallados se recogen en el Cuadro A.12 del Apéndice. El Gráfico 7 resume los resultados de este apartado y del anterior para España en su conjunto. Si excluimos el escenario menos favorable de todos (nuestro escenario de mínimos, *min*, cuando sólo se consideran los efectos de nivel del capital humano), nuestros cálculos sugieren que, a nivel nacional, la rentabilidad social del capital humano es al menos comparable con y probablemente algo mayor que la de la inversión en capital físico. Por otro lado, el rendimiento esperado de la inversión en infraestructuras parece ser significativamente mayor que los del capital privado y el capital humano.¹⁸

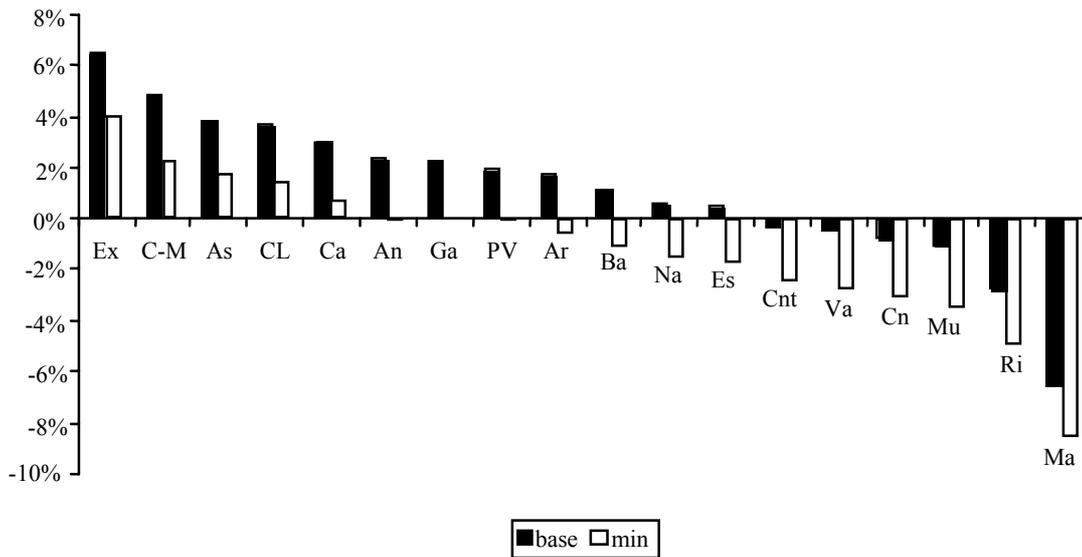
¹⁷ Esta fórmula se obtiene a partir de un cálculo análogo al que se describe en la sección 3 pero mucho más simple debido a la ausencia de retardos y de efectos de tasa en el caso del capital físico.

¹⁸ La contribución de las infraestructuras a la productividad es un tema muy controvertido en la literatura. La evidencia reciente para los estados de EEUU sugiere que los rendimientos económicos de la inversión en infraestructuras han sido muy bajos en estos territorios durante las últimas tres décadas. Sin embargo, toda la evidencia disponible para España apunta en la dirección contraria. Una posible explicación de esta disparidad de resultados es que la rentabilidad de las infraestructuras puede reducirse bruscamente una vez que el stock de este factor es suficiente para cubrir adecuadamente las necesidades

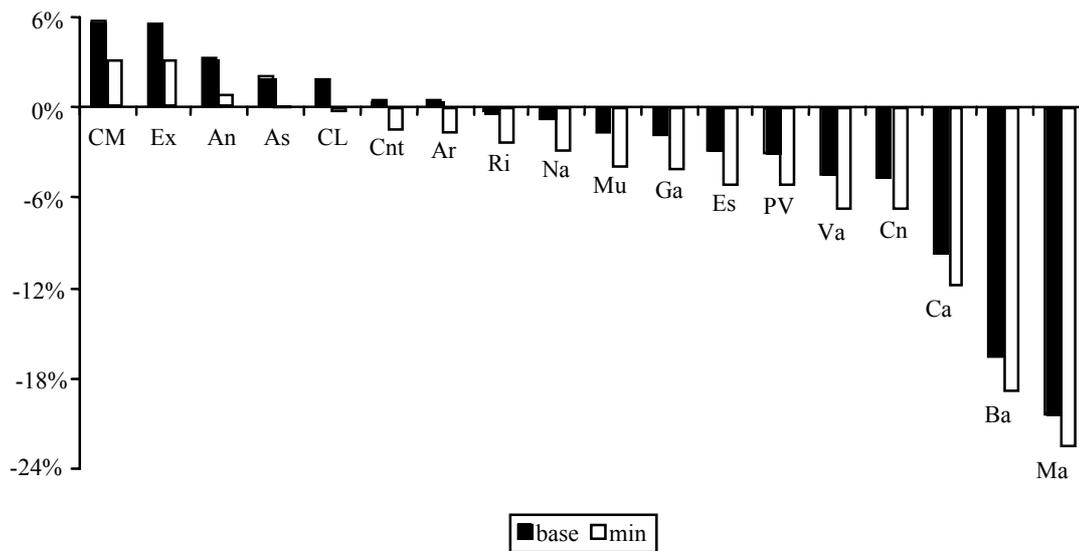
La situación, sin embargo, varía enormemente de una región a otra, especialmente en términos de los rendimientos relativos de la educación y las infraestructuras. El Gráfico 8 muestra dos estimaciones alternativas de la *prima social del capital humano* en relación con las infraestructuras y con el capital privado. Estas primas se definen como la diferencia entre la rentabilidad social de la educación y el rendimiento esperado de cada uno de los componentes (privado y público) del stock de capital físico. Para cada uno de estos factores,

Gráfico 8: Prima social del capital humano

a. en relación con el capital físico privado



b. en relación con las infraestructuras

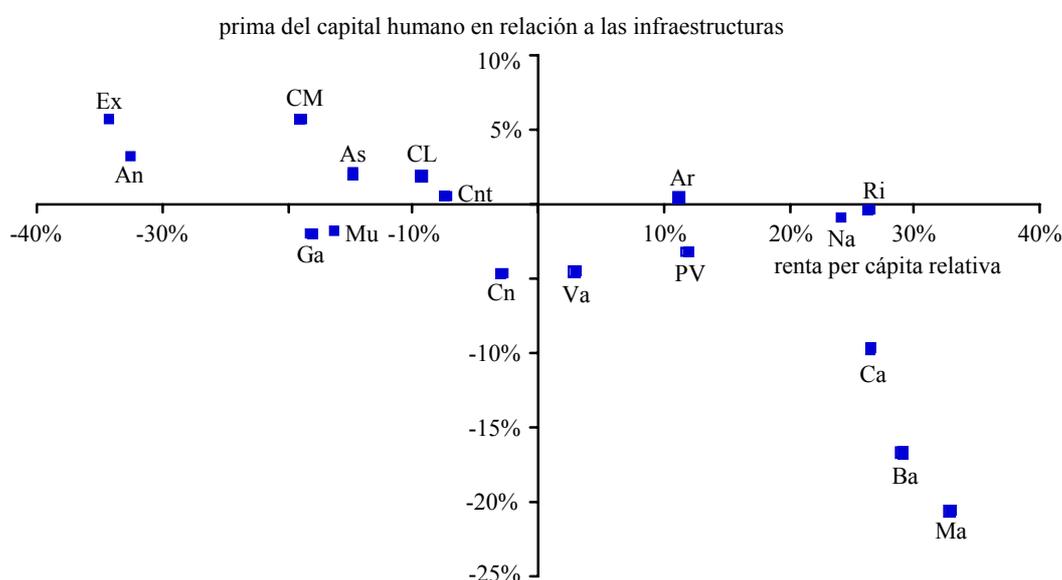


del territorio. Si esto es así, los resultados para España indican que estamos todavía lejos de este "punto de saturación." Para una panorámica de la literatura relevante, véase de la Fuente (2002b).

mostramos dos estimaciones de la prima del capital humano que se obtienen comparando, respectivamente, nuestras estimaciones de base y de mínimos de la rentabilidad de la educación con las estimaciones de base de los rendimientos de los otros factores.

En aproximadamente dos tercios de las regiones, nuestra estimación de base de la prima del capital humano en relación con el capital privado es positiva, lo que sugiere que la educación es una alternativa de inversión más atractiva que el capital privado. Cuando usamos como referencia la estimación de mínimos de la rentabilidad de la educación, la prima del capital humano pasa a ser nula o ligeramente negativa para el grupo intermedio de regiones que aparece en el Gráfico 8.a.

Gráfico 9: Prima del capital humano en relación con las infraestructuras vs. renta relativa per cápita en 1995



Cuando nos centramos en las infraestructuras, la situación se invierte: de acuerdo con nuestra estimación de base, los rendimientos del capital público exceden a los del capital humano en diez de las diecisiete regiones. Sin embargo, la educación continúa siendo la mejor alternativa de inversión en la mayor parte de los territorios de menor renta. Esto se ilustra en el Gráfico 9, donde se muestra la relación entre la prima del capital humano en relación con las infraestructuras y el nivel de renta per cápita relativa en 1995. Para las regiones más ricas (Madrid, Baleares y Cataluña) los rendimientos esperados de la inversión en infraestructuras son extraordinariamente elevados y exceden a los de la educación en más de diez puntos. Para el resto de las regiones, la diferencia de rentabilidad es mucho menor y la prima del capital humano es generalmente positiva en las regiones más pobres y tiende a reducirse con el nivel de renta. Esto sugiere que la estrategia de inversión pública debería diferir de una región a otra. Las dotaciones de infraestructuras parecen ser un cuello de botella crítico en las regiones situadas en la parte superior de la distribución de la renta, mientras que la mejora del nivel medio de formación debería ser prioritaria en las regiones de menor renta.

7. Conclusiones

La inversión en infraestructuras y los programas de formación de recursos humanos constituyen, junto con los incentivos a la inversión privada, los principales instrumentos de la política regional y han jugado un papel central en los esfuerzos de España y de la Unión Europea por aumentar su cohesión interna. Nuestros resultados indican que tanto el nivel de formación de la población como la dotación de infraestructuras son determinantes significativos y cuantitativamente importantes del nivel de renta regional. Una implicación directa de estos resultados es que la inversión pública en ambos factores puede ser un instrumento efectivo para la reducción de los desequilibrios internos dentro de España y puede contribuir a promover el acercamiento del país hacia los niveles medios de renta y bienestar en la UE.

Nuestros resultados también sugieren que existen importantes diferencias en el papel que estos dos tipos de inversiones pueden y deben jugar para alcanzar estos dos objetivos. En primer lugar, la inversión en capital humano ofrece un margen mayor para reducir las disparidades internas que la inversión en infraestructuras. Las diferencias en niveles educativos explican un 40% de los diferenciales de productividad entre regiones, mientras que la distribución territorial del stock de infraestructuras contribuye muy poco a tales diferencias. En segundo lugar, el patrón regional de rendimientos esperados es muy diferente para estos dos factores. Mientras que la rentabilidad de las infraestructuras es generalmente mayor en las regiones ricas y alcanza niveles muy elevados en Madrid, Baleares y Cataluña, el rendimiento de la educación tiende a ser mayor en los territorios más pobres, donde también excede al de las infraestructuras. Por tanto, existe un conflicto entre los dos objetivos de la política de cohesión, convergencia nacional hacia el nivel de renta de la UE y reducción de las disparidades internas, en el caso de las infraestructuras pero no en el de la educación. Finalmente, la inversión en capital humano en las regiones donde es más escaso contribuiría a aumentar la probabilidad de empleo en territorios que presentan elevadas tasas de paro.

Estas consideraciones sugieren que podría ser posible aumentar la efectividad de las políticas nacionales y comunitarias de cohesión y de crecimiento mediante un aumento de la inversión educativa dirigido especialmente a los segmentos más desfavorecidos de la población acompañado de una reasignación del gasto en infraestructuras hacia las regiones más ricas. Como uno de nosotros ha sostenido en otro trabajo (véase de la Fuente, 2004b), un cambio en la política de infraestructuras en la dirección propuesta generaría, por sí mismo, una ganancia neta de bienestar porque los mecanismos existentes de redistribución personal dentro de España canalizarían una parte importante del incremento del output derivado de una política de inversión más eficiente hacia las regiones más atrasadas y hacia los segmentos más necesitados de la población. Si parte de la reducción en el gasto en infraestructuras en las regiones Objetivo 1 se compensase con un aumento de la inversión educativa, la ganancia neta de bienestar podría ser aún mayor puesto que el output agregado aumentaría más rápidamente sin un incremento sustancial de la desigualdad interna.

APÉNDICE

1. Estimación del nivel educativo por región y cohorte

En esta sección se describe el procedimiento utilizado para estimar el nivel medio de formación de la población mayor de 25 años entre 1960 y 2000 y se recogen los resultados detallados del ejercicio.

Los niveles medios de formación para España en su conjunto se han tomado de de la Fuente y Doménech (2002b) y del avance de resultados del Censo de 2001 publicado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Estas estimaciones están tomadas directamente de los Censos de 1981, 1991 y 2001, y utilizan datos censales correspondientes a 1961 y 1970 tras algunas correcciones que se discuten a continuación. La serie quinquenal se obtiene mediante interpolación lineal entre observaciones censales.

En el caso del Censo de 1960, el desglose de la población por niveles educativos es bastante menos detallado que el de censos posteriores y algunos de sus resultados parecen poco plausibles a la luz de datos más recientes. Por tanto, sólo hemos utilizado esta fuente para obtener el porcentaje de analfabetos en la población adulta. Nuestras estimaciones para 1960 se basan en datos del Censo de 1970 (que contiene un desglose muy detallado por edades, lo que permite "echarlo para atrás" diez años sin grandes problemas), y la estructura por edades de la población en 1960. En el caso del Censo de 1970, el único problema tiene que ver con la tasa de analfabetismo, que parece demasiado elevada cuando se compara con el dato del Censo de 1960 y con una extrapolación hacia atrás con datos del censo de 1981. Por tanto, hemos ignorado esta cifra y estimado el valor de L0 en 1970 interpolando entre los datos de 1960 y de 1981. Seguidamente, estimamos L1 de forma que los pesos de los distintos niveles educativos sumen a la unidad.

Cuadro A1.1: Nivel de formación de la población adulta española en años seleccionados

	<i>L0</i>	<i>L1</i>	<i>L2.1</i>	<i>L2.2</i>	<i>L3.1</i>	<i>L3.2</i>
1960	0,1120	0,8153	0,0217	0,0203	0,0159	0,0148
1970	0,1005	0,8012	0,0324	0,0261	0,0211	0,0187
1975	0,0948	0,7590	0,0521	0,0400	0,0277	0,0264
1981	0,0879	0,7084	0,0757	0,0567	0,0356	0,0357
1986	0,0657	0,6602	0,1082	0,0875	0,0391	0,0393
1991	0,0435	0,6120	0,1406	0,1184	0,0427	0,0428
2001	0,0295	0,3997	0,2565	0,1759	0,0649	0,0736

- *Nota:* Distintos tipos de caracteres se utilizan para distinguir entre las observaciones tomadas directamente de los censos y las que se construyen de varias formas diferentes, tal como se indica a continuación:

negrita = dato censal original

negrita cursiva = proyección hacia atrás utilizando datos del censo de 1970 desagregados por grupos de edad

cursiva = estimado de forma que los pesos de los distintos niveles educativos sumen a 1.0 (L1 en 1970)

normal = interpolación lineal entre observaciones censales directas

El Cuadro A.1 muestra nuestras estimaciones del nivel medio de formación a nivel nacional en algunos años. Como se indica en las notas del cuadro, distintos tipos de letra se utilizan para identificar las fuentes de los datos.

Para estimar los niveles de formación por regiones, hemos utilizado un procedimiento similar. La principal diferencia es que en el caso regional no hemos utilizado una proyección del censo de 1970 hacia atrás para estimar el nivel de formación en 1960 porque este procedimiento podría generar resultados poco fiables debido al intenso proceso de migración interregional que se produce en esta década. Lo que hemos hecho ha sido utilizar datos censales de 1960 y datos del padrón municipal de 1975 para calcular los niveles de formación de las regiones en relación con el promedio nacional.¹⁹ Estos ratios se aplican después a nuestra estimación original del nivel medio de formación de España en su conjunto en 1960 para obtener los valores regionales en el mismo año. Puesto que los pesos poblacionales de los distintos niveles obtenidos de esta forma no suman exactamente a 1,00 para cada región, renormalizamos nuestras estimaciones preliminares por su suma (sobre niveles para cada región) de forma que sí lo hagan.

Resultados detallados

Los Cuadros A.2-A.7 contienen nuestras estimaciones del porcentaje de la población adulta de cada región que ha alcanzado cada uno de los niveles educativos que se describen en el texto. El Cuadro A.8 muestra nuestras estimaciones del promedio de años de escolarización.

¹⁹ Como ya se ha indicado, la información que proporciona el censo de 1960 es menos detallada que la disponible para años posteriores. En particular, en este censo no se desglosa la educación secundaria entre sus dos ciclos, L2.1 y L2.2. Para estimar sus pesos relativos en cada región, utilizamos el valor observado del ratio L2.1/L2.2 en la población mayor de cuarenta años en 1975 de acuerdo con el padrón de este año.

Cuadro A.2: Segundo ciclo de formación universitaria, porcentaje (L3.2)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
<i>Andalucía</i>	0,87	1,11	1,36	2,01	2,66	2,98	3,22	4,24	5,47
<i>Aragón</i>	1,50	1,66	1,82	2,52	3,22	3,71	4,15	5,35	6,78
<i>Asturias</i>	1,43	1,50	1,57	2,20	2,83	3,21	3,55	4,70	6,09
<i>Baleares</i>	1,43	1,57	1,72	2,43	3,14	3,40	3,56	4,31	5,22
<i>Canarias</i>	1,02	1,37	1,73	2,45	3,18	3,50	3,71	4,53	5,52
<i>Cantabria</i>	1,35	1,47	1,59	2,17	2,75	3,18	3,57	4,68	5,99
<i>C. y León</i>	1,60	1,70	1,81	2,44	3,08	3,49	3,84	5,00	6,40
<i>C.-Mancha</i>	0,58	0,78	0,98	1,35	1,72	1,99	2,23	3,11	4,18
<i>Cataluña</i>	1,46	1,57	1,68	2,54	3,39	3,84	4,20	5,47	7,02
<i>Valencia</i>	1,28	1,36	1,43	2,08	2,72	3,15	3,54	4,72	6,14
<i>Extremadura</i>	0,62	0,85	1,08	1,57	2,06	2,26	2,37	3,18	4,18
<i>Galicia</i>	1,09	1,15	1,21	1,74	2,27	2,56	2,80	3,96	5,39
<i>Madrid</i>	4,10	4,35	4,60	5,96	7,32	7,97	8,44	10,62	13,29
<i>Murcia</i>	1,42	1,42	1,42	2,00	2,58	2,97	3,32	4,22	5,29
<i>Navarra</i>	2,10	2,26	2,42	3,02	3,62	4,24	4,87	6,31	7,99
<i>P. Vasco</i>	1,75	1,90	2,04	2,82	3,60	4,37	5,15	6,93	9,03
<i>Rioja</i>	1,99	1,79	1,59	2,13	2,66	3,06	3,44	4,65	6,11
<i>España</i>	1,48	1,67	1,87	2,64	3,41	3,82	4,22	5,65	7,08

- Nota: Los Cuadros A.2-A.6 muestran la fracción de la población adulta (25+) cuyo nivel de estudios corresponde a cada uno de los ciclos que se indican.

Cuadro A.3: Primer ciclo de formación universitaria, porcentaje (L3.1)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
<i>Andalucía</i>	1,13	1,45	1,78	2,53	3,28	3,74	4,12	5,03	6,10
<i>Aragón</i>	1,36	1,74	2,12	2,68	3,24	3,80	4,37	5,62	7,08
<i>Asturias</i>	1,90	2,13	2,37	2,93	3,50	4,04	4,59	5,63	6,85
<i>Baleares</i>	1,02	1,38	1,75	2,28	2,82	3,23	3,61	4,44	5,41
<i>Canarias</i>	1,98	2,12	2,26	3,10	3,93	4,45	4,89	5,52	6,22
<i>Cantabria</i>	3,06	2,79	2,52	3,15	3,77	4,19	4,55	5,42	6,45
<i>C. y León</i>	0,95	1,59	2,24	2,92	3,59	4,07	4,51	5,66	7,03
<i>C.-Mancha</i>	0,40	0,96	1,51	2,05	2,59	2,86	3,07	3,91	4,93
<i>Cataluña</i>	2,18	2,12	2,06	2,68	3,31	3,63	3,89	4,86	6,03
<i>Valencia</i>	1,80	1,81	1,82	2,48	3,13	3,52	3,85	4,63	5,54
<i>Extremadura</i>	0,54	1,07	1,61	2,27	2,93	3,26	3,51	4,60	5,92
<i>Galicia</i>	0,84	1,31	1,78	2,32	2,85	3,13	3,35	4,16	5,14
<i>Madrid</i>	3,37	3,27	3,17	3,92	4,67	5,01	5,25	6,30	7,58
<i>Murcia</i>	1,39	1,62	1,85	2,39	2,94	3,49	4,06	4,97	6,00
<i>Navarra</i>	0,68	1,55	2,41	3,21	4,01	4,50	4,93	6,15	7,60
<i>P. Vasco</i>	2,79	2,70	2,61	3,07	3,53	4,12	4,74	5,75	6,88
<i>Rioja</i>	1,25	1,63	2,01	2,57	3,14	3,62	4,09	5,35	6,85
<i>España</i>	1,59	1,85	2,11	2,77	3,43	3,82	4,20	5,24	6,28

Cuadro A.4: Enseñanza secundaria superior, porcentaje (L2.2)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
<i>Andalucía</i>	1,30	1,56	1,82	2,79	3,77	6,11	8,84	11,43	14,11
<i>Aragón</i>	1,91	2,03	2,15	3,17	4,18	6,95	10,21	13,48	16,91
<i>Asturias</i>	2,18	2,49	2,80	4,22	5,64	8,51	11,82	14,96	18,22
<i>Baleares</i>	2,10	2,53	2,96	4,38	5,81	8,62	11,82	14,97	18,25
<i>Canarias</i>	1,78	2,54	3,29	4,40	5,51	8,21	11,37	14,44	17,62
<i>Cantabria</i>	2,51	2,75	2,99	4,55	6,11	9,34	13,04	16,51	20,07
<i>C. y León</i>	2,35	2,15	1,96	3,13	4,29	7,01	10,18	12,95	15,76
<i>C.-Mancha</i>	1,06	1,02	0,97	1,68	2,39	4,47	6,95	9,35	11,83
<i>Cataluña</i>	2,04	2,42	2,80	4,94	7,08	9,98	13,12	16,02	19,01
<i>Valencia</i>	1,85	2,04	2,24	3,14	4,04	6,55	9,51	12,50	15,63
<i>Extremadura</i>	1,15	1,14	1,13	1,78	2,44	4,41	6,74	8,73	10,72
<i>Galicia</i>	1,79	1,82	1,86	2,77	3,69	5,99	8,68	11,56	14,61
<i>Madrid</i>	4,27	4,92	5,58	7,41	9,25	12,50	16,18	18,79	21,27
<i>Murcia</i>	1,59	1,80	2,02	2,77	3,52	6,11	9,21	12,18	15,24
<i>Navarra</i>	2,46	2,65	2,85	4,26	5,67	9,20	13,32	16,50	19,62
<i>P. Vasco</i>	2,69	3,07	3,45	5,55	7,66	11,36	15,53	19,11	22,71
<i>Rioja</i>	2,66	2,45	2,24	3,58	4,92	7,80	11,13	14,75	18,59
<i>España</i>	2,03	2,32	2,61	4,00	5,40	8,34	11,28	14,17	17,07

Cuadro A.5: Primer ciclo de enseñanza secundaria, porcentaje (L2.1)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
<i>Andalucía</i>	1,56	2,05	2,55	4,02	5,49	8,42	11,77	17,25	23,47
<i>Aragón</i>	2,19	2,45	2,71	4,65	6,58	9,90	13,64	19,59	26,31
<i>Asturias</i>	2,14	2,59	3,04	4,93	6,82	9,85	13,24	18,55	24,55
<i>Baleares</i>	2,20	2,84	3,48	5,99	8,50	12,43	16,80	23,74	31,59
<i>Canarias</i>	1,91	3,62	5,34	6,37	7,41	11,02	15,36	20,35	25,72
<i>Cantabria</i>	2,84	3,11	3,38	5,66	7,94	11,05	14,42	21,17	29,01
<i>C. y León</i>	2,27	2,23	2,19	3,73	5,26	8,07	11,26	16,75	23,02
<i>C.-Mancha</i>	1,15	1,23	1,31	2,36	3,41	6,52	10,21	15,96	22,43
<i>Cataluña</i>	2,37	2,86	3,36	6,16	8,97	11,95	15,04	20,02	25,67
<i>Valencia</i>	2,15	2,54	2,92	4,63	6,33	9,71	13,57	19,55	26,29
<i>Extremadura</i>	1,21	1,41	1,62	2,58	3,53	6,58	10,21	15,52	21,45
<i>Galicia</i>	1,68	1,90	2,11	3,49	4,86	7,51	10,52	15,92	22,11
<i>Madrid</i>	4,21	5,51	6,80	9,50	12,21	14,59	16,94	19,98	23,32
<i>Murcia</i>	2,11	2,33	2,55	3,89	5,23	8,86	13,13	19,21	25,97
<i>Navarra</i>	2,56	2,98	3,40	5,69	7,98	10,80	13,81	21,00	29,47
<i>P. Vasco</i>	2,56	3,16	3,77	5,97	8,18	11,13	14,33	19,50	25,36
<i>Rioja</i>	2,48	2,54	2,60	4,77	6,93	9,77	12,82	19,80	27,99
<i>España</i>	2,17	2,70	3,24	5,21	7,18	10,33	13,47	19,03	24,59

Cuadro A.6: Educación primaria, porcentaje (L1)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
<i>Andalucía</i>	74,62	74,20	73,78	70,83	67,88	65,26	62,66	54,77	45,31
<i>Aragón</i>	84,50	84,30	84,10	80,61	77,12	71,42	65,05	54,01	41,42
<i>Asturias</i>	89,57	88,41	87,25	82,64	78,04	71,99	65,45	55,05	43,30
<i>Baleares</i>	81,06	80,14	79,23	74,70	70,17	65,24	60,12	49,46	37,06
<i>Canarias</i>	74,95	73,42	71,89	69,62	67,34	62,97	57,98	49,91	40,77
<i>Cantabria</i>	87,63	87,37	87,12	82,17	77,23	70,59	63,40	51,41	37,78
<i>C. y León</i>	88,11	87,75	87,39	83,53	79,66	74,20	68,24	58,13	46,62
<i>C.-Mancha</i>	78,60	78,59	78,57	76,68	74,79	71,93	68,77	60,78	51,33
<i>Cataluña</i>	85,34	84,39	83,45	76,99	70,52	65,35	60,40	50,75	39,58
<i>Valencia</i>	81,14	81,17	81,19	77,98	74,76	70,15	65,10	55,11	43,55
<i>Extremadura</i>	76,77	76,54	76,31	74,26	72,22	70,00	67,70	60,47	51,79
<i>Galicia</i>	84,28	83,86	83,44	80,45	77,45	73,92	70,19	61,04	50,23
<i>Madrid</i>	79,81	77,60	75,40	68,65	61,91	56,11	50,44	41,95	32,42
<i>Murcia</i>	76,69	76,64	76,59	73,99	71,40	67,50	63,21	54,08	43,45
<i>Navarra</i>	88,55	87,14	85,73	80,87	76,01	69,19	61,74	48,91	34,27
<i>P. Vasco</i>	87,80	86,71	85,62	80,02	74,41	66,82	58,60	47,33	34,86
<i>Rioja</i>	85,92	86,37	86,82	82,71	78,59	72,98	66,87	54,24	39,55
<i>España</i>	81,53	80,83	80,12	75,90	71,68	66,88	62,08	51,99	41,90

Cuadro A.7: Tasa de analfabetismo (porcentaje)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
<i>Andalucía</i>	20,53	19,62	18,72	17,82	16,91	13,50	9,39	7,28	5,54
<i>Aragón</i>	8,54	7,82	7,10	6,38	5,65	4,22	2,59	1,95	1,50
<i>Asturias</i>	2,78	2,88	2,98	3,08	3,18	2,39	1,36	1,09	0,99
<i>Baleares</i>	12,19	11,53	10,87	10,22	9,56	7,08	4,09	3,08	2,47
<i>Canarias</i>	18,36	16,93	15,49	14,06	12,63	9,86	6,69	5,26	4,15
<i>Cantabria</i>	2,61	2,50	2,40	2,30	2,20	1,66	1,01	0,81	0,71
<i>C. y León</i>	4,71	4,56	4,41	4,26	4,11	3,15	1,97	1,50	1,17
<i>C.-Mancha</i>	18,20	17,42	16,65	15,88	15,10	12,22	8,75	6,89	5,31
<i>Cataluña</i>	6,59	6,63	6,66	6,69	6,72	5,25	3,36	2,88	2,68
<i>Valencia</i>	11,78	11,09	10,40	9,70	9,01	6,92	4,43	3,49	2,84
<i>Extremadura</i>	19,70	18,98	18,26	17,54	16,81	13,50	9,47	7,51	5,95
<i>Galicia</i>	10,32	9,96	9,59	9,23	8,87	6,89	4,46	3,36	2,52
<i>Madrid</i>	4,25	4,35	4,46	4,56	4,66	3,83	2,75	2,37	2,12
<i>Murcia</i>	16,80	16,19	15,57	14,95	14,34	11,07	7,07	5,34	4,04
<i>Navarra</i>	3,65	3,41	3,18	2,95	2,72	2,08	1,32	1,13	1,05
<i>P. Vasco</i>	2,41	2,46	2,51	2,57	2,62	2,20	1,65	1,38	1,16
<i>Rioja</i>	5,71	5,22	4,73	4,24	3,76	2,77	1,64	1,21	0,91
<i>España</i>	11,20	10,63	10,05	9,48	8,90	6,83	4,75	3,91	3,07

Cuadro A.8: Número medio de años de escolarización

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
<i>Andalucía</i>	4,32	4,45	4,59	4,89	5,20	5,70	6,26	6,91	7,62
<i>Aragón</i>	5,07	5,18	5,29	5,59	5,89	6,36	6,89	7,58	8,35
<i>Asturias</i>	5,42	5,48	5,54	5,82	6,09	6,52	6,99	7,62	8,31
<i>Baleares</i>	4,87	5,00	5,13	5,47	5,81	6,32	6,88	7,52	8,22
<i>Canarias</i>	4,56	4,80	5,03	5,37	5,71	6,23	6,81	7,40	8,02
<i>Cantabria</i>	5,57	5,59	5,61	5,92	6,23	6,66	7,13	7,80	8,54
<i>C. y León</i>	5,27	5,34	5,40	5,67	5,95	6,36	6,82	7,44	8,14
<i>C.-Mancha</i>	4,31	4,42	4,53	4,74	4,95	5,39	5,90	6,51	7,18
<i>Cataluña</i>	5,26	5,30	5,35	5,74	6,13	6,58	7,05	7,67	8,35
<i>Valencia</i>	4,92	4,99	5,06	5,35	5,63	6,10	6,62	7,27	7,98
<i>Extremadura</i>	4,25	4,37	4,49	4,72	4,95	5,39	5,91	6,50	7,13
<i>Galicia</i>	4,87	4,94	5,02	5,26	5,49	5,89	6,34	6,97	7,67
<i>Madrid</i>	6,01	6,11	6,21	6,64	7,08	7,53	7,99	8,64	9,36
<i>Murcia</i>	4,63	4,70	4,78	5,02	5,26	5,81	6,45	7,12	7,82
<i>Navarra</i>	5,38	5,52	5,65	5,97	6,30	6,78	7,31	8,04	8,85
<i>P. Vasco</i>	5,61	5,66	5,71	6,05	6,40	6,91	7,48	8,20	9,00
<i>Rioja</i>	5,33	5,35	5,37	5,67	5,97	6,39	6,86	7,61	8,44
<i>España</i>	4,97	5,08	5,19	5,53	5,87	6,35	6,84	7,52	8,19

2. Ratios de fiabilidad para dos series alternativas de escolarización

Mas et al (MPUSS, 2002) construyen series regionales de años medios de escolarización utilizando datos tomados de la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE. Estas series cubren el período 1964-2001 a intervalos anuales y desglosan la población en edad de trabajar (16-65) en no-activos, ocupados y parados.

Utilizando los datos de MPUSS para la población en edad de trabajar, hemos construido una serie de años medios de formación por regiones que hemos comparado con nuestra propia serie de escolarización para estimar un indicador del contenido informativo de ambas series conocido como ratio de fiabilidad. Siguiendo la metodología propuesta por Krueger y Lindhal (2001), el ratio de fiabilidad r_k de una serie dada de años de escolarización, S_k , se estima utilizando S_k para intentar explicar estimaciones alternativas de la misma variable (S_j con $j \neq k$). En particular, nuestra estimación del ratio de fiabilidad de la serie k es el coeficiente de pendiente de una regresión de la forma

$$S_j = c + r_{kj}S_k \quad (A.1)$$

donde j denota la serie "de referencia."

El ejercicio que acabamos de describir se repite para distintas transformaciones de los años de escolarización utilizando datos bienales para el período 1965-95.²⁰ En particular, estimamos ratios de fiabilidad para los años de escolarización en niveles (S_{it}) y en logaritmos (s_{it}), para los incrementos medios anuales entre observaciones sucesivas de la misma variable medida tanto en niveles como en logaritmos (ΔS_{it} y Δs_{it}), y para la misma variable en logaritmos y en tasas de crecimiento anuales medida en desviaciones sobre sus respectivos promedios regionales ($s_{it} - s_i$ y $\Delta s_{it} - \Delta s_i$). Obsérvese que Δs_{it} corresponde a la tasa anual de crecimiento y que $s_{it} - s_i$ y $\Delta s_{it} - \Delta s_i$ son las transformaciones intra-grupos frecuentemente utilizadas para eliminar efectos fijos. Todos los ratios de fiabilidad se estiman dos veces: la primera con los datos "brutos" y la segunda tras eliminar las medias muestrales de las series en cada período, lo que es equivalente a la introducción de efectos fijos temporales. Puesto que todas nuestras estimaciones incluyen efectos fijos temporales, el segundo conjunto de estimaciones es el relevante para el análisis de la sensibilidad de las estimaciones del coeficiente del capital humano a la calidad de los datos que desarrollaremos más adelante.

Los resultados se recogen en el Cuadro A.9. La última columna del cuadro muestra el valor medio del ratio de fiabilidad de cada serie, calculado sobre las distintas transformaciones de los datos. Sorprendentemente, el contenido informativo de nuestras series de base censal parece ser aproximadamente el doble que el de las series que MPSS construyen a partir de la EPA. Nuestra conjetura es que el tamaño relativamente reducido de las muestras regionales de la EPA puede introducir variabilidad espuria en las series de escolarización de MPSS. La diferencia entre los ratios de fiabilidad de las dos series es especialmente elevada cuando los datos se utilizan en diferencias, un resultado que ayuda a explicar los resultados presentados en el texto.²¹

Resulta interesante observar que el contenido informativo de nuestros datos regionales parece ser mayor que el de las series nacionales construidas y analizadas en de la Fuente y Doménech (2006). El valor promedio del ratio de fiabilidad para los datos en desviaciones sobre los promedios muestrales en cada período es casi un 40% superior en el caso de la muestra regional (0,879 vs. 0,633). Este resultado debe interpretarse con una cierta precaución porque parece razonable esperar que nuestra estimaciones de ratios de fiabilidad sean menos precisas a nivel regional que nacional, dado que en el segundo caso disponíamos de ocho series distintas de capital humano en vez de sólo dos. En cualquier caso, el resultado no es particularmente sorprendente dado que la heterogeneidad entre países en criterios de clasificación, que es uno de los principales problemas a nivel internacional, desaparece cuando se trabaja con datos

²⁰ Nuestros datos educativos se construyen originalmente a intervalos quinquenales. Las series bienales que se utilizan para estimar la ecuación (A.1) se obtienen por interpolación lineal entre las observaciones originales.

²¹ Es importante observar que mientras que los ratios de fiabilidad deberían estar entre cero y uno, algunas de las estimaciones que se recogen en el Cuadro A.9 se sitúan fuera de este intervalo. Nuestra interpretación es que estos resultados indican que los errores de medición de las distintas series están positivamente correlacionados entre sí en algunos casos, lo que sesga al alza las estimaciones de ratios de fiabilidad.

regionales. Esto hace razonable pensar que el sesgo de error de medición debería ser menos importante en muestras regionales.

Cuadro A.9: Ratios de fiabilidad para las series de años de escolarización de D&D (2003) y MPUSS (2002)

<i>datos brutos</i>	S_{it}	s_{it}	ΔS_{it}	Δs_{it}	$s_{it}-s_i$	$\Delta s_{it}-\Delta s_i$	<i>promedio</i>
<i>D&D (2003)</i>	1.216	1.088	1.258	0.979	1.203	0.996	1.123
<i>MPUSS (2002)</i>	0.701	0.785	0.392	0.367	0.719	0.357	0.554
<i>desviaciones sobre promedios muestrales en cada período:</i>							
<i>D&D (2003)</i>	0.874	0.770	1.019	0.885	0.825	0.900	0.879
<i>MPUSS (2002)</i>	1.001	1.150	0.047	0.071	0.467	0.035	0.462

- *Nota:* La parte superior del cuadro corresponde a las variables originales y la inferior a los datos medidos en desviaciones sobre promedios muestrales en cada período (lo que se consigue introduciendo dummies temporales en la ecuación (A.1)).

3. La rentabilidad social de la educación. Resultados detallados.

El Cuadro A.10 muestra nuestras estimaciones de referencia de la rentabilidad social de la educación, r_s , y de sus distintos componentes de coste y beneficio (véase la ecuación (8) en el texto). Los efectos sobre la productividad y los costes de oportunidad son los principales determinantes de la rentabilidad social de la educación. Para España en su conjunto, los efectos de nivel sobre la productividad (ρ) representan el 70% de los beneficios totales de la educación, y los efectos de empleo (ε) un 20,6% adicional. Por otra parte, los costes de oportunidad (OPPC) constituyen casi el 87% de los costes totales. El Cuadro A.11 muestra los resultados de base y de mínimos bajo los distintos escenarios.

El Cuadro A.12 reproduce nuestras estimaciones de la rentabilidad social de la educación y de los rendimientos de las infraestructuras y del resto del capital físico (r_k y r_x). Las estimaciones de estas magnitudes que se denominan de *base* en el cuadro se han obtenido usando los valores de referencia de las elasticidades del output que aparecen en cursiva en el Cuadro 4 (esto es, $\alpha_k = 0,258$, $\alpha_x = 0,056$, $\alpha_s = 0,587$ y $\gamma = 0,15\%$). Las estimaciones de mínimos (*min*) de la rentabilidad del capital humano utilizan el valor de α_s estimado por de la Fuente y Doménech (2002a) sin corregir el sesgo derivado de la existencia de errores de medición (0,394). El valor de mínimos de la rentabilidad del capital físico se obtiene con el valor no corregido de α_k (= 0,171).

Cuadro A.10: Rentabilidad social observada de la educación (estimación de referencia) y sus componentes

a. valores observados

	r_s (OBS)	NUM	ρ	EXT	ε	DENOM	OPPC	DIRC
<i>C.-Mancha</i>	12.55%	12.42%	9.01%	0.96%	2.44%	111.69%	96.49%	15.21%
<i>Extremadura</i>	12.53%	12.79%	9.04%	0.97%	2.79%	115.31%	97.82%	17.48%
<i>Andalucía</i>	12.37%	12.40%	8.49%	0.98%	2.93%	113.37%	97.01%	16.36%
<i>Canarias</i>	11.60%	11.36%	7.93%	1.03%	2.40%	111.46%	94.11%	17.34%
<i>C.-León</i>	11.54%	11.25%	7.89%	1.03%	2.33%	111.05%	95.68%	15.37%
<i>Valencia</i>	11.40%	11.06%	8.07%	1.04%	1.95%	110.59%	94.67%	15.92%
<i>Murcia</i>	11.37%	11.24%	8.25%	1.04%	1.95%	112.74%	96.45%	16.29%
<i>Galicia</i>	11.29%	11.61%	8.42%	1.05%	2.14%	117.37%	97.55%	19.82%
<i>Cataluña</i>	11.16%	10.51%	7.65%	1.06%	1.80%	107.54%	94.23%	13.31%
<i>Aragón</i>	11.09%	10.51%	7.74%	1.06%	1.70%	108.25%	94.01%	14.24%
<i>Asturias</i>	11.04%	11.41%	7.70%	1.07%	2.64%	118.15%	99.39%	18.75%
<i>Baleares</i>	10.94%	10.14%	7.80%	1.08%	1.26%	106.10%	95.35%	10.75%
<i>P. Vasco</i>	10.58%	10.39%	7.16%	1.10%	2.13%	112.57%	95.88%	16.70%
<i>Navarra</i>	10.55%	10.06%	7.30%	1.11%	1.65%	109.40%	95.15%	14.25%
<i>Rioja</i>	10.37%	10.59%	7.72%	1.12%	1.75%	117.31%	99.29%	18.02%
<i>Cantabria</i>	10.33%	10.63%	7.53%	1.12%	1.98%	118.30%	99.52%	18.78%
<i>Madrid</i>	10.10%	9.63%	6.80%	1.15%	1.69%	109.69%	97.95%	11.75%
<i>España</i>	11.41%	11.15%	7.81%	1.04%	2.30%	111.41%	96.23%	15.18%

b. valores normalizados

	r_s (OBS)	NUM	ρ	EXT	ε	DENOM	OPPC	DIRC
<i>C.-Mancha</i>	110.0	111.4	80.8	8.6	21.9	100.3	86.6	13.6
<i>Extremadura</i>	109.8	114.7	81.0	8.7	25.0	103.5	87.8	15.7
<i>Andalucía</i>	108.4	111.2	76.1	8.8	26.3	101.8	87.1	14.7
<i>Canarias</i>	101.7	101.9	71.1	9.2	21.5	100.0	84.5	15.6
<i>C.-León</i>	101.1	100.9	70.7	9.3	20.9	99.7	85.9	13.8
<i>Valencia</i>	100.0	99.2	72.4	9.3	17.5	99.3	85.0	14.3
<i>Murcia</i>	99.7	100.8	74.0	9.4	17.5	101.2	86.6	14.6
<i>Galicia</i>	99.0	104.1	75.5	9.4	19.2	105.4	87.6	17.8
<i>Cataluña</i>	97.8	94.2	68.6	9.5	16.2	96.5	84.6	12.0
<i>Aragón</i>	97.2	94.2	69.4	9.5	15.3	97.2	84.4	12.8
<i>Asturias</i>	96.8	102.3	69.1	9.6	23.7	106.0	89.2	16.8
<i>Baleares</i>	95.8	90.9	70.0	9.7	11.3	95.2	85.6	9.7
<i>P. Vasco</i>	92.7	93.1	64.2	9.9	19.1	101.0	86.1	15.0
<i>Navarra</i>	92.4	90.2	65.5	9.9	14.8	98.2	85.4	12.8
<i>Rioja</i>	90.9	94.9	69.2	10.1	15.7	105.3	89.1	16.2
<i>Cantabria</i>	90.6	95.4	67.5	10.1	17.8	106.2	89.3	16.9
<i>Madrid</i>	88.5	86.3	60.9	10.3	15.1	98.5	87.9	10.5
<i>España</i>	100.0	100.0	70.0	9.3	20.6	100.0	86.4	13.6

**Cuadro A.11: Rentabilidad social de la educación
bajo distintos escenarios**

	<i>efectos de nivel</i>		<i>+ ef. de empleo</i>		<i>+ ef. de tasa = OBS</i>	
	<i>min</i>	<i>base</i>	<i>min</i>	<i>base</i>	<i>min</i>	<i>base</i>
Andalucía	5.87%	8.73%	8.87%	11.48%	9.97%	12.37%
Aragón	5.56%	8.35%	7.47%	10.06%	8.79%	11.09%
Asturias	5.01%	7.64%	7.74%	10.09%	8.93%	11.04%
Baleares	5.74%	8.58%	7.18%	9.86%	8.57%	10.94%
Canarias	5.55%	8.32%	8.11%	10.64%	9.31%	11.60%
Cantabria	4.86%	7.45%	6.96%	9.32%	8.26%	10.33%
C.-León	5.53%	8.30%	8.04%	10.57%	9.25%	11.54%
C.-Mancha	6.35%	9.36%	8.85%	11.67%	9.97%	12.55%
Cataluña	5.53%	8.31%	7.56%	10.13%	8.87%	11.16%
Valencia	5.71%	8.52%	7.81%	10.42%	9.06%	11.40%
Extremadura	6.16%	9.11%	8.93%	11.66%	10.01%	12.53%
Galicia	5.60%	8.39%	7.78%	10.35%	8.97%	11.29%
Madrid	4.66%	7.23%	6.63%	8.97%	8.07%	10.10%
Murcia	5.72%	8.54%	7.78%	10.40%	9.01%	11.37%
Navarra	5.12%	7.80%	7.00%	9.47%	8.38%	10.55%
P. Vasco	4.83%	7.43%	7.19%	9.53%	8.51%	10.58%
Rioja	5.06%	7.70%	6.92%	9.35%	8.23%	10.37%
España	5.45%	8.19%	7.93%	10.43%	9.15%	11.41%
de la F. (2003)					8.87%	11.34%

	<i>efectos de nivel</i>		<i>+ ef. de empleo</i>		<i>+ ef. de tasa = OBS</i>	
	<i>min</i>	<i>base</i>	<i>min</i>	<i>base</i>	<i>min</i>	<i>base</i>
Andalucía	107.7	106.5	111.9	110.0	108.9	108.4
Aragón	102.1	101.9	94.2	96.4	96.0	97.2
Asturias	92.0	93.2	97.6	96.7	97.5	96.8
Baleares	105.4	104.7	90.6	94.6	93.6	95.8
Canarias	101.9	101.5	102.3	102.0	101.7	101.7
Cantabria	89.2	90.9	87.9	89.3	90.2	90.6
C.-León	101.5	101.3	101.4	101.3	101.1	101.1
C.-Mancha	116.5	114.2	111.7	111.8	108.9	110.0
Cataluña	101.5	101.4	95.3	97.1	96.9	97.8
Valencia	104.7	104.0	98.5	99.9	99.0	100.0
Extremadura	113.0	111.2	112.7	111.8	109.4	109.8
Galicia	102.8	102.3	98.2	99.2	98.0	99.0
Madrid	85.5	88.2	83.7	86.0	88.2	88.5
Murcia	105.0	104.2	98.2	99.7	98.5	99.7
Navarra	94.0	95.2	88.3	90.7	91.6	92.4
P. Vasco	88.6	90.7	90.8	91.4	93.0	92.7
Rioja	92.8	94.0	87.3	89.6	89.9	90.9
España	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Cuadro A.12: Rentabilidad social de la educación y de otros activos

	<i>educación (OBS)</i>		<i>capital físico</i>		<i>infrastr.</i>
	<i>min</i>	<i>base</i>	<i>min</i>	<i>base</i>	<i>base</i>
<i>Andalucía</i>	9.97%	12.37%	4.51%	10.05%	9.17%
<i>Aragón</i>	8.79%	11.09%	4.07%	9.38%	10.67%
<i>Asturias</i>	8.93%	11.04%	2.64%	7.22%	8.99%
<i>Baleares</i>	8.57%	10.94%	4.33%	9.76%	27.68%
<i>Canarias</i>	9.31%	11.60%	4.99%	12.48%	16.27%
<i>Cantabria</i>	8.26%	10.33%	3.07%	10.76%	9.86%
<i>C.-León</i>	9.25%	11.54%	3.27%	7.87%	9.62%
<i>C.-Mancha</i>	9.97%	12.55%	2.93%	7.66%	6.85%
<i>Cataluña</i>	8.87%	11.16%	5.73%	8.17%	20.89%
<i>Valencia</i>	9.06%	11.40%	6.13%	11.88%	15.99%
<i>Extremadura</i>	10.01%	12.53%	1.85%	6.03%	6.86%
<i>Galicia</i>	8.97%	11.29%	3.81%	8.98%	13.28%
<i>Madrid</i>	8.07%	10.10%	8.92%	16.70%	30.71%
<i>Murcia</i>	9.01%	11.37%	6.16%	12.53%	13.16%
<i>Navarra</i>	8.38%	10.55%	4.45%	9.96%	11.48%
<i>P. Vasco</i>	8.51%	10.58%	3.58%	8.64%	13.78%
<i>Rioja</i>	8.23%	10.37%	6.62%	13.22%	10.80%
<i>España</i>	9.15%	11.41%	5.09%	10.91%	14.46%

Referencias bibliográficas

- Blöndal, S. y S. Scarpetta (1999). "The retirement decision in OECD countries." Economics Department Working Paper no. 202, OECD, Paris.
- Cohen, D. y M. Soto (2001). "Growth and human capital: good data, good results." CEPR Discussion Paper no. 3025.
- Dabán, T. y A. Lamo (1999). "Convergence and public investment allocation, Spain 1980-93." Documento de Trabajo D-99001, Dir. Gral. de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- de la Fuente, A. (2002a). "On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions." *European Economic Review* 46(3), pp. 569-99.
- de la Fuente, A. (2002b). "Infrastructures and productivity: a survey." Mimeo, Instituto de Análisis Económico, CSIC, Barcelona.
- de la Fuente, A. (2002c). "The effect of Structural Fund Spending on the Spanish regions: an assessment of the 1994-99 Objective 1 CSF." CEPR Discussion Paper no. 3673.
- de la Fuente, A. (2004a). *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. (2004b). "Second-best redistribution through public investment: a characterization, an empirical test and an application to the case of Spain." *Regional Science and Urban Economics* 34, pp. 489-503.
- de la Fuente, A. (2004c). "Educación y crecimiento: un panorama." *Revista Asturiana de Economía* 31, pp. 7-49.
- de la Fuente, A. y R. Doménech (D&D, 2002a). "Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make? An update and further results." CEPR Discussion Paper no. 3587.
- de la Fuente, A. y R. Doménech (D&D, 2002b). "Educational attainment in the OECD, 1960-90." CEPR Discussion Paper no. 3390, 2002.
- de la Fuente, A. y R. Doménech (D&D, 2006). "Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?". *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 1-36.
- de la Fuente, A., R. Doménech y J. F. Jimeno (2005): "Capital Humano, Crecimiento y Empleo en las Regiones Españolas". Documento de Economía 24. Fundación Caixa Galicia.
- de la Fuente, A. y X. Vives (1995). "Infrastructure and Education as Instruments of Regional Policy: Evidence from Spain." *Economic Policy*, 20, April, pp. 11-54.
- EUROSTAT (2005). Structural indicators database. <http://europa.eu.int/comm/eurostat/structuralindicators>
- Fundación BBV (1999). *Renta nacional de España y su distribución provincial. Serie homogénea. Años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1997. Tomo I*. Bilbao.

- Fundación BBV (2000). *Renta nacional de España y su distribución provincial. Año 1995 y avances 1996-1999*. Bilbao.
- González-Páramo, J. M. y I. Argimón (1997). "Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la productividad y la renta de las CC.AA.," in E. Pérez Touriño, editor, *Infraestructuras y desarrollo regional: Efectos económicos de la Autopista del Atlántico*. Editorial Civitas, Colección Economía, Madrid.
- Harmon, C., I. Walker y N. Westergaard-Nielsen (2001). "Introduction," in C. Harmon, I. Walker y N. Westergaard-Nielsen, editors, *Education and earnings in Europe. A cross-country analysis of the returns to education*. Edward Elgar, Cheltenham, pp. 1-37.
- Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, 47, pp. 153-61.
- Jones, C. (2002). "Sources of U.S. economic growth in a world of ideas." *American Economic Review* 92(1), pp. 220-39.
- Krueger, A. y M. Lindahl (2001). "Education for growth: why and for whom?" *Journal of Economic Literature* XXXIX, pp. 1101-36.
- Mas, M., F. Pérez y E. Uriel (2002). *El stock de capital en España y su distribución territorial*. Fundación BBVA, Bilbao.
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1995). "Infrastructures and productivity in the Spanish regions: a long-run perspective." Mimeo, IVIE, Valencia.
- Mas, M., F. Pérez, E. Uriel, L. Serrano y A. Soler (2002). "Capital humano, series 1964-2001," en *Capital humano y actividad económica* (CD Rom). Fundación Bancaria, Valencia.
- Psacharopoulos, G. (1994). "Returns to investment in education: a global update." *World Development* 22(9), pp. 1325-43.