

# **CAPITAL HUMANO Y CRECIMIENTO EN LA ECONOMIA DEL CONOCIMIENTO**

**Ángel de la Fuente**  
**Instituto de Análisis Económico (CSIC)**  
**Madrid, julio de 2003**



## ÍNDICE

Presentación.....	5
Resumen.....	7
1.- Introducción.....	9
2.- Capital humano y crecimiento en la economía del conocimiento: marco teórico y evidencia empírica.....	10
3.- Bases de datos internacionales de capital humano: Un breve panorama y algunos problemas.....	16
4.- Una nueva serie de escolarización para una muestra de países industriales.....	17
5.- El sesgo de atenuación y un indicador de calidad para las series educativas más utilizadas en la literatura.....	21
6.- Calidad de las series educativas y estimaciones del impacto del capital humano. a. Resultados con distintas series educativas..... b. Cómo corregir el sesgo derivado de los errores de medición.....	24 25 26
7.- Un intento de afinar los valores de los parámetros.....	28
8.- Implicaciones para el crecimiento y para las disparidades internacionales en la OCDE.....	30
9.- La rentabilidad social de la inversión en capital físico y humano y el patrón óptimo de inversión.....	35
10.- Conclusión.....	41
Referencias.....	43



## **Presentación**

El interés de la Fundación Cotec por los estudios de economía de la innovación ha sido patente durante los últimos años y son varios los trabajos editados sobre el tema. El capital humano, un factor determinante de la productividad en la economía del conocimiento y parte esencial de los sistemas de innovación, es un concepto multidimensional. El aspecto clave tratado en el presente Estudio son los conocimientos y habilidades de la fuerza laboral, acumulados como resultado de diversos factores y que resultan útiles en la producción de bienes, servicios y nuevos conocimientos.

En este trabajo se relaciona empíricamente capital humano y crecimiento en la economía del conocimiento. Se aborda uno de los grandes problemas existentes para su estudio, la falta de homogeneidad en la medición de variables en los distintos países y la mala calidad de los datos de escolarización disponibles.

Cotec quiere agradecer a su autor, Ángel de la Fuente, este trabajo que, además, aporta a la bibliografía sobre el tema una visión muy completa y rigurosa sobre diversas series e índices de medición.

Cotec, julio de 2003



## **Resumen**

En este trabajo se resumen los resultados de una serie de estudios sobre la relación entre inversión en capital humano y crecimiento económico. Tras introducir brevemente el concepto de capital humano y repasar las razones por las que este factor juega un papel crucial en una economía cada vez más intensiva en el conocimiento, el trabajo se centra en la relación empírica entre educación y productividad. En contraste con algunos trabajos recientes, encontramos que la contribución del capital humano al crecimiento es positiva y cuantitativamente muy importante, una vez que se corrigen los sesgos derivados de la existencia de errores de medición en las series de escolarización. La rentabilidad social del capital humano parece ser significativamente superior a la de la inversión en activos tangibles, lo que sugiere que un aumento de la inversión educativa debería ser un objetivo prioritario de una política destinada a promover el crecimiento y la convergencia con los países de nuestro entorno.



## 1. Introducción

Una de las características distintivas de las nuevas teorías del crecimiento desarrolladas en los últimos quince años ha sido el enriquecimiento del concepto relevante de capital. Mientras que los modelos neoclásicos tradicionales se centraban casi exclusivamente en la acumulación de capital físico (estructuras y maquinaria), las contribuciones más recientes han atribuido una importancia creciente a la acumulación de capital humano y conocimientos productivos, así como a la interacción entre estos dos factores intangibles.<sup>1</sup>

La evidencia empírica, sin embargo, no siempre ha sido consistente con los nuevos modelos teóricos. En el caso del capital humano, en particular, algunos estudios recientes han generado resultados desalentadores. Las variables educativas son con frecuencia no significativas o incluso entran con el signo "equivocado" en regresiones de crecimiento, especialmente cuando éstas se estiman utilizando especificaciones en diferencias o con técnicas de panel. La acumulación de resultados negativos en la literatura ha alimentado un creciente escepticismo sobre el papel de la escolarización en el proceso de crecimiento e incluso ha llevado a algunos autores (véase especialmente Pritchett, 1999) a considerar seriamente las posibles razones por las que la inversión educativa podría no contribuir al crecimiento de la productividad.

Una hipótesis alternativa, bastante extendida entre los investigadores dedicados al tema, es que estos resultados negativos podrían deberse al menos en parte a la mala calidad de los datos de escolarización que se han utilizado en los estudios empíricos sobre los determinantes del crecimiento económico. Este artículo resume algunos de los principales resultados de una serie de estudios financiados en parte por la Fundación Cotec, en los que se aporta evidencia en favor de esta hipótesis, se obtienen nuevas estimaciones del coeficiente que mide la contribución del capital humano a la productividad tras corregir el sesgo de atenuación generado por el error de medición y se exploran las implicaciones de política de los resultados.<sup>2</sup>

El trabajo está organizado como sigue. En las secciones 2 y 3 se repasa brevemente la literatura teórica y empírica sobre crecimiento económico y capital humano, así como las principales bases de datos que se han utilizado en estudios empíricos sobre el tema. En la sección 4 se presenta una nueva serie de escolarización para una muestra de 21 países de la OCDE que utiliza información no explotada previamente. En la sección 5 se construyen indicadores de la calidad o contenido informativo de las distintas bases de datos educativos existentes, utilizando una extensión de la técnica propuesta por Krueger y Lindhal (2001).

---

<sup>1</sup> Véanse entre otros Lucas (1988), Romer (1990), Azariadis y Drazen (1990), Grossman y Helpman (1991), Mankiw, Romer y Weil (1992), y Jones (1996).

<sup>2</sup> Se trata en particular de de la Fuente y Doménech (D&D, 2000, 2001a, 2001b y 2002), de la Fuente y Ciccone (2002), y de la Fuente (2003).

Seguidamente, se estiman distintas especificaciones de una función de producción agregada con cada una de las series de capital humano analizadas. Los resultados de los dos últimos ejercicios se utilizan para corregir el sesgo derivado de la existencia de errores de medición. Tras esta corrección, la contribución de la inversión en capital humano al crecimiento de la productividad es positiva y de un tamaño muy considerable, si bien sigue existiendo un margen considerable de incertidumbre sobre el valor exacto de los coeficientes de interés.

En la última parte del trabajo se examinan algunas de las implicaciones de estos resultados. En la sección 7 se intenta identificar los valores más plausibles de los parámetros que miden la contribución del capital humano al crecimiento de la productividad dentro del rango de valores identificado previamente. En la sección 8 se cuantifica la contribución de la inversión educativa al crecimiento en una muestra de países industriales y la importancia de este factor como fuente de los diferenciales de productividad observados entre estos países. En la sección 9 se calcula la rentabilidad social de la inversión en capital humano en España y en el promedio de la Unión Europea, teniendo en cuenta los costes directos e indirectos de la educación y sus efectos sobre la productividad y la ocupación. La rentabilidad social del capital humano se compara seguidamente con la de la inversión en activos tangibles con el fin de identificar posibles cambios deseables en la composición de la inversión agregada. Finalmente, la sección 10 concluye el trabajo con un breve resumen de sus principales resultados.

## **2. Capital humano y crecimiento en la economía del conocimiento: marco teórico y evidencia empírica**

El capital humano es un concepto amplio y multidimensional que recoge muchas formas distintas de inversión en seres humanos. La salud y la nutrición son ciertamente aspectos importantes de esta inversión, especialmente en los países en desarrollo donde deficiencias en estos aspectos pueden limitar severamente la capacidad de la población de participar en actividades productivas. Desde el punto de vista de este estudio, sin embargo, el aspecto clave del capital humano tiene que ver con los conocimientos y habilidades (*skills*) de la fuerza laboral que se acumulan como resultado de la escolarización, la formación continua y la experiencia, y que resultan útiles en la producción de bienes, servicios y nuevos conocimientos.

Para intentar darle un contenido más concreto a esta amplia definición, podría ser útil distinguir entre los tres componentes siguientes del capital humano:

- *Capacidades generales* relacionadas con el alfabetismo lingüístico y cuantitativo y, más generalmente, con la habilidad para procesar información y utilizarla en la resolución de

problemas y en el aprendizaje. El alfabetismo lingüístico puede definirse como la capacidad de extraer información de textos escritos y otros materiales, así como de codificar esa información de una manera comprensible y organizada. El alfabetismo cuantitativo exige el dominio de los rudimentos de las matemáticas y la capacidad de formular problemas de forma que puedan resolverse mediante la aplicación de técnicas adecuadas. Estas habilidades pueden considerarse aspectos parciales de una capacidad más general para procesar información y razonar de forma abstracta, que requiere la habilidad para extraer información de distintas fuentes y combinarla con conocimientos relevantes con los que inferir deducciones válidas y generar hipótesis o generalizaciones útiles que pueden ser de utilidad en la resolución de problemas prácticos.

- *Capacidades específicas* son aquellas relacionadas con la operación de tecnologías o procesos productivos determinados. Entre otros ejemplos, podríamos citar la capacidad de trabajar con programas de ordenador de distintos grados de complejidad, o de operar, mantener y reparar distintos tipos de maquinaria, así como las técnicas de siembra y recolección de distintos productos agrícolas.

- *El conocimiento técnico y científico*, finalmente, implica el dominio de distintos cuerpos de conocimiento organizado y de técnicas analíticas relevantes para la producción o para el avance del conocimiento tecnológico, tales como la física, la arquitectura o los principios del diseño de circuitos lógicos.

Existen buenas razones para pensar que el capital humano es un determinante importante de la productividad, tanto a nivel individual como agregado, y que su importancia es cada vez mayor en una economía crecientemente intensiva en conocimientos. Los trabajadores con mayor habilidad para resolver problemas y mejor capacidad de comunicación deberían poder realizar de manera más eficiente cualquier tarea que requiera algo más que la aplicación rutinaria de trabajo físico, y deberían también aprender más rápidamente. Por tanto, cabe esperar que los trabajadores cualificados sean más productivos que los menos cualificados con cualquier proceso productivo dado, y que los primeros sean también capaces de operar con tecnologías más sofisticadas. Si la educación se traduce también en una mayor capacidad de aprendizaje y de generación de nuevos conocimientos, una fuerza laboral mejor formada debería ser también capaz de mantener un ritmo más elevado de crecimiento de la productividad, tanto a través de la mejora gradual de los procesos productivos existentes como mediante la adopción y desarrollo de tecnologías más avanzadas.

Estas consideraciones sugieren que la importancia del capital humano como *input* productivo ha crecido con el paso del tiempo, al hacerse los procesos de producción cada vez más intensivos en conocimientos. Hoy en día, son relativamente pocas las ocupaciones que exigen tan solo tareas físicas de carácter rutinario, y una fracción grande y creciente de los

puestos de trabajo se reduce al procesamiento de información o requiere la aplicación de conocimientos especializados a la producción de bienes y servicios cada vez más sofisticados.<sup>3</sup> Esto también es cierto en relación con la producción de los conocimientos aplicados que subyacen en el progreso técnico, que es cada vez más el resultado de actividades explícitas de I+D, cada vez más estrechamente relacionado con la actividad científica formal y, como resultado, cada vez más intensivo en conocimientos especializados.

La rápida mejora y difusión de las tecnologías de la información y de la comunicación (TIC) en años recientes es un proceso que ha contribuido de manera significativa al desarrollo de la economía del conocimiento y a la aceleración de la tendencia secular que subyace en la creciente importancia del capital humano.<sup>4</sup> Las implicaciones de las TIC son profundas porque se trata de tecnologías de uso general con aplicaciones potenciales en casi todos los sectores productivos, y porque estas tecnologías han aumentado de manera dramática la capacidad humana de almacenar, organizar y procesar información de manera rápida y con un coste reducido. Por lo tanto, los avances en las TIC se extenderán gradualmente a los distintos sectores usuarios, generando procesos de rápido cambio tecnológico y organizativo en toda la economía, y deberían contribuir a la aceleración del progreso técnico y a su difusión, al proporcionar a los investigadores poderosas nuevas herramientas y un acceso prácticamente instantáneo y sin restricciones territoriales a la información. Las nuevas tecnologías de la información, por otra parte, aumentarán el grado de competencia en muchos mercados, al dar a las empresas la posibilidad de buscar proveedores y clientes en cualquier lugar del mundo, y tenderán a erosionar las rentas y ventajas de situación mediante la reducción de los costes de transporte para *outputs* de carácter informativo. Utilizando un término de moda, las TIC pueden contribuir de manera significativa al proceso de globalización (o al aumento de la competencia global), porque tienden a hacer el mundo más pequeño en muchos sentidos. Esto aumentará la presión competitiva sobre las economías nacionales, haciendo que sea especialmente importante para ellas el acceso a una oferta adecuada de trabajo cualificado, con el fin de no perder terreno en la carrera tecnológica, manteniendo así el acceso a los beneficios potenciales de las nuevas tecnologías.

### ***Modelos teóricos***

Los modelos teóricos de capital humano y crecimiento se construyen a partir de la hipótesis mencionada arriba de que los conocimientos y habilidades de la población trabajadora inciden

---

<sup>3</sup> Un estudio reciente de la OCDE (1999) concluye que más de la mitad del producto agregado de sus estados miembro se genera en sectores intensivos en conocimientos. Esto incluye no sólo las manufacturas de tecnología avanzada como las TIC, sino también sectores que son usuarios intensivos de las nuevas tecnologías y de trabajo altamente cualificado, como son los servicios financieros y de comunicaciones.

<sup>4</sup> Véase OECD (2001) para un análisis más detallado de algunas de las implicaciones de la "nueva economía."

positivamente sobre su productividad y sobre su capacidad para desarrollar y adoptar nuevas tecnologías. Para explorar sus implicaciones y abrir el camino a su contrastación empírica, esta hipótesis se formaliza generalmente de dos formas no excluyentes. La más sencilla consiste en introducir el *stock* de capital humano (al que llamaré  $H$  en este trabajo) como un argumento adicional en una función de producción que relaciona el *output* agregado con las dotaciones de factores productivos (generalmente el nivel de empleo y el *stock* de capital físico) y con un indicador de eficiencia técnica o productividad total de los factores (PTF). La segunda posibilidad consiste en incluir  $H$  en el modelo como uno de los determinantes de la tasa de progreso técnico (esto es, de la tasa de crecimiento de la PTF). Esto requiere la especificación de una función de progreso técnico que puede incluir variables adicionales tales como la inversión en I+D y la brecha existente entre cada país y la frontera tecnológica mundial.

### Recuadro 1: Un modelo descriptivo de crecimiento con capital humano

En este recuadro se desarrolla un sencillo modelo de crecimiento con capital humano. 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:

$$(1) Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha_k} H_{it}^{\alpha_h} L_{it}^{\alpha_l}$$

donde  $Y_{it}$  denota el *output* agregado del país  $i$  en el período  $t$ ,  $L_{it}$  es el nivel de empleo,  $K_{it}$  el *stock* de capital físico,  $H_{it}$  el *stock* medio de capital humano por trabajador, 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  $\alpha_i$  (con  $i = k, h, l$ ) 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  $\alpha_h\%$ , manteniendo 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,  $LH$ , (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  $Q = Y/L$  del *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:

$$(2) Q = AZ^{\alpha_k} H^{\alpha_h}$$

La función de progreso técnico describe los determinantes de la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores. Supondremos que el nivel de PTF de un país  $i$  viene dado por

$$(3) A_{it} = B_t X_{it}$$

donde  $B_t$  denota la "frontera tecnológica" mundial (esto es, el nivel máximo de eficiencia en la producción, dado el estado actual de conocimientos científicos y tecnológicos) y  $X_{it} = A_{it}/B_t$  la "brecha tecnológica" entre el país  $i$  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

$$(4) \Delta X_{it} = \gamma_{io} - \lambda X_{it} + \gamma H_{it}$$

donde  $x_{it}$  es el logaritmo de  $X_{it}$  y  $\gamma_{io}$  un efecto fijo de país que ayuda a controlar por variables omitidas, tales como la inversión en I+D. Obsérvese que esta especificación incorpora un efecto de difusión tecnológica. Si  $\lambda > 0$ , los países que están más cerca de la frontera tecnológica experimentarán menores tasas de crecimiento de la PTF. Esto hace que el nivel relativo de PTF de cada país 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.

En lo que sigue, me referiré a la primera de estas conexiones entre capital humano y productividad como *efectos de nivel* (puesto que el *stock* de capital humano tiene un efecto directo sobre el nivel de *output*) y a la segunda de ellas como *efectos de tasa* (porque *H* afecta ahora a la tasa de crecimiento del *output* a través de la PTF). El recuadro 1 desarrolla un sencillo modelo de crecimiento con capital humano que formaliza la discusión precedente e incorpora ambos efectos. Este modelo servirá de base a algunos de los ejercicios que se realizan en secciones posteriores del trabajo.

Algunos trabajos teóricos recientes sugieren que la acumulación de capital humano podría dar lugar a externalidades importantes que justificarían la intervención pública con el fin de corregir la posible divergencia entre los incentivos privados y el interés social. El problema surge porque algunos de los beneficios de una fuerza laboral cualificada no pueden ser apropiados directamente en forma de salarios más elevados por aquellos que realizan la inversión relevante. Esto tiende a introducir una cuña entre los rendimientos privados y sociales de la educación que podría resultar en un nivel insuficiente de inversión en capital humano en ausencia de mecanismos correctores. Lucas (1988), por ejemplo, sugiere que el nivel medio de formación a nivel agregado aumenta la productividad de cada empresa individual manteniendo constante su propio *stock* de capital humano. Otro supuesto habitual en la literatura es que el efecto de tasa del capital humano (esto es, su contribución al progreso técnico) incluye un componente de externalidad importante, porque resulta difícil apropiarse privadamente de todo el valor económico de las ideas. Azariadis y Drazen (1990), e implícitamente también Lucas (1988), destacan que las nuevas generaciones se benefician de los conocimientos adquiridos por sus mayores, lo que genera una externalidad intergeneracional potencialmente importante que operaría tanto en el hogar como en la escuela. Finalmente, la literatura también sugiere que el capital humano puede generar externalidades "cívicas" más difusas. Así, un incremento en el nivel educativo de la población podría reducir las tasas de criminalidad o contribuir al desarrollo de instituciones más eficientes.

### ***Evidencia empírica***

Los estudios empíricos sobre la contribución del capital humano al crecimiento de la productividad (o más generalmente sobre los determinantes del crecimiento económico) han seguido uno de estos dos enfoques alternativos: el primero de ellos se basa en la especificación y estimación de una ecuación *ad-hoc* que relaciona el crecimiento del *output* total o per cápita con un conjunto de variables que se consideran potencialmente relevantes en base a consideraciones teóricas informales; el segundo enfoque, por su parte, procede mediante la estimación de una relación estructural entre el nivel de *output* o su tasa de crecimiento y un conjunto de variables explicativas que se deriva de un modelo teórico explícito construido a

partir de una función de producción y, posiblemente, de una relación de progreso técnico similares a las descritas en el recuadro 1.

Este marco básico para el análisis estructural de los determinantes del crecimiento puede dar lugar a un gran número de especificaciones empíricas diferentes. La función de producción puede estimarse directamente con las variables relevantes expresadas en niveles o en tasas de crecimiento, siempre que dispongamos de datos fiables sobre los *stocks* de los distintos *inputs* productivos. Alternativamente, sus parámetros pueden recuperarse a partir de otras especificaciones (ecuaciones de convergencia o de estado estacionario), que están diseñadas para permitir la estimación cuando sólo se dispone de datos sobre flujos inversores (en vez de datos sobre *stocks* de factores). Estas especificaciones se obtienen a partir de la función de producción, reemplazando los *stocks* de factores o sus tasas de crecimiento por aproximaciones convenientes que hacen uso de datos sobre tasas de inversión.

Existe un número importante de trabajos empíricos que han analizado la relación entre capital humano y crecimiento, utilizando algunas de las especificaciones que acabo de esbozar con resultados contrapuestos. Mientras que en los primeros estudios realizados sobre el tema se obtuvieron resultados generalmente muy positivos, las conclusiones de un segundo grupo de trabajos más recientes han sido bastante desalentadoras, no detectándose en muchos de ellos una correlación significativa entre la formación media de la población y el nivel de productividad.<sup>5</sup> La principal diferencia entre ambos grupos de trabajos tiene que ver con la utilización de técnicas econométricas que implícitamente asignan pesos diferentes a las variaciones observadas en las variables de interés a lo largo del tiempo y entre países. Mientras que en el primer grupo de estudios la estimación se realiza con datos de corte transversal (esto es, con una única observación por país que describe el comportamiento medio durante un período de varias décadas), en el segundo se utilizan varias observaciones por país tomadas sobre períodos más cortos y se emplean especificaciones en diferencias o técnicas de panel que básicamente eliminan la variación de corte transversal que existe en los datos antes de proceder a la estimación.

Aunque las técnicas de estimación utilizadas en los trabajos más recientes tienen la importante ventaja de que permiten controlar mejor por diferencias no observables entre países, también presentan algunos inconvenientes, entre los que destaca su mayor sensibilidad a la presencia de errores de medición en las variables. El problema es menor en los estudios anteriores en los que se utilizan estimadores de corte transversal, porque los errores tienden a

---

<sup>5</sup> Dentro del primer grupo cabe destacar los trabajos de Landau (1983), Baumol et al. (1989), Barro (1991) y Mankiw, Romer y Weil (1992); dentro del segundo, encontramos entre otros los trabajos de Kyriacou (1991), Knight et al. (1993), Benhabib y Spiegel (1994), Pritchett (1999), Islam (1995) y Caselli et al. (1996). La sección 3 del apéndice de de la Fuente y Ciccone (2002) contiene un panorama detallado de esta literatura.

cancelarse cuando los datos se promedian sobre períodos largos. Esto sugiere que, como ya hemos anticipado en la introducción, una posible explicación de los resultados adversos obtenidos en trabajos recientes tiene que ver con la mala calidad de los datos de capital humano que se han utilizado en la literatura de crecimiento. Como veremos en la sección siguiente, la mayor parte de las bases de datos internacionales sobre escolarización contiene una cantidad importante de ruido debido a diversas inconsistencias de los datos primarios utilizados para construirlas. La existencia de este ruido genera un sesgo a la baja en la estimación de los coeficientes que miden el impacto del capital humano (esto es, una tendencia a infraestimar sus valores), porque da lugar a una variabilidad espúrea en el *stock* de capital humano que no se corresponde con cambios proporcionales en el nivel de productividad.

### **3. Bases de datos internacionales de capital humano: un breve panorama y algunos problemas.**

La mayor parte de los gobiernos recogen información sobre distintos indicadores educativos a través de los censos de población, las encuestas de población activa y otras encuestas y estudios especializados. Diversas organizaciones internacionales recopilan estos datos y publican estadísticas comparativas que proporcionan información fácilmente accesible y, en principio, homogénea para un gran número de países. La fuente regular más importante de estadísticas educativas internacionales es el *Anuario Estadístico* de la UNESCO. Esta publicación ofrece series temporales razonablemente completas de tasas de escolarización para distintos niveles educativos en la mayor parte de los países del mundo y contiene también algunos datos sobre el nivel medio de instrucción de la población adulta, el gasto público en educación, el número de estudiantes por profesor y otras variables de interés.<sup>6</sup>

Las series de tasas de escolarización que publica la UNESCO se han utilizado en un gran número de estudios empíricos sobre la relación entre educación y crecimiento económico. En muchos casos, esta elección se debe más a la facilidad de acceso a estos datos y a su amplia cobertura internacional que a su idoneidad teórica para el problema de interés. Las tasas de escolarización son probablemente un indicador aceptable, aunque imperfecto, del flujo de inversión educativa, pero no son necesariamente una buena medida del *stock* existente de capital humano, puesto que el nivel medio de formación de la población adulta (que es en principio la variable de mayor interés desde un punto de vista teórico) responde a los flujos de inversión sólo de una manera gradual y con un retardo considerable.

---

<sup>6</sup> Otras fuentes útiles son el *Anuario Demográfico* de la ONU, que ofrece datos de formación desagregados por grupos de edad y; en años recientes, el informe anual de la OCDE sobre la educación en sus países miembro (*Education at a Glance*), que incluye gran cantidad de información sobre los *inputs* y los *outputs* del sistema educativo.

En un intento de evitar estos problemas, distintos investigadores han construido bases de datos que intentan medir directamente el *stock* educativo de la población o de la fuerza laboral de un número elevado de países durante un período de varias décadas. Estas bases de datos generalmente combinan la información censal existente sobre el nivel de instrucción de la población con las tasas de escolarización de la UNESCO para aproximar la evolución de la composición de la población por nivel de estudios y construir series de años medios de instrucción. Los más conocidos de estos trabajos son el de Kyriacou (1991), las distintas versiones de la base de datos de Barro y Lee (1993, 1996, 2000) y las series construidas por investigadores del Banco Mundial (Lau, Jamison y Louat [1991], Lau, Bhalla y Louat [1991] y Nehru, Swanson y Dubey [NSD], 1995). Todas estas series se han utilizado extensamente en la literatura empírica de crecimiento.

En de la Fuente y Doménech (D&D, 2000 y 2002) repasamos brevemente la metodología utilizada en estos trabajos y comparamos las distintas bases de datos entre sí, centrándonos especialmente en el caso de los países de la OCDE, donde presumiblemente la información de base es de mejor calidad que en los países menos desarrollados. El examen de las distintas series revela diferencias muy significativas entre ellas en términos de las posiciones relativas de numerosos países, así como la existencia en muchos casos de estimaciones o perfiles temporales poco plausibles. Aunque los distintos estudios generalmente coinciden cualitativamente a la hora de hacer comparaciones entre grandes regiones (p. ej., la OCDE sobre naciones en vías de desarrollo en distintas áreas geográficas), las discrepancias son muy importantes cuando nos centramos en el grupo de países industriales. Otro motivo para la preocupación es que algunas de estas bases de datos presentan enorme saltos en niveles medios de formación sobre períodos muy cortos que sólo pueden ser resultado de algún error o inconsistencia.

En buena parte, estos problemas son consecuencia de las deficiencias de los datos primarios utilizados para elaborar las series educativas. Como observan Behraman y Rosenzweig (1994) y Steedman (1996), existen buenas razones para dudar de la fiabilidad y consistencia de la información primaria existente tanto sobre tasas de escolarización como sobre niveles medios de instrucción. Nuestro análisis de las distintas bases de datos de capital humano confirma este diagnóstico y sugiere que muchos de los problemas detectados en las mismas tienen su origen en cambios, tanto en el tiempo como entre países, en los criterios de medición y clasificación de los distintos niveles educativos.

#### **4. Una nueva serie de escolarización para una muestra de países industriales**

La preocupación por la mala calidad de los datos educativos y por las distorsiones que esto genera a la hora de estimar los efectos de crecimiento del capital humano ha motivado algunos

estudios recientes que intentan mejorar el contenido informativo de las series de escolarización mediante la explotación de nuevas fuentes y la introducción de diversas correcciones. En esta sección se resumen los resultados de uno de estos estudios (de la Fuente y Doménech, 2001b)<sup>7</sup> en el que se construyen series educativas para una muestra de 21 países miembro de la OCDE.<sup>8</sup>

El primer paso en la construcción de estas series consistió en recopilar toda la información que pudimos encontrar sobre la distribución por nivel de estudios de la población adulta en los países de la muestra. Con este fin, hemos utilizado tanto publicaciones de organizaciones internacionales como fuentes nacionales (censos y encuestas, anuarios estadísticos y datos no publicados proporcionados por gobiernos nacionales y por la OCDE). Seguidamente hemos tratado de reconstruir un perfil razonable de la evolución del nivel medio de formación en cada país, empleando toda la información disponible y un poco de sentido común. Para aquellos países en los que se dispone de series razonablemente completas, nos hemos basado fundamentalmente en fuentes nacionales. Para el resto, partimos de la estimación aparentemente más fiable de las existentes entre 1990 y 1995 (que generalmente se toma de la OCDE) y procedemos hacia atrás intentando evitar saltos poco razonables en las series que sólo pueden tener su origen en cambios en los criterios de clasificación. La construcción de las series requirió en muchos casos juicios subjetivos de valor para elegir entre estimaciones alternativas cuando las distintas fuentes están en desacuerdo. En ocasiones, también hemos reinterpretado algunos datos tomados de compilaciones internacionales como referidos a niveles educativos ligeramente distintos de los indicados en las propias fuentes.<sup>9</sup> Las observaciones no disponibles situadas entre datos censales se estiman por simple interpolación lineal. En el resto de los casos se recurre a extrapolaciones que utilizan, siempre que es posible, información sobre el nivel educativo de la población desagregada por grupos de edad en años cercanos al de interés.

---

<sup>7</sup> Este estudio extiende y actualiza las series construidas en de la Fuente y Doménech (2000) para la misma muestra de países. Entre otras mejoras, la versión revisada de la base de datos incorpora información no publicada suministrada por la OCDE y por las oficinas estadísticas nacionales de aproximadamente una docena de estados miembro en respuesta a una petición de asistencia canalizada a través de la División de Estadísticas e Indicadores de la OCDE.

<sup>8</sup> Un trabajo que persigue esencialmente el mismo objetivo y utiliza una metodología similar es el de Cohen y Soto (2001). Estos autores construyen series educativas para una muestra mucho más amplia de países utilizando información censal y datos de encuestas tomados de la UNESCO, de la base de datos interna de la OCDE y de los *websites* de las agencias estadísticas nacionales.

<sup>9</sup> Nuestras estimaciones reflejan, por tanto, numerosas decisiones *ad-hoc* que han tenido que basarse más en el sentido común que en información comprobada. Claramente, esta forma de proceder no es en principio la más deseable. Sin embargo, dada la falta de homogeneidad de la información de base, creemos que nuestro enfoque es preferible a los procedimientos aparentemente más objetivos y sistemáticos empleados por otros autores. Los resultados tienen un aspecto más razonable que muchas de las series existentes, al menos en cuanto a su perfil temporal y, como veremos más adelante, obtienen buenos resultados en términos de un indicador estadístico de calidad.

**Cuadro 1: Disponibilidad de datos primarios**

	<i>Educación secundaria</i>			<i>Educación superior</i>		
	<i>Fracción de obs. directas</i>	<i>Primera observ. directa</i>	<i>Última observ. directa</i>	<i>Fracción de obs. directas</i>	<i>Primera observ. directa</i>	<i>Última observ. directa</i>
<b><i>Alemania Occ.</i></b>	11/24	<b>1970</b>	1995	17/24	1961	1995
<i>Australia</i>	11/24	<b>1965</b>	1997	11/24	<b>1966</b>	1997
<i>Austria</i>	11/24	1961	1995	7/24	1961	1995
<i>Bélgica</i>	13/24	1961	1995	12/24	1960	1995
<i>Canadá</i>	15/24	1961	1996	21/24	1960	1996
<b><i>Dinamarca</i></b>	9/24	<b>1973</b>	1994	12/24	<b>1973</b>	1994
<i>España</i>	12/21	1960	1991	12/21	1960	1991
<i>Estados Unidos</i>	24/24	1960	1995	24/24	1960	1995
<i>Finlandia</i>	16/24	1960	1995	21/24	1970	1995
<i>Francia</i>	12/21	1960	1989	12/21	1960	1990
<i>Grecia</i>	15/24	1961	1995	15/24	1961	1997
<i>Holanda</i>	12/24	1960	1995	12/24	1960	1995
<i>Irlanda</i>	15/24	1961	1998	11/24	1961	1998
<b><i>Italia</i></b>	15/24	1961	1999	5/8	1960	1998
<i>Japón</i>	8/21	1960	1990	12/21	1960	1990
<i>Noruega</i>	15/24	1960	1998	9/24	1960	1998
<i>Nueva Zelanda</i>	10/24	<b>1965</b>	1998	10/24	<b>1965</b>	1998
<i>Portugal</i>	12/21	1960	1991	8/21	1960	1991
<i>Reino Unido</i>	6/21	1960	1993	10/21	1960	1991
<i>Suecia</i>	9/24	1960	1995	9/24	1960	1995
<i>Suiza</i>	15/24	1960	1995	15/24	1960	1995

La cantidad de información primaria disponible varía enormemente de un país a otro. El cuadro 1 muestra la fracción de las observaciones que se basan en información directa (procedente de censos o encuestas) sobre la fracción de la población con educación secundaria o superior, así como la fecha de la primera y de la última observación directa. El número potencial de observaciones por país es generalmente 21 ó 24 para cada nivel educativo, dependiendo de si la serie termina en 1990 o en 1995 (dos subniveles y un total para cada ciclo educativo por siete u ocho observaciones quinquenales). En el caso italiano, no parecen existir las carreras de ciclo corto, por lo que el número potencial de observaciones a nivel superior se reduce a ocho.

Como se puede ver en el cuadro, para la mayor parte de los países disponemos de suficiente información primaria para construir series que cubren razonablemente bien el conjunto del período muestral. Los casos más problemáticos se destacan en negrita. En el caso de Italia, el principal problema es que mucha de la información disponible se refiere a la población mayor de seis años. En Dinamarca y Alemania (a nivel secundario), la primera observación directa corresponde a 1970 o a un año posterior. En estos dos casos, hemos proyectado los niveles educativos hacia atrás hasta 1960 utilizando tasas de crecimiento tomadas de OECD (1974), pero no estamos seguros de la fiabilidad de esta extrapolación.

**Cuadro 2: Años medios de escolarización de la población adulta  
(Promedio muestral = 100 en cada año)**

	<b>1960</b>	<b>1965</b>	<b>1970</b>	<b>1975</b>	<b>1980</b>	<b>1985</b>	<b>1990</b>
<i>Alemania Occ.</i>	118.5	120.1	121.6	121.7	121.7	122.1	121.7
<i>Australia</i>	117.7	120.6	122.6	124.0	125.7	124.2	121.1
<i>Canadá</i>	124.1	123.5	123.2	123.1	122.9	121.2	119.7
<i>Estados Unidos</i>	126.3	126.1	125.4	124.5	123.1	121.0	119.1
<i>Suiza</i>	124.8	124.2	123.6	120.5	117.8	116.1	114.9
<i>Nueva Zelanda</i>	125.1	123.4	121.7	119.6	117.5	115.4	113.8
<i>Dinamarca</i>	129.0	125.9	123.0	119.8	116.9	113.7	110.2
<i>Austria</i>	107.7	105.4	103.5	103.2	104.1	105.9	106.3
<i>Japón</i>	103.1	103.3	103.5	104.8	105.6	105.5	105.6
<i>Noruega</i>	115.8	113.6	111.6	108.9	107.1	106.1	104.4
<i>Finlandia</i>	91.5	94.5	96.8	98.6	100.7	102.0	103.1
<i>Holanda</i>	97.0	97.6	98.1	99.0	100.1	101.4	102.9
<i>Suecia</i>	96.2	95.5	95.0	96.1	97.2	98.4	99.8
<i>Reino Unido</i>	102.5	101.7	100.8	99.9	99.0	98.8	98.9
<i>Francia</i>	97.3	98.6	100.2	101.3	99.9	98.9	98.2
<i>Bélgica</i>	92.5	93.3	94.1	94.4	94.8	94.7	94.7
<i>Irlanda</i>	88.0	86.8	86.9	86.5	86.0	87.0	88.4
<i>Italia</i>	64.7	66.7	68.6	69.6	70.7	73.1	75.6
<i>Grecia</i>	66.5	67.5	68.5	70.1	71.8	73.1	74.3
<b><i>España</i></b>	<b>59.5</b>	<b>58.5</b>	<b>57.5</b>	<b>58.5</b>	<b>59.5</b>	<b>62.8</b>	<b>66.7</b>
<i>Portugal</i>	52.3	53.2	54.0	56.0	58.0	59.0	60.2
<i>Promedio (años)</i>	<i>8.36</i>	<i>8.69</i>	<i>9.02</i>	<i>9.45</i>	<i>9.87</i>	<i>10.28</i>	<i>10.64</i>

Tras estimar el desglose de la población por niveles de formación, hemos calculado el número medio de años de escolarización teniendo en cuenta la duración teórica de los distintos ciclos educativos en cada país. Los resultados se resumen en el cuadro 2. La última fila del cuadro muestra el promedio (no ponderado por población) del número medio de años de formación en la muestra. Esta variable aumenta el 27,3% entre 1960 y 1990 como resultado de la importante mejora en los niveles educativos de las cohortes más jóvenes registrada en prácticamente todos los países. El resto de las filas del cuadro muestran la posición de los distintos países en relación al promedio muestral en cada período (que se normaliza a 100), con los miembros de la muestra situados en orden decreciente por nivel de estudios en 1990. Cabe destacar que España ocupa el penúltimo lugar del ranking durante todo el período, si bien su nivel relativo de formación mejora en algo más de ocho puntos porcentuales entre 1960 y 1990.

## 5. El sesgo de atenuación y un indicador de calidad para las series educativas más utilizadas en la literatura

La existencia de errores de medición genera una tendencia a la infravaloración del impacto del capital humano sobre la productividad. En el recuadro 2 se discute el origen de este sesgo de atenuación a la baja y se describe una técnica que permite construir un indicador de la calidad de distintas series que miden con error una misma variable subyacente. Intuitivamente, el sesgo surge porque los errores de medición generan "ruido" que tiende a oscurecer la relación entre las variables de interés. El indicador de calidad, conocido como ratio de fiabilidad, mide la relación entre el ruido y la auténtica señal contenidos en las distintas series y se construye a partir de un análisis de la capacidad de cada una de ellas para explicar el comportamiento de las demás. Este ratio resulta de gran utilidad, en primer lugar, porque nos proporciona un indicador del contenido informativo de cada una de las series y, en segundo, porque el error en la estimación será inversamente proporcional a su valor. El ratio de fiabilidad, por tanto, puede utilizarse para corregir el sesgo de atenuación, obteniendo así estimaciones consistentes (no sesgadas en muestras grandes) del parámetro de interés.

En de la Fuente y Doménech (D&D, 2002) utilizamos el procedimiento expuesto en el recuadro 2 para estimar los ratios de fiabilidad de las series de años medios de formación más utilizadas en la literatura de crecimiento, restringiéndonos a la muestra de 21 países de la OCDE cubierta por las series descritas en la sección anterior. Este indicador se construye para las distintas transformaciones de la variable de años medios de escolarización que se utilizan para estimar las especificaciones más habituales de la función de producción. En particular, estimamos ratios de fiabilidad para los años medios de formación medidos en niveles ( $H_{it}$ ) y en logaritmos ( $h_{it}$ ), para los incrementos medios anuales, tanto en niveles como en logaritmos medidos entre observaciones quinquenales sucesivas ( $\Delta H_{it}$  y  $\Delta h_{it}$ ), y para el nivel de escolarización medido en desviaciones sobre las medias nacionales ( $h_{it} - h_j$ ). Obsérvese que

### Recuadro 2: El sesgo de atenuación y el ratio de fiabilidad

El origen del sesgo de atenuación es el siguiente. Supongamos que el nivel de productividad,  $Q$ , es una función lineal del *stock* de capital humano,  $H$ , de forma que

$$(1) Q = bH + u$$

donde  $u$  es una perturbación aleatoria. Dada esta relación, variaciones en el stock de capital humano,  $H$ , inducirán cambios en el nivel de productividad,  $Q$ , y el examen de la magnitud relativa de las variaciones de ambas variables nos permitirá estimar el valor del coeficiente  $b$ . Ahora bien, si  $H$  está medido con error, de forma que lo que observamos en realidad no es  $H$  sino una *proxy ruidosa*,  $P = H + \varepsilon$ , donde  $\varepsilon$  es un error de medición aleatorio, parte de la aparente variación del *stock* de capital humano (en el tiempo o entre países) se deberá al error de medición (esto es, será *ruido* en vez de auténtica *señal*). Puesto que tales variaciones

lógicamente no inducen respuesta alguna en  $Q$ , esta variable parecerá menos sensible al *stock* de capital humano de lo que es en realidad, lo que sesgará a la baja el valor estimado de  $b$ .

El tamaño del sesgo resultante dependerá inversamente del contenido informativo de la serie, medido por su *ratio de fiabilidad*,  $r$ . Este ratio se define como el cociente entre la señal y la suma de señal y ruido en los datos, esto es, como

$$(2) r + \frac{\text{var } H}{\text{var } P} = \frac{\text{var } H}{\text{var } H + \text{var } \varepsilon}$$

donde  $\text{var } H$  mide la *señal* contenida en la serie y  $\text{var } \varepsilon$  el *ruido* que la distorsiona.<sup>10</sup>

Cuando existen varias *proxies* ruidosas de una misma variable de interés, sus respectivos ratios de fiabilidad pueden estimarse siguiendo el procedimiento propuesto por Krueger y Lindhal (2001). Sean  $P_1 = H + \varepsilon_1$  y  $P_2 = H + \varepsilon_2$  dos *proxies* ruidosas del *stock* de capital humano,  $H$ . Es fácil comprobar que, si los términos de error de las dos series  $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$  no están correlacionados entre sí, la covarianza entre  $P_1$  y  $P_2$  puede utilizarse para estimar la varianza de  $H$ , que es la única magnitud desconocida en la ecuación (2). Por tanto, bajo este supuesto,  $r_1$  puede estimarse como

$$(3) \hat{r}_1 = \frac{\text{cov}(P_1, P_2)}{\text{var } P_1}$$

que resulta ser la fórmula del estimador de mínimos cuadrados ordinarios del coeficiente de pendiente de una regresión de  $P_2$  sobre  $P_1$ . Por tanto, para estimar la fiabilidad de  $P_1$  estimamos una regresión de la forma  $P_2 = c + r_1 P_1$ .<sup>11</sup> Obsérvese, sin embargo, que si los errores de medición de las dos series están positivamente correlacionados ( $E\varepsilon_1\varepsilon_2 > 0$ ) como cabría esperar en muchos casos,  $\hat{r}_1$  sobreestimaré el ratio de fiabilidad, lo que hará que tendamos a infravalorar el sesgo generado por el error de medición.

En de la Fuente y Doménech (2002) se desarrolla una extensión de este procedimiento que permite construir un estimador de mínima varianza del ratio de fiabilidad cuando existen más de dos estimaciones con error de la misma variable subyacente, manteniendo la hipótesis de que los errores de medición de las distintas series no están correlacionados entre sí. Procediendo como se indica arriba, para cada serie de años de escolarización  $P_j$  construimos una serie de estimaciones "por pares" del ratio de fiabilidad,  $\hat{r}_{jk}$ , utilizando  $P_j$  para tratar de explicar otras series educativas,  $P_k$ ; esto es, para cada  $j$  estimamos un sistema de ecuaciones de la forma

$$(4) P_k = c_k + r_{jk} P_j + u_k \quad \text{para } k = 1, \dots, K$$

donde  $k$  denota la serie "de referencia" y varía sobre la última versión disponible de todas las bases de datos diferentes de  $j$ . La fiabilidad de la base de datos de Barro y Lee (2000), por ejemplo, se estima utilizando esta serie como variable explicativa en un conjunto de regresiones en las que la variable de referencia (la variable a explicar o dependiente) son los años medios de escolarización estimados por Kyriacou (1991), NSD (1995), D&D (2001b) y Cohen y Soto (2001). Las demás versiones de la base de datos de Barro y Lee, sin embargo, no se utilizan como referencia porque la correlación de los errores de medición dentro de una familia determinada de estimaciones es casi con seguridad positiva y muy elevada, lo que tendería a inflar artificialmente la estimación de la tasa de fiabilidad.

<sup>10</sup> Obsérvese que el denominador del último término de (2) supone implícitamente que el error de medición,  $\varepsilon$ , no está correlacionado con  $H$ .

<sup>11</sup> Intuitivamente, la regresión de  $P_2$  sobre  $P_1$  nos da una idea de lo bien que  $P_1$  explica la variable sin errores,  $H$ . Esto es así porque el error de medición en la variable dependiente ( $P_2$  en este caso) será absorbido por la perturbación de la regresión, sin que esto genere un sesgo (al contrario de lo que sucede cuando lo que se mide con error es la variable independiente). Por tanto, es casi como si estuviésemos haciendo una regresión del verdadero  $H$  sobre  $P_1$ .

Bajo el supuesto de que los errores de medición no están correlacionados entre familias de bases de datos (esto es, que  $E\varepsilon_j\varepsilon_k = 0$  para  $j \neq k$  cuando  $j$  y  $k$  pertenecen a familias diferentes) todas las estimaciones por pares de  $r_j$  construidas de esta forma serán consistentes, y también lo será cualquier promedio ponderado de ellas,

$$(5) \bar{r}_j = \mathcal{R}_k \omega_k \hat{r}_j^k \quad \text{donde} \quad \mathcal{R}_k \omega_k = 1.$$

Para obtener el estimador más eficiente de  $r_j$ , elegimos las ponderaciones  $\omega_k$  en (5) para minimizar la varianza de  $\bar{r}_j$ . El estimador resultante, al que denominaremos  $\hat{r}_j$ , puede implementarse imponiendo un coeficiente de pendiente común en todas las ecuaciones de (4) y estimando el sistema resultante como un SUR (sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas) restringido. Por tanto, llamamos a  $\hat{r}_j$  el *ratio de fiabilidad SUR*.

$\Delta h_{it}$  corresponde a la tasa anual de crecimiento y que  $h_{it} - h_i$  es la transformación intra-grupos frecuentemente utilizada para eliminar efectos fijos.

Los resultados del ejercicio se recogen en el cuadro 3 con las distintas bases de datos ordenadas de acuerdo con el promedio de sus ratios de fiabilidad. La última fila del cuadro muestra el valor medio del ratio de fiabilidad para cada transformación de las series (calculado sobre las distintas bases de datos) y la última columna recoge el ratio promedio de fiabilidad de cada serie (calculado sobre las distintas transformaciones). Nuestra estimación del ratio de fiabilidad promedio para todas las series y transformaciones es de 0,335. Puesto que el intervalo de posibles valores de esta variable está entre cero y uno (con el primer valor indicando que la serie contiene sólo ruido y el segundo que no hay errores de medición),<sup>12</sup> este resultado sugiere que la estimación típica del coeficiente de la variable de capital humano en una ecuación de crecimiento contendrá un importante sesgo a la baja, incluso sin tener en cuenta la pérdida adicional de señal que se produce cuando la ecuación incluye otros regresores además del capital humano (véase D&D, 2002). El sesgo será menor cuando los datos se utilizan en niveles o en logaritmos, pero puede ser muy grande en especificaciones de efectos fijos o en las que utilizan diferencias tomadas sobre períodos relativamente cortos. El ratio de fiabilidad es de sólo 0,254 para las series en tasas de crecimiento quinquenales y 0,090 para diferencias en niveles calculadas con la misma frecuencia.

<sup>12</sup> Esto es cierto siempre que se cumpla el supuesto de ausencia de correlación de los errores de medición de las distintas series entre sí y con  $H$ . Como se observa en el cuadro 3, algunas de nuestras estimaciones del ratio de fiabilidad están fuera de este intervalo, lo que indica alguna violación de esta hipótesis. En D&D (2002) construimos estimaciones alternativas de los ratios de fiabilidad que tienen en cuenta esta posibilidad y encontramos que las correcciones necesarias no cambian cualitativamente los resultados.

**Cuadro 3: Estimaciones SUR del ratio de fiabilidad, muestra de 21 países de la OCDE**

	$H_{it}$	$h_{it}$	$\Delta H_{it}$	$\Delta h_{it}$	$h_{it}-h_i$	$\Delta h_{it}-\Delta h_i$	<i>promedio</i>
<i>D&amp;D (2002)</i>	0,754	0,775	0,337	0,769	0,917	0,246	<i>0,633</i>
<i>C&amp;S (2001)</i>	0,806	0,912	0,330	0,467	0,547	0,185	<i>0,541</i>
<i>D&amp;D (2000)</i>	0,720	0,761	0,100	0,550	0,818	0,074	<i>0,504</i>
<i>Kyr. (1991)</i>	0,723	0,600	0,024	0,065	0,111	0,026	<i>0,258</i>
<i>B&amp;L (2000)</i>	0,707	0,603	-0,018	0,045	0,178	-0,016	<i>0,250</i>
<i>B&amp;L (1996)</i>	0,559	0,516	-0,017	0,039	0,146	-0,007	<i>0,206</i>
<i>B&amp;L (1993)</i>	0,526	0,436	-0,019	0,029	0,121	-0,017	<i>0,179</i>
<i>NSD (1995)</i>	0,278	0,330	-0,021	0,066	0,095	-0,115	<i>0,106</i>
<i>Promedio</i>	<i>0,634</i>	<i>0,617</i>	<i>0,090</i>	<i>0,254</i>	<i>0,367</i>	<i>0,047</i>	<i>0,335</i>

*Notas:*

- La estimación se realiza con todas las series expresadas en desviaciones sobre su promedio muestral en cada período con el fin de eliminar posibles efectos fijos temporales.

- *Clave:* *D&D* = de la Fuente y Doménech; *C&S* = Cohen y Soto; *Kyr* = Kyriacou; *B&L* = Barro y Lee; *NSD* = Nehru et al.

Nuestros resultados muestran que la importancia de los errores de medición varía significativamente de unas bases de datos a otras, aunque el ranking exacto de cada una de ellas depende de la transformación de los datos que se utilice. Dos de las series más usadas en la literatura de crecimiento, las construidas por Kyriacou (1991) y Barro y Lee (varios años), tienen ratios de fiabilidad respetables cuando se utilizan en niveles; pero, tal como observan Krueger y Lindhal (2001), contienen muy poca información cuando se diferencian o se introducen efectos fijos. Los intentos más recientes de aumentar el contenido informativo de las series de escolarización parecen haber tenido al menos un éxito parcial, si bien el sesgo de atenuación continúa siendo potencialmente elevado incluso en estos casos. Tomando como referencia el ratio promedio de fiabilidad de las series de Barro y Lee (1996) (0,206), la última revisión de estas series por los mismos autores ha aumentado su contenido de información en el 21%, mientras que las estimaciones de Cohen y Soto (2001) y de la Fuente y Doménech (2001b) aumentan el ratio estimado de fiabilidad en el 162% y 207%, respectivamente.

**6. Calidad de las series educativas y estimaciones del impacto del capital humano**

Como hemos visto en la sección anterior, el valor esperado del sesgo de atenuación es una función decreciente del ratio de fiabilidad de la serie empleada en la estimación. Esto sugiere que el valor estimado del coeficiente del capital humano en una regresión de crecimiento debería aumentar con la calidad de los datos educativos. En de la Fuente y Doménech (D&D 2002) se muestra que éste es efectivamente el caso. En este trabajo estimamos varias especificaciones de una función de producción agregada utilizando las distintas series de escolarización analizadas en la sección anterior como indicadores alternativos del *stock* de capital humano y comprobamos que tanto el tamaño como la significatividad del coeficiente de

esta variable aumentan de la forma esperada con el ratio de fiabilidad. Seguidamente, explotamos la correlación observada entre estas dos variables para construir diversas "meta-estimaciones" del parámetro de interés que corrigen el sesgo generado por el error de medición.<sup>13</sup>

#### a. Resultados con distintas series educativas

Las ecuaciones que estimamos se derivan de una función de producción agregada del tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala que incluye, además del stock de capital físico y el empleo, el nivel medio de formación de la mano de obra como uno de sus *inputs*. Esta ecuación se estima en niveles (con las variables expresadas en logaritmos), en niveles con efectos fijos de país y en diferencias. También se estima una cuarta especificación en diferencias en la que se introducen efectos fijos y un proceso de difusión o *catch-up* tecnológico que permite que, otras cosas iguales, la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores (PTF) sea directamente proporcional a la distancia tecnológica entre cada país y los Estados Unidos. En este caso, los efectos fijos de país capturan diferencias permanentes en niveles relativos de PTF, que presumiblemente reflejarán diferencias en niveles de inversión en I+D y en otras variables omitidas.<sup>14</sup>

**Cuadro 4: Estimaciones alternativas del coeficiente del capital humano ( $\beta$ ) en distintas especificaciones de la función de producción con diferentes series educativas**

	<i>NSD</i>	<i>KYR</i>	<i>B&amp;L93</i>	<i>B&amp;L96</i>	<i>B&amp;L00</i>	<i>C&amp;S</i>	<i>D&amp;D00</i>	<i>D&amp;D02</i>	<i>media</i>
<i>Niveles</i>	0,078	0,186	0,141	0,165	0,238	0,397	0,407	0,378	0,249
	(2,02)	(2,18)	(4,49)	(4,82)	(6,19)	(7,98)	(7,76)	(6,92)	(5,30)
<i>Efectos fijos</i>	0,068	0,066	0,136	0,115	0,203	0,608	0,627	0,958	0,348
	(0,76)	(1,86)	(3,30)	(1,80)	(3,74)	(4,49)	(3,99)	(6,51)	(3,31)
<i>Diferencias</i>	0,079	0,009	0,089	0,083	0,079	0,525	0,520	0,744	0,266
	(0,70)	(0,15)	(2,52)	(1,47)	(1,28)	(2,57)	(2,17)	(3,10)	(1,75)
<i>Catch-up</i>	-0,206	0,014	0,056	-0,007	-0,019	0,573	0,587	0,540	0,192
	(1,61)	(0,29)	(1,80)	(0,11)	(0,31)	(3,52)	(3,47)	(2,89)	(1,24)
<i>Promedio</i>	0,005	0,069	0,106	0,089	0,125	0,526	0,535	0,655	
	(0,47)	(1,12)	(3,03)	(2,00)	(2,73)	(4,64)	(4,35)	(4,86)	

- *Clave:* Véanse las notas al cuadro 3.

<sup>13</sup> Una meta-estimación es una estimación que no se obtiene directamente de los datos, sino que se construye a partir de otras estimaciones primarias.

<sup>14</sup> Todas las especificaciones se obtienen a partir de la ecuación (2) del recuadro 1 utilizando los años medios de formación como *proxy* para el *stock* de capital humano (*H*). En la última de estas especificaciones, se incorpora también una función de progreso técnico similar a la ecuación (4) del mismo recuadro, excepto en que se omite el *stock* de capital humano. El modelo estimado, por tanto, no permite la existencia de efectos de tasa. Hemos intentado estimarlo incorporando estos efectos pero los resultados no son satisfactorios. Este problema es bastante habitual en la literatura. Véase la discusión en de la Fuente y Ciccone (2002) sobre las razones por las que puede resultar difícil separar los efectos de tasa de los de nivel.

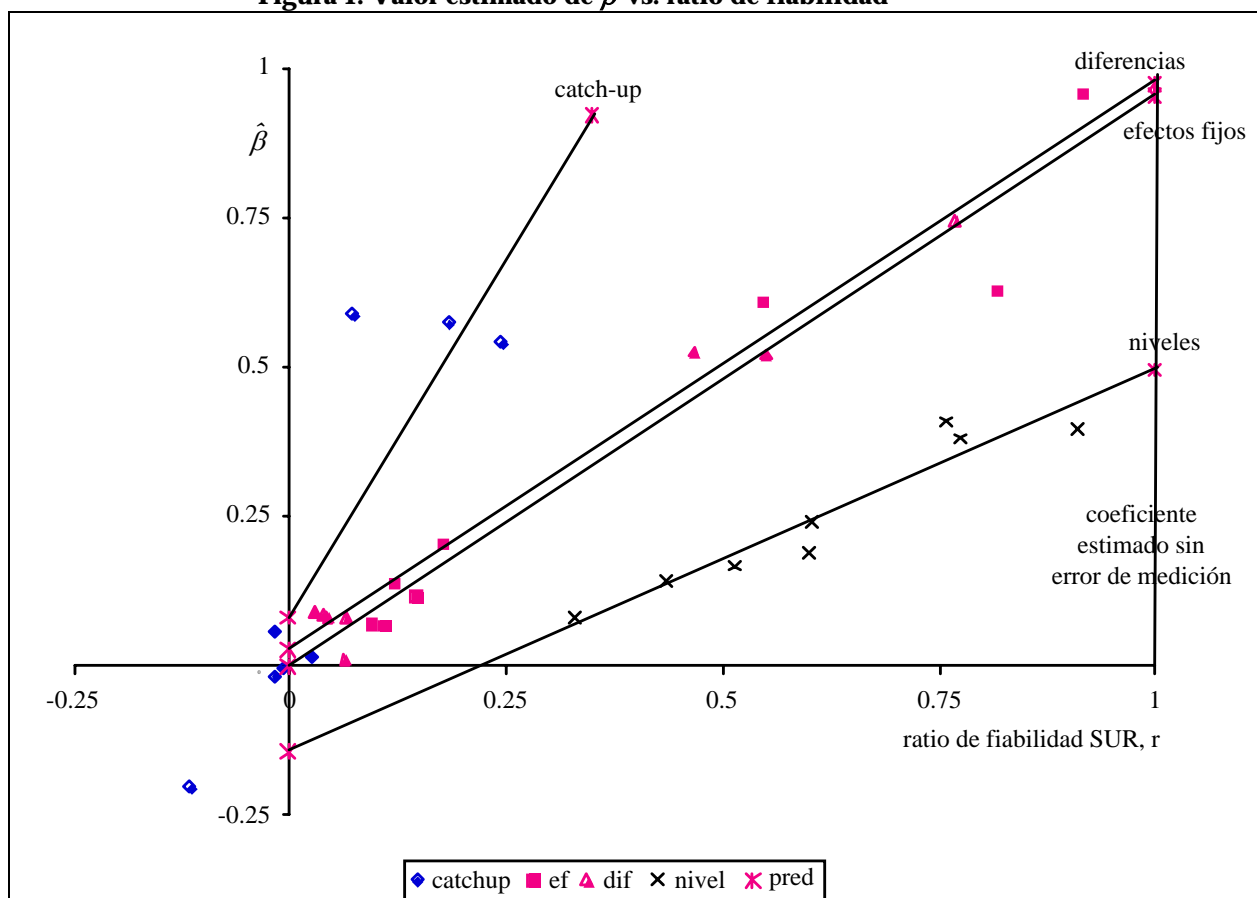
Las distintas especificaciones se estiman con datos quinquenales para el período 1960-1990 con la muestra habitual de países de la OCDE, incluyendo en todos los casos efectos fijos temporales (*dummies* para los distintos subperíodos muestrales). Los valores del coeficiente que mide la elasticidad del *output* con respecto al nivel medio de formación obtenidos con las distintas especificaciones y bases de datos se muestran en el cuadro 4. Por razones que se aclararán más adelante, llamaremos  $\beta$  (en vez de  $\alpha_h$ ) a las estimaciones de este parámetro obtenidas en esta sección. La última columna del cuadro muestra los valores medios de  $\beta$  y de su estadístico  $t$  para cada especificación, y las dos últimas filas los promedios de las mismas variables para cada base de datos.

El patrón de resultados que emerge según vamos cambiando la fuente de los datos de escolarización es consistente con nuestra hipótesis sobre la importancia del sesgo de medición. Para todas las bases de datos, el valor estimado de  $\beta$  es positivo y significativo para la especificación en niveles sin efectos fijos de país (primera fila del cuadro), pero el tamaño del coeficiente estimado y su nivel de significatividad aumentan apreciablemente cuando utilizamos las series con mayores ratios de fiabilidad (que son las que corresponden a las últimas columnas del cuadro 4). Las diferencias son aún más claras cuando la estimación se realiza con efectos fijos de país (segunda fila) o con los datos en tasas de crecimiento (tercera y cuarta fila). Los resultados obtenidos con las series de Kyriacou, Barro y Lee y NSD expresadas en tasas de crecimiento son consistentes con los obtenidos por Kyriacou (1991), Benhabib y Spiegel (1994) y Pritchett (1999), quienes encuentran que el coeficiente del capital humano no es significativo (y a menudo tiene signo negativo) en funciones de producción estimadas en diferencias. Por otra parte, tanto nuestras series como las de Cohen y Soto generan valores positivos, relativamente grandes y precisos del coeficiente del capital humano en la mayor parte de las estimaciones.

#### **b. Cómo corregir el sesgo derivado de los errores de medición**

Los resultados resumidos en el cuadro 4 indican con claridad que el error de medición genera un sesgo importante a la baja en la estimación del coeficiente del capital humano en la función de producción, y que la mejora en la calidad de los datos reduce este sesgo y conduce a resultados generalmente más favorables a la hipótesis de que la inversión educativa contribuye de forma sustancial al crecimiento de la productividad. La figura 1 ilustra y refuerza estas conclusiones. En ella he dibujado las distintas estimaciones de  $\beta$  que aparecen en el cuadro 4 como función de los ratios de fiabilidad ( $r$ ) correspondientes (tomados del cuadro 3), así como la recta de regresión estimada para cada una de las especificaciones econométricas que hemos estimado en el apartado anterior. El gráfico muestra que existe una clara correlación positiva entre estas dos variables para cada especificación y sugiere que el valor correcto de  $\beta$  es al menos 0,50 (que es la predicción para la ecuación en niveles cuando  $r = 1$ ).

**Figura 1: Valor estimado de  $\beta$  vs. ratio de fiabilidad**



Como sugiere la figura 1, es posible extrapolar la relación observada en las distintas bases de datos entre el ratio de fiabilidad y el coeficiente estimado del capital humano con el fin de estimar el valor de  $\beta$  que se obtendría en ausencia de errores de medición. De esta forma, se pueden construir meta-estimaciones de este parámetro que estarán libres del sesgo de atenuación, si bien esto ha de hacerse con algo más de cuidado de lo que sugiere el gráfico (al menos cuando la ecuación de crecimiento incluye varios regresores). En de la Fuente y Doménech (2002) utilizamos un procedimiento de este tipo para obtener una serie de meta-estimaciones consistentes de  $\beta$ . Trabajando con las tres especificaciones lineales estimadas arriba (esto es, con todas ellas excepto el modelo de *catch-up*) y con tres supuestos diferentes sobre la naturaleza de los errores de medición (y en particular sobre su posible correlación entre bases de datos de escolarización y con el resto de las variables explicativas del modelo de crecimiento), obtenemos nueve estimaciones diferentes del valor de  $\beta$  que oscilan entre 0,587 y 2,606 con una media de 1,11.

Estos valores son significativamente más elevados que los obtenidos en la literatura anterior. El menor de ellos es aproximadamente dos veces mayor que la estimación de 0,33

obtenida por Mankiw, Romer y Weil (1992). Esta estimación podría haberse tomado en su momento como un valor de consenso del parámetro de capital humano, pero generalmente se ha considerado demasiado optimista en la literatura más reciente como consecuencia de los resultados negativos obtenidos en los últimos años. Nuestros resultados, por contra, apuntan a una cifra mucho más elevada y sugieren, por tanto, que la inversión en capital humano es un importante factor de crecimiento cuyo efecto sobre la productividad ha sido infravalorado en estudios anteriores debido a la mala calidad de los datos de escolarización.

Por otra parte, nuestras estimaciones dejan un margen importante de incertidumbre sobre el tamaño del coeficiente del capital humano en la función de producción. Como veremos en la sección siguiente, valores de  $\beta$  en torno a 0,60 son consistentes con la evidencia disponible sobre el impacto de la educación sobre los salarios a nivel individual. Valores algo mayores de este parámetro siguen siendo plausibles porque, nuestras estimaciones macro econométricas deberían recoger las externalidades asociadas a la acumulación de capital humano, entre las que cabe destacar la contribución de una fuerza laboral educada al desarrollo y adopción de nuevas tecnologías. Sin embargo, algunas de las estimaciones en la parte superior del intervalo señalado arriba resultan demasiado elevadas para ser plausibles. Dos posibles explicaciones de estos resultados son la infravaloración de los ratios de fiabilidad (como consecuencia de algún supuesto erróneo sobre la naturaleza de los errores de medición) y el posible sesgo al alza derivado de problemas de endogeneidad (en particular, de la posible causalidad inversa entre el nivel de renta y la demanda educativa).<sup>15</sup>

## **7. Un intento de afinar los valores de los parámetros**

Los resultados que hemos repasado hasta el momento indican que el impacto del capital humano sobre la productividad es elevado (y muy probablemente bastante mayor de lo que se pensaba hasta el momento), pero nos dejan con un intervalo incómodamente amplio de posibles valores del parámetro que mide este impacto, cuya parte superior resulta además poco plausible. El valor preciso de este parámetro, por otra parte, resulta crucial a la hora de cuantificar la contribución de la inversión educativa al crecimiento y a las disparidades de productividad entre países, y es también un ingrediente necesario para extraer conclusiones sobre la distribución óptima de la inversión agregada entre el capital humano y otros activos alternativos.

---

<sup>15</sup> Véase la sección 3.b.iii de de la Fuente y Ciccone (2002) sobre el sesgo de endogeneidad. Intuitivamente, el problema surge porque el efecto de *feedback* de la renta sobre la demanda de educación puede hacer difícil determinar hasta qué punto la correlación observada entre la renta y el nivel educativo refleja el hecho de que los países ricos consumen más educación, además de la contribución del capital humano a la productividad a través de la función de producción, que es lo que queremos medir.

Partiendo de los resultados resumidos en la sección anterior y de otros tomados de la literatura, en de la Fuente y Ciccone (D&C, 2002) y de la Fuente (2003) se intenta reducir el rango de posibles valores del coeficiente de capital humano. Nuestro punto de partida es la observación de que cada una de las meta-estimaciones del coeficiente del capital humano ( $\beta$ ) obtenidas arriba puede interpretarse conceptualmente como la suma de tres componentes: el primero de ellos (al que llamaremos  $\alpha_h$  volviendo a la notación del recuadro 1 mide la contribución directa de la educación al nivel de productividad (el efecto de nivel); el segundo captura las externalidades ligadas a la inversión en capital humano, y el tercero es el posible sesgo de endogeneidad. Para intentar separar estos tres factores, observamos en primer lugar que en una economía competitiva el primero de estos componentes ( $\alpha_h$ ) está estrechamente relacionado con el parámetro de rendimientos mincerianos a la educación ( $\theta$ ), que mide la contribución porcentual de un año de escolarización al salario medio a nivel individual. Utilizando esta relación, fijaremos el valor de  $\alpha_h$  de forma que sea consistente con las estimaciones existentes del valor de  $\theta$  en la UE.<sup>16</sup> Seguidamente, interpretamos la diferencia entre cada una de las meta-estimaciones de  $\beta$  y este valor de referencia de  $\alpha_h$  como una medida potencialmente sesgada al alza del tamaño de las externalidades. Finalmente, intentamos fijar un valor prudente del parámetro de externalidades a partir de un análisis de las implicaciones de distintos supuestos para la importancia de este factor como fuente de diferencias internacionales en niveles de productividad dentro de una muestra de países industriales.

Para implementar este procedimiento, suponemos que las externalidades ligadas a la acumulación de capital humano toman la forma de *efectos de tasa* en el marco del modelo descrito en el recuadro 1. Esto implica que el *stock* de capital humano afecta a la tasa de progreso técnico pero sólo de forma transitoria porque la existencia de un proceso de difusión tecnológica hace que los niveles relativos de PTF de los distintos países tiendan a estabilizarse con el paso del tiempo. Hacemos 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 una forma gradual con el paso del tiempo y sus efectos han de ser, por tanto, descontados. Esto hace que la contribución de las externalidades a la rentabilidad social de la educación (que calcularemos en una sección posterior) sea considerablemente menor de lo que sería bajo la hipótesis alternativa de que éstas tienen un efecto inmediato sobre el nivel de *output*.

Para ser más precisos, nuestro supuesto sobre el valor de  $\alpha_h$  es que este parámetro es igual a 0,587, que es la menor de todas las meta-estimaciones de  $\beta$  obtenidas por D&D (2002). Este

---

<sup>16</sup> La relación aproximada entre estos dos parámetros se deriva en de la Fuente (2003).

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.

Dado el valor de  $\alpha_h$ , cada una de las meta-estimaciones de  $\beta$  implica un valor distinto del parámetro de efectos de tasa, al que llamaremos  $\gamma$  (véase el recuadro 1).<sup>17</sup> El intervalo resultante de posibles valores de  $\gamma$  es extremadamente amplio e incluye valores muy elevados que podrían contener un importante sesgo de endogeneidad al alza. Una forma de intentar ver cuáles de estos valores podrían ser razonables consiste en examinar sus respectivas implicaciones para la importancia de los efectos de tasa como fuente de los diferenciales de productividad observados entre países. Como veremos en mayor detalle en la sección siguiente, nuestro valor de referencia de  $\gamma$  se fija de forma que los efectos de tasa representen aproximadamente un tercio de las diferencias en niveles de PTF observadas entre los países de la OCDE en 1990. Este supuesto genera un valor de  $\gamma$  de 0,20%, lo que a su vez implica que un incremento de un año en el nivel medio de escolarización aumenta el nivel de productividad a medio o largo plazo en un 3,1% a través de su contribución al progreso técnico. Este efecto retardado ha de sumarse a la contribución inmediata de la educación a la productividad a través del efecto de nivel recogido por  $\alpha_h$ , lo que supone un 6,2% por año de formación en el caso del país promedio de la UE. Este último efecto es considerablemente mayor en los países de la cohesión y en Italia, alcanzando un valor de 8,3% en España, y se reduce a valores en torno al 5% en los países escandinavos y germánicos.

## 8. Implicaciones para el crecimiento y para las disparidades internacionales en la OCDE

¿Es importante el capital humano como fuente del crecimiento y de disparidades internacionales en niveles de productividad? En esta sección intentaremos responder a esta pregunta para el caso de una muestra de 21 países industriales formada por los miembros originales de la OCDE con la excepción de Islandia y Luxemburgo. En particular, calcularemos

---

<sup>17</sup> Como ya se ha indicado, estamos suponiendo que el valor de  $\beta$  estimado en la sección anterior recoge tanto el efecto de nivel como el efecto de tasa, y que los países están cerca de sus niveles estacionarios de PTF relativa. Bajo estos supuestos, y en ausencia de sesgos de endogeneidad, la relación entre los parámetros de interés viene dada por

$$\frac{\beta}{H} = \frac{\alpha_h}{H} + \frac{\gamma}{\lambda}$$

donde  $H$  es el *stock* de capital humano medido por el número medio de años de formación. Para realizar los cálculos que se describen en el texto, hemos utilizado el valor de  $\lambda$  estimado en D&D (2002) y el valor medio de  $H$  en el conjunto de la muestra en 1990.

la contribución del capital humano a i) el crecimiento observado de la productividad (medida por el *output* por trabajador ocupado) durante el período 1960-90 y ii) los diferenciales de productividad con el promedio muestral en 1990, trabajando en ambos casos con el país promedio de la OCDE. Esta economía hipotética de referencia se construye promediando las contribuciones del capital humano a las variables de interés en los distintos países de la muestra, utilizando ponderaciones basadas en una regresión (véase el recuadro 4). El ejercicio se repetirá para distintos valores de los coeficientes que miden los efectos de tasa y de nivel del capital humano. Esto nos permitirá ilustrar las implicaciones de distintas estimaciones de estos parámetros en términos de magnitudes fáciles de interpretar, y nos ayudará a reducir el rango de posibles valores del coeficiente de efectos de tasa. Todos los cálculos están hechos con la base de datos construida por D&D (2001b y 2002) y utilizan las estimaciones de los parámetros de la función de producción y de la relación de progreso técnico obtenidas por los mismos autores, con la excepción de los coeficientes del capital humano, cuyos valores varían dentro de los intervalos identificados en el apartado anterior.<sup>18</sup>

### **Recuadro 3: Cómo medir la contribución de la educación al crecimiento y a las disparidades internacionales**

La contribución del capital humano al crecimiento del país  $i$  ( $ch_i$ ) se calcula utilizando las funciones de producción y de progreso técnico descritas en el recuadro 1. Por tanto,  $ch_i$  tendrá dos componentes en el caso general. El primero de ellos captura los efectos de nivel y viene dado por

$$(1) ch_{1i} = \alpha_h \Delta h_i$$

donde  $\alpha_h$  es la elasticidad del *output* con respecto al nivel medio de escolarización y  $\Delta h_i$  la tasa observada de crecimiento del nivel educativo en el país  $i$  durante el período muestral. El segundo componente ( $ch_{2i}$ ) captura la contribución de los efectos de tasa y se calcula utilizando la función de progreso técnico dada en el recuadro 1,

$$(2) \Delta x_{it} = \gamma_{10} - \lambda x_{it} + \gamma H_{it}$$

donde  $x_{it}$  es el logaritmo del nivel de PTF del país  $i$  en el período  $t$ , medido como fracción de la frontera tecnológica mundial y  $H$  el número medio de años de escolarización. Para este cálculo, suponemos que en 1960 todos los países se encontraban en sus estados estacionarios tecnológicos (en términos relativos a la frontera) correspondientes a sus niveles de escolarización en 1955. Estos niveles se estiman proyectando hacia atrás el valor de  $H$  observado en 1960 utilizando las tasas de crecimiento de esta variable entre 1960 y 1965. Estos valores iniciales se proyectan seguidamente hacia adelante hasta 1990 utilizando la ecuación (2) y los valores de  $H$  observados durante el período muestral. Finalmente, la contribución de los efectos de tasa al crecimiento del país  $i$  se estima como el incremento medio anual de  $x_{it}$  entre 1960 y 1990.

La participación del capital humano en el crecimiento del país  $i$  se calcula a continuación como  $a_i = ch_i / \Delta q_i$  donde  $ch_i = ch_{1i} + ch_{2i}$  y  $\Delta q_i$  es la tasa observada de crecimiento del *output* por trabajador durante el período 1960-90. Para reducir el peso de las observaciones atípicas, en vez de calcular la media aritmética de esta variable en la muestra de países, estimamos una regresión de la forma

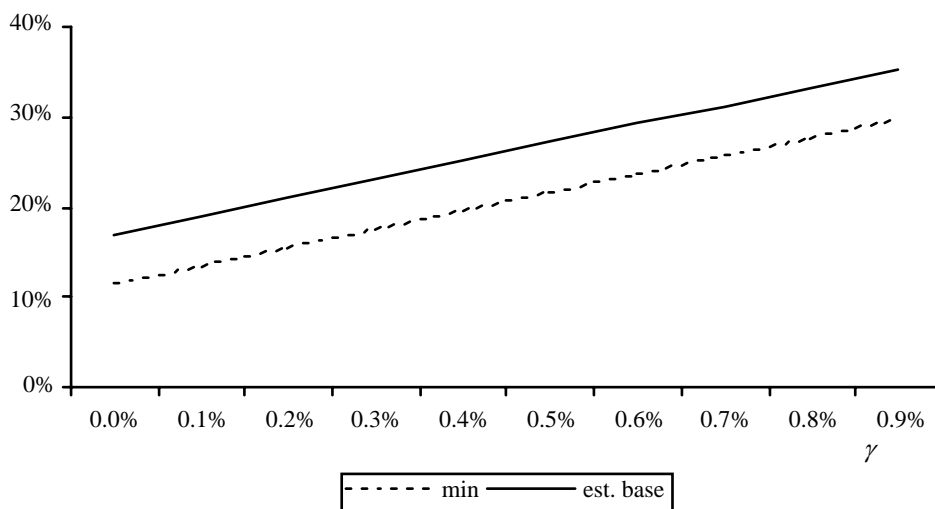
$$(3) ch_i = a \Delta q_i + e_i$$

<sup>18</sup> Los cálculos que se presentan en esta sección son una actualización de de la Fuente y Ciccone (2002) utilizando los resultados de de la Fuente (2003).

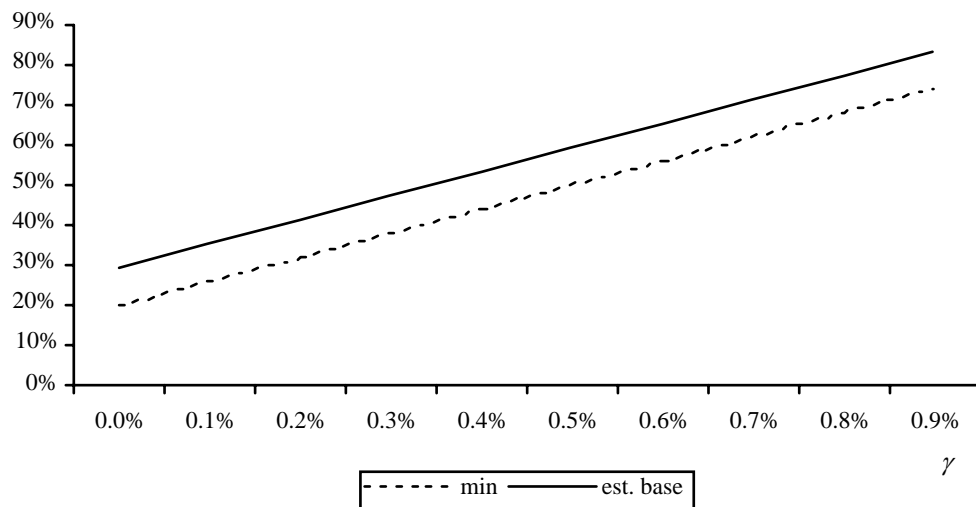
donde  $e_i$  es una perturbación aleatoria. El coeficiente así estimado,  $a \equiv \Delta q_i / \Delta q_i$ , mide la fracción del crecimiento observado que se puede atribuir al capital humano en el caso de un país típico de la muestra.

Para medir la contribución del capital humano al diferencial de productividad con el promedio muestral en 1990, procedemos de una manera similar. Definimos la productividad relativa del país  $i$  ( $qrel_i$ ) como la diferencia entre el logaritmo del *output* por trabajador ocupado en el país  $i$  en 1990 y el promedio de la misma variable en la muestra. Seguidamente, hacemos una regresión de la contribución estimada del capital humano a  $qrel_i$  sobre el mismo  $qrel_i$  para obtener un coeficiente, análogo a  $a$  en la ecuación (3), que mide la fracción del diferencial de productividad que puede atribuirse al capital humano en un país típico de la muestra. Como antes, la contribución del capital humano a la productividad relativa tendrá dos componentes que reflejan respectivamente los efectos de nivel y de tasa. El primer componente se obtiene multiplicando  $\alpha_h$  por el nivel relativo de escolarización (medido en diferencias logarítmicas con el promedio geométrico muestral) y el segundo se obtiene como la diferencia entre el valor de  $x_i$  en 1990 estimado arriba y el promedio muestral de la misma variable.

**Figura 2: Porcentaje del crecimiento en el *output* por trabajador ocupado durante 1960-90 atribuible al capital humano en un país típico de la OCDE, en función del parámetro de efectos de tasa ( $\gamma$ )**



**Figura 3: Porcentaje de las disparidades en *output* por trabajador ocupado en 1990 atribuible al capital humano en un país típico de la OCDE en función del parámetro de efectos de tasa ( $\gamma$ )**



Las figuras 2 y 3 muestran las contribuciones porcentuales del capital humano al crecimiento observado y al diferencial de productividad con el promedio muestral ("productividad relativa" de aquí en adelante) para el caso de un país típico de la OCDE. Ambas variables se representan como funciones del parámetro de efectos de tasa ( $\gamma$ ), y se dibujan bajo dos hipótesis alternativas sobre el valor del parámetro de efectos de nivel. La *estimación de base* utiliza el valor de referencia del parámetro de efectos de nivel identificado en la sección anterior ( $\alpha_h = 0,587$ ) y la de *mínimos* un valor de 0,394 que es la estimación preferida de D&D (2002), antes de corregir el sesgo de atenuación. Si consideramos únicamente los efectos de nivel, la acumulación de capital humano explica entre el 11,31% y el 16,85% del crecimiento observado de la productividad y entre el 19,52% y el 29,09% del diferencial de productividad con el promedio muestral en 1990. Estas son cifras respetables, y aumentan rápidamente cuando la contribución de los efectos de tasa se toma en consideración, alcanzando el 35,2% del crecimiento y el 83,46% de la productividad relativa bajo la estimación de base cuando  $\gamma = 0,9\%$ . Estos resultados sugieren que el capital humano es más importante para explicar las diferencias de productividad entre países que para explicar su crecimiento. La razón es que el *stock* de capital físico ha crecido más rápidamente que los años medios de escolarización y ha convergido más rápidamente entre países, lo que ha reducido la contribución de este factor a las disparidades de productividad.

**Cuadro 5: Fuentes inmediatas del crecimiento de la productividad y de las disparidades internacionales en niveles de productividad**

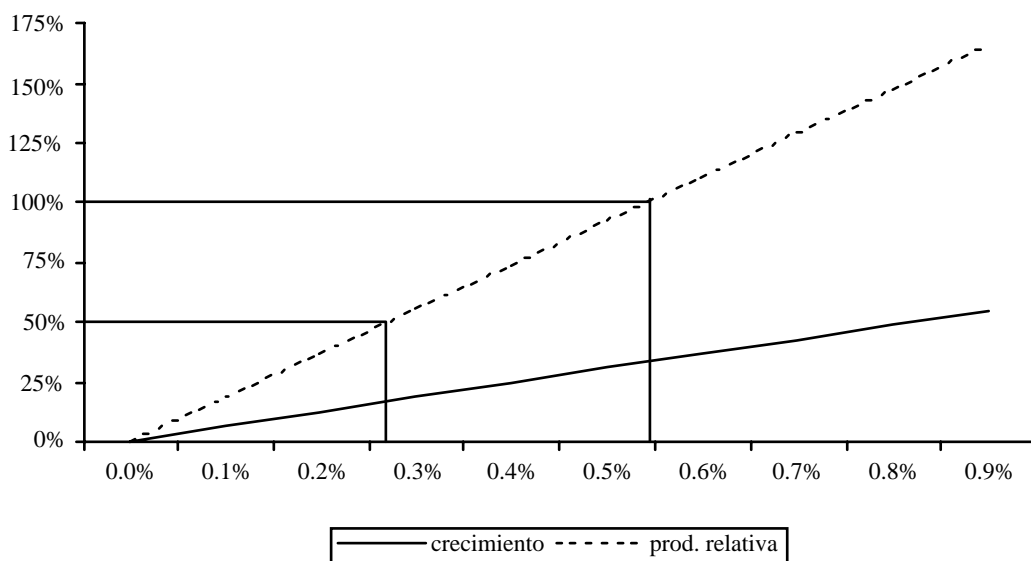
<i>Contribución de:</i>	<i>1960-90 tasa de crecimiento</i>	<i>1990 niveles relativos</i>
<i>Capital físico</i>	49,39%	38,02%
<i>Educación (efecto nivel)</i>	16,85%	29,09%
<i>Total k + h (nivel)</i>	66,24%	67,11%
<i>Resto= PTF</i>	33,76%	32,89%

- *Nota:* Participación de distintos factores en el crecimiento y la productividad relativa en un país promedio de la OCDE, calculada como se indica en el recuadro 3.

Para intentar fijar un valor plausible del parámetro de efectos de tasa utilizamos un procedimiento propuesto por Bils y Klenow (2000). Substrayendo del crecimiento observado de la productividad y de la productividad relativa la contribución del capital físico y nuestra estimación de base de los efectos de nivel del capital humano, obtenemos el peso de la productividad total de los factores (PTF) en estas variables que, como se observa en el cuadro 5, está en torno a un tercio en ambos casos.

La figura 4 muestra la contribución de los efectos de tasa al crecimiento de la productividad y a su nivel relativo expresada como fracción del peso estimado de la PTF. Un valor elevado de cualquiera de estas variable tenderá hacer que el valor subyacente del coeficiente de efectos de tasa,  $\gamma$ , resulte sospechoso. Por ejemplo, el resultado de que los efectos de tasa son mayores que el crecimiento observado de la PTF implicaría que los demás componentes de esta variable (que recogerían entre otras cosas la contribución de la inversión en I+D) deben de haber caído con el tiempo, lo que no parece razonable. Un resultado similar en el corte transversal implicaría que el componente de la PTF que no está relacionado con el capital humano está negativamente correlacionado con la productividad media, lo que tampoco parece razonable.

**Figura 4: Impacto de los efectos de tasa del capital humano como % de la contribución total de la PTF al crecimiento y a la productividad relativa**



Examinando la figura 4 vemos que la descomposición del crecimiento no ayuda mucho a reducir el rango de valores posibles de  $\gamma$  puesto que incluso el valor más alto considerado (0,9%) implica que los efectos de tasa explican menos de la mitad del crecimiento de la PTF. Por otra parte, la comparación transversal de los niveles de productividad relativa sugiere que deberíamos eliminar valores de  $\gamma$  por encima de 0,55%, y que valores de este parámetro por encima de 0,3% no parecen plausibles por cuanto implicarían que más de la mitad de los diferenciales observados de PTF se deben al capital humano. Por consiguiente, hemos elegido 0,2% como nuestro valor de referencia del parámetro de efectos de tasa. Como ya hemos indicado arriba, esto implica que los efectos de tasa representan alrededor de un tercio de los diferenciales de PTF dentro de la OCDE.

### **9. La rentabilidad social de la inversión en capital físico y humano y el patrón óptimo de inversión**

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.

#### Recuadro 4: La rentabilidad social de la educación

Consideremos un individuo representativo que dedica a su formación escolar los primeros  $H$  años de su vida adulta y se jubila en el período  $U$ . Supondremos que el coste directo de cada año de escolarización es una fracción constante  $\mu$  del *output* medio por trabajador ocupado y que mientras permanece en la escuela el individuo puede trabajar a tiempo parcial una fracción  $1-\phi$  de la jornada laboral estándar. Una vez completada su formación, el *output* del trabajador representativo vendrá dado por el producto de un indicador de eficiencia técnica,  $A$ , y una función  $f(H)$  que aumenta con el nivel de instrucción. Supondremos que la probabilidad de empleo también es una función creciente del nivel de escolarización. Utilizaremos  $p(H)$  para indicar la función que describe esta relación en el caso de un trabajador adulto y  $p_s(H) = \eta p(H)$  para la función análoga en el caso de un estudiante que, potencialmente, trabaja a tiempo parcial. Por tanto,  $\eta$  es un coeficiente de ajuste que corrige por la probabilidad diferencial de empleo de los estudiantes.

En el marco del modelo descrito en el recuadro 1, la senda futura del nivel de eficiencia,  $A_t$ , es también una función del nivel de formación del individuo representativo como consecuencia de los efectos de tasa, incluso después de que éste abandone el mercado de trabajo. Podemos, por tanto, definir una función  $V(H)$  que mide el valor presente descontado de la contribución de una cohorte determinada al producto nacional, neta de los costes incurridos en su formación, en función de su nivel educativo medio. El producto marginal social de un año adicional de estudios vendrá dado por la derivada de esta función,  $V'(H)$ . Igualando esta derivada a cero cuando  $H$  es igual al promedio observado de años de escolarización y resolviendo la ecuación resultante para el valor de la tasa de descuento,  $r$ , obtenemos una estimación de la rentabilidad social de la educación.

Como se muestra en de la Fuente (2003), bajo estos supuestos la rentabilidad social de la educación,  $r_s$ , viene dada por

$$(1) r_s = R_s + g$$

donde  $g$  es la tasa de crecimiento exógeno de la PTF en la frontera (véase el recuadro 1) y  $R_s$  el valor de  $R$  que resuelve la siguiente ecuación:

$$(2) \frac{R}{1 - e^{-RW}} = \frac{\rho + \varepsilon + \frac{\gamma}{R + \lambda}}{(1 - (1 - \phi)\eta) + \frac{\mu}{p_0}} \equiv \frac{\rho + \varepsilon + EXT}{OPPC + DIRC}$$

donde  $\gamma$  es el parámetro de efectos de tasa que captura la contribución de la educación al progreso técnico,  $\lambda$  la tasa de difusión tecnológica,  $\varepsilon = p'(S)/p(S)$  la curvatura de la función  $p(S)$  que describe la probabilidad de estar ocupado en función del nivel educativo y  $W = U - S$  la duración en años de la vida productiva del individuo representativo, definida como la diferencia entre la edad media de jubilación y la edad a la que se abandonan los estudios. El término  $\rho$  es el coeficiente de rendimientos mincerianos a la educación a nivel agregado, que mide el incremento porcentual del output por trabajador generado por un aumento de un año en el nivel medio de escolarización.<sup>19</sup> Para interpretar la ecuación (2), obsérvese que su lado izquierdo es una función creciente de  $R$  en la que el término  $1 - e^{-RW}$  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

<sup>19</sup> Utilizando la notación del recuadro 1, el parámetro agregado de rendimientos mincerianos de la educación viene dado por

$$(3) \rho = \frac{f'(H)}{f(H)} = \frac{AZ^{\alpha_k} \alpha_h H^{\alpha_h - 1}}{AZ^{\alpha_k} H^{\alpha_h}} = \frac{\alpha_h}{H}$$

nivel medio de formación. El primer término del numerador ( $\rho$ ) mide el incremento esperado del output como consecuencia del efecto de nivel manteniendo la probabilidad de empleo constante, el segundo ( $\varepsilon$ ) 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 o efectos de tasa. 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.

En de la Fuente (2003) se utilizan los resultados resumido en apartados anteriores para calcular la tasa de rentabilidad social de la inversión educativa y compararla con los rendimientos de activos alternativos con el fin de evaluar la optimalidad del patrón observado de inversión a nivel agregado. En el Recuadro 4 se describe el cálculo de la rentabilidad social de la inversión en educación partiendo del supuesto de que el nivel medio de formación de la población determina el nivel y la tasa de crecimiento de la productividad agregada de acuerdo con el modelo descrito en el Recuadro 1. El cálculo también tiene en cuenta el efecto positivo de la educación sobre las tasas de participación y de empleo.

Para interpretar los resultados, es importante destacar que las tasas de rentabilidad que aquí se presentan 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 tenemos buenas razones para sospechar que la calidad de la educación puede ser al menos tan importante como su cantidad.<sup>20</sup>

Una segunda limitación de nuestras estimaciones es que sólo incorporan aquellos componentes del rendimiento social de la educación que "pasan por los mercados" y se traducen en incrementos del producto nacional. Esto deja fuera cosas 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 presentaré a continuación deberían interpretarse como

---

<sup>20</sup> Véase en este sentido el Apéndice 3 de de la Fuente y Ciccone (2002).

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

**Cuadro 6: Valores de los parámetros utilizados para calcular la rentabilidad social de la educación**

<i>Capital humano:</i>	
Efectos de nivel: $\alpha_h$	0,587
Efectos de tasa: $\gamma$	0,20%
<i>otros:</i>	
Capital físico: $\alpha_k$	0,345
Difusión tecnológica: $\lambda$	0,074
Progreso técnico exógeno: $g$	0,015
Tiempo dedicado a la educación: $\phi$	0,80

El cuadro 6 muestra los valores de los parámetros técnicos que se utilizan en el cálculo de la rentabilidad social de la inversión educativa. La elección de los valores de los coeficientes que miden la intensidad de los efectos de nivel y de tasa del capital humano ( $\alpha_h$  y  $\gamma$ ) ya se ha discutido en las secciones anteriores. El resto de los valores se toman de D&D (2002), con la excepción de la tasa de progreso técnico exógeno ( $g$ ), que proviene de Jones (2002). Finalmente, he 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,  $\phi$ ) en 0,8. Esto implica que la oferta de trabajo potencial de un estudiante es el 20% de una jornada laboral estándar.<sup>21</sup>

El cuadro 7 describe las variables utilizadas para calcular la rentabilidad social de la educación y sus fuentes, y el cuadro 8 muestra los valores de estas variables correspondientes a España y al promedio de la Unión Europea. El coeficiente de rendimientos mincerianos a la educación a nivel agregado se construye dividiendo nuestra estimación de referencia del coeficiente de efectos de nivel ( $\alpha_h$ ) por el nivel medio de escolarización en cada país, tal como se indica en la nota 19. La duración esperada de la vida laboral del individuo representativo se calcula como la diferencia entre la edad media estimada de jubilación en cada país 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. Las edades medias de jubilación corresponden a 1995 y se calculan como el promedio de las estimaciones que ofrecen Blöndal y Scarpetta (1999) para hombres y mujeres, ponderándolas por el peso de cada sexo en empleo total, utilizando datos de Eurostat para 2000 correspondientes a la población entre 25 y 64 años de edad. El nivel medio de escolarización corresponde a 1990 y se toma de D&D (2001b).

<sup>21</sup> Esta cifra es probablemente demasiado baja cuando se interpreta literalmente como una medida de oferta potencial de horas de trabajo; pero probablemente resulte más 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.

### Cuadro 7: Variables y fuentes utilizadas para calcular la rentabilidad social de la educación

$\rho$  = coeficiente de rendimientos mincerianos de la educación a nivel agregado. Mide el incremento (logarítmico) promedio del *output* por trabajador ocupado generado por un año adicional de escolarización de la población adulta. Se obtiene dividiendo la elasticidad estimada del output con respecto al *stock* de capital humano ( $\alpha_h$ ) por los años medios de escolarización en cada país.

$U$  = Edad media de jubilación en 1995. Se calcula como el promedio de distintas estimaciones de la edad de jubilación de hombres y mujeres, ponderando cada sexo por su peso en el empleo total. Fuente: Blóndal y Scarpetta (1999).

$H$  = años medios de escolarización de la población adulta (mayor de 25 años) en 1990. Fuente: de la Fuente y Doménech (2001b).

$W = U - \text{Max}(6+H, 14)$  = duración estimada de la vida laboral (posterior a la finalización de los estudios) del individuo representativo.

$\mu$  = gasto educativo total (privado + público) por estudiante, expresado como fracción del output por trabajador ocupado (media ponderada de los valores correspondientes a los estudios secundarios y superiores con ponderaciones de 2/3 y 1/3, respectivamente). Se excluye el gasto de las universidades en investigación y las subvenciones a las familias para cubrir gastos diferentes de las matrículas. Fuente: estimado a partir de los datos recogidos en varios números de *Education at a Glance*.

$p_o$  = probabilidad total de empleo una vez completados los estudios (esto es, el ratio entre el empleo y la población en edad de trabajar). Fuente: Eurostat, Spring 2000 Labor Force Survey. Se utilizan los valores correspondientes a la población con edades comprendidas entre los 35 y 44 años.

$\eta$  = factor de corrección que recoge las reducidas tasas de actividad y ocupación de los estudiantes. Fuente: Se calcula como el cociente entre la probabilidad total de empleo de los estudiantes y los no estudiantes dentro de la población con edades comprendidas entre 20 y 24 años, usando datos de 1998 tomados de *Education at a Glance 2000*.

$\varepsilon = p'(S)/p(S)$  = parámetro que mide la sensibilidad de la probabilidad total de empleo al nivel de escolarización. Fuente: Estimado utilizando datos de Eurostat, Spring 2000 Labor Force Survey.

Mis estimaciones del coste directo de la educación ( $\mu$ ) están basadas en datos sobre el gasto privado y público en educación secundaria y universitaria en los países de la Unión Europea tomados de ediciones recientes del informe de la OCDE, *Education at a Glance*. Este 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 esta muestra. 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 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. Utilizo 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 8: Datos utilizados para calcular la rentabilidad social de la educación**

	<i>España</i>	<i>UE</i>
Rendimientos mincerianos a nivel agregado, $\rho$	8,27%	6,17%
Edad media de jubilación, $U$	60,5	59,97
Años medios de escolarización, $H$	7,10	9,89
Coste medio por estudiante, $\mu$	8,16%	10,71%
Probabilidad media de empleo, $p_o$	70,61%	80,80%
Factor de ajuste, prob. de empleo estudiantes, $\eta$	15,37%	38,75%
Parámetro de efectos de empleo, $\varepsilon$	1,36%	1,44%

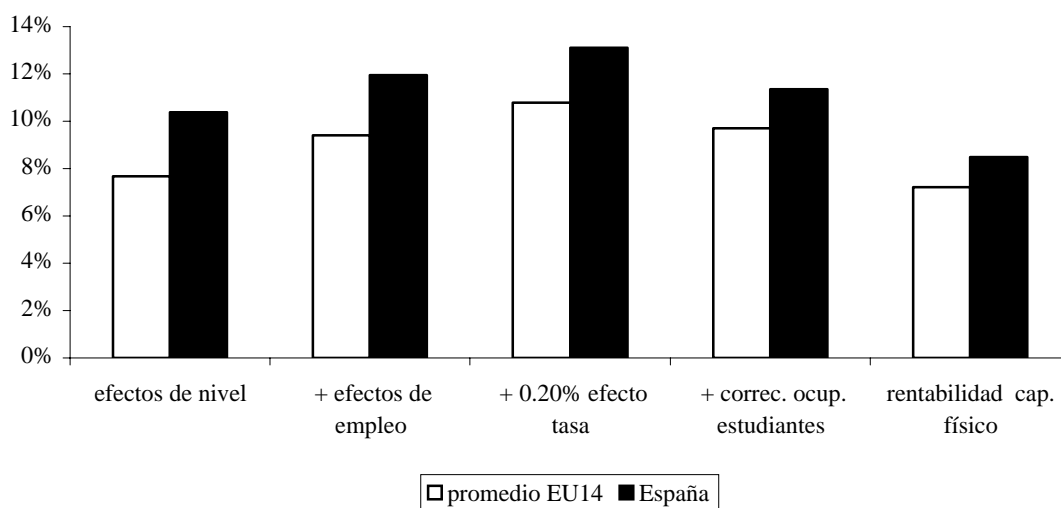
La probabilidad de empleo de los trabajadores adultos ( $p_o$ ) y la sensibilidad del empleo al nivel de formación ( $\varepsilon$ ) se calculan a partir de la información suministrada por Eurostat en la Encuesta de Población Activa correspondiente al segundo trimestre de 2000. La corrección por el diferencial estudiantil en la probabilidad de empleo ( $\eta$ ) se basa en información suministrada en *Education at a Glance 2000* sobre las tasas de empleo y de participación de la población escolar y no escolar con edades comprendidas entre los 20 y los 24 años.<sup>22</sup>

La figura 5 muestra la tasa estimada de rentabilidad social de la educación en un país promedio de la UE (excluyendo a Luxemburgo) y en España, junto con la rentabilidad estimada del capital físico en cada territorio. La primera de estas variables se estima bajo diversos supuestos hipotéticos con el fin de ilustrar la importancia relativa de sus componentes. Comenzando por la izquierda, el primer grupo de barras corresponde a la rentabilidad esperada de la educación cuando únicamente tomamos en consideración lo que hemos llamado efectos de nivel, esto es, los rendimientos privadamente apropiables de la escolarización que se traducen en mayores salarios. En el segundo bloque se incorporan también los efectos de empleo, esto es, el incremento de la renta derivado de mayores tasas de actividad y ocupación, y, en el tercero, se añaden a los dos anteriores los efectos de tasa.

<sup>22</sup> Para más detalles, véase el apéndice de de la Fuente (2003).

Finalmente, en el cuarto bloque se añade una corrección por la menor tasa de ocupación de los estudiantes, lo que eleva el coste de oportunidad de la formación y reduce su rentabilidad.

**Figura 5: Rentabilidad social de la educación y del capital físico**



En cuanto a la rentabilidad del capital físico, en de la Fuente (2003) se estima un intervalo de valores potenciales de esta variable utilizando los resultados de D&D (2002) y Poterba (1997), así como las estimaciones de esta magnitud que proporciona el *Economic Outlook* de la OCDE. Tanto en el caso español como en el del promedio de la Unión Europea, la rentabilidad estimada del capital humano es claramente superior a la del capital físico cuando se utiliza el valor que consideramos más probable de la segunda magnitud (que es el escenario que se recoge en la figura 5), y ambas variables son prácticamente iguales cuando se utiliza el límite superior del intervalo de posibles valores de la rentabilidad del capital físico. Concluimos, por tanto, que los rendimientos económicos de la inversión en capital humano son al menos comparables a los derivados de la inversión en activos materiales y probablemente bastante superiores. Esto sugiere que un aumento de la inversión educativa se traducirá en un mayor crecimiento económico incluso si ha de financiarse mediante una reducción de la inversión en activos tangibles. Esta conclusión se refuerza considerablemente cuando tenemos en cuenta que, como ya se ha señalado, la rentabilidad de la inversión en capital humano que hemos calculado no incorpora algunos aspectos importantes de los beneficios sociales generados por un mayor nivel educativo.

## 10. Conclusión

Aunque tanto el sentido común como la teoría económica sugieren que el capital humano es un factor de producción esencial, especialmente en el marco de una economía en la que el

conocimiento cobra cada vez más importancia, la evidencia empírica existente en años recientes no resultaba consistente con esta hipótesis. El punto de partida de los estudios resumidos en este trabajo ha sido nuestra sospecha de que la deficiente calidad de los datos educativos utilizados en la literatura empírica sobre crecimiento económico podría explicar esta anomalía.

Nuestro análisis de las series de escolarización más utilizadas en la literatura confirma que éstas contienen una cantidad importante de ruido que refleja diversas deficiencias de los datos primarios. Para intentar mejorar el contenido informativo de estos datos, hemos elaborado nuevas series educativas para una muestra de países de la OCDE, utilizando información no explotada previamente y un procedimiento *ad-hoc* que intenta minimizar el error generado por cambios en los criterios de clasificación. También hemos construido un indicador estadístico de la calidad de las distintas series educativas. Este indicador confirma la importancia de los errores de medición y sugiere que nuestros datos constituyen una mejora significativa sobre los elaborados en trabajos previos.

Seguidamente, hemos comprobado que mejoras en la calidad de los datos se traducen en resultados más positivos sobre la contribución del capital humano al crecimiento y hemos construido meta-estimadores del parámetro de interés que corrigen el sesgo generado por la existencia de errores de medición. Nuestros resultados, al igual que los de otros trabajos recientes de Krueger y Lindhal (2001) y Cohen y Soto (2001), sugieren que la contribución de la inversión educativa al crecimiento de la productividad es cuantitativamente muy importante. Encontramos, en particular, que la elasticidad del *output* con respecto al *stock* de capital humano es superior a 0,50, esto es, al menos el 50% mayor que la más optimista de las estimaciones de referencia existentes en la literatura anterior.

Por otra parte, nuestras estimaciones dejan un margen considerable de incertidumbre sobre el valor exacto de los parámetros que describen la contribución del capital humano al crecimiento de la productividad agregada. En la última parte del trabajo se intenta identificar los valores más probables de estos parámetros y se realizan algunos ejercicios que exploran las implicaciones cuantitativas y de política de estos valores. Los resultados sugieren que las diferencias existentes en dotaciones de capital humano juegan un papel importante a la hora de explicar los diferenciales de productividad que observamos dentro de una muestra de países industriales, y que la rentabilidad social de la inversión educativa es al menos comparable, y probablemente significativamente superior, a la de la inversión en activos tangibles. Con toda la precaución necesaria, dado el considerable margen de error de nuestras estimaciones, esto sugiere que la inversión en capital humano debería ser un elemento prioritario de cualquier política destinada a estimular el crecimiento.

## Referencias

- Azariadis, C. y A. Drazen (1990). "Threshold Externalities in Economic Development." *Quarterly Journal of Economics*, May, pp. 501-26.
- Barro, R. (1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries." *Quarterly Journal of Economics* CVI (2), pp. 407-43.
- Barro, R. y J.-W. Lee (1993). "International Comparisons of Educational Attainment." *Journal of Monetary Economics* 32, pp. 363-94.
- Barro, R. y J.-W. Lee (1996). "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality." *American Economic Review* 86(2), *Papers and Proceedings*, pp. 218-23.
- Barro, R. y J.-W. Lee (2000). "International data on educational attainment, updates and implications." NBER Working Paper no. 7911. (<http://www.nber.org/papers/w7911>).
- Baumol, W., S. A. Batey Blackman y E. Wolf (1989). *Productivity and American Leadership: the Long View*. MIT Press.
- Behrman, J. y M. Rosenzweig (1994). "Caveat emptor: cross-country data on education and the labor force." *Journal of Development Economics* 44, pp. 147-71.
- Benhabib, J. y M. Spiegel (1994). "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data." *Journal of Monetary Economics* 34, pp. 143-73.
- Bils, M. y P. Klenow (2000). "Does schooling cause growth?" *American Economic Review* 90(5), pp. 1160-83.
- Blöndal, S. y S. Scarpetta (1999). "The retirement decision in OECD countries." Economics Department Working Paper no. 202, OECD, Paris.
- Caselli, F., G. Esquivel y F. Lefort (1996) "Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics." *Journal of Economic Growth* 1(3), pp. 363-89.
- Cohen, D. y M. Soto (2001). "Growth and human capital: good data, good results." CEPR Discussion Paper no. 3025.
- de la Fuente, A. (2003). "Human capital and growth in a global and knowledge-based economy. Part II: Country analysis." Report for the European Commission, DG for Employment and Social Affairs.
- de la Fuente, A. y A. Ciccone (D&C, 2002). "Human capital and growth in a global and knowledge-based economy." Report for the European Commission, DG for Employment and Social Affairs. (<http://ideas.repec.org/e/pde52.html#papers>)
- de la Fuente, A. y R. Doménech (D&D, 2000). "Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?" OECD Economics Department Working Paper no. 262, Paris.
- de la Fuente, A. y R. Doménech (D&D, 2001a). "Schooling data, technological diffusion and the neoclassical model." *American Economic Review* 91(2), *Papers and Proceedings*, pp. 323-27.
- de la Fuente, A. y R. Doménech (D&D, 2001b). "Educational attainment in the OECD, 1960-90." CEPR Discussion Paper no. 3390.

- de la Fuente, A. y R. Doménech (D&D, 2002). "Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make? An update and further results." CEPR Discussion Paper no. 3587. (<http://ideas.repec.org/e/pde52.html#papers>)
- Grossman, G. y Helpman, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press, Cambridge, Mass.
- 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.
- Islam, N. (1995). "Growth empirics: a panel data approach." *Quarterly Journal of Economics* 110, pp. 1127-70.
- Jones, C. (1996). "Human capital, ideas and economic growth." Mimeo, Stanford University.
- Jones, C. (2002). "Sources of U.S. economic growth in a world of ideas." *American Economic Review* 92(1), pp. 220-39.
- Knight, M., N. Loayza y D. Villanueva (1993). "Testing the neoclassical theory of economic growth: A panel data approach." *IMF Staff Papers* 40(3), pp. 512-41.
- Krueger, A. y M. Lindahl (2001). "Education for growth: why and for whom?" *Journal of Economic Literature* XXXIX, pp. 1101-36.
- Kyriacou, G. (1991). "Level and Growth Effects of Human Capital, A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis." Mimeo, NYU.
- Landau, D. (1983). "Government Expenditure and Economic Growth: a Cross-Country Study." *Southern Economic Journal*, January, pp. 783-92.
- Lau, L, D. Jamison, y F. Louat (1991). "Education and Productivity in Developing Countries: an Aggregate Production Function Approach." Report no. WPS 612, the World Bank.
- Lau, L., S. Bhalla y F. Louat (1991). "Human and physical capital stock in developing countries: construction of data and trends." Draft mimeo, *World Development Report*, World Bank.
- Lucas, R. (1988). "On the Mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics* 22, pp. 3-42.
- Mankiw, G., D. Romer y D. Weil (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, pp. 407-37.
- Nehru, V., E. Swanson y A. Dubey (1995). "A New Database on Human Capital Stocks in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology and Results." *Journal of Development Economics*, 46, pp. 379-401.
- OECD (1974). *Annuaire des Statistiques de l'Enseignement*, Vol. I, Paris.
- OECD (1999). *OECD science, technology and industry scoreboard-- benchmarking knowledge-based economies*. Paris.
- OECD (2001). *The new economy: beyond the hype. The OECD growth project*. Paris.
- OECD (varios años). *Education at a Glance. OECD Indicators*. Paris.
- OECD (varios años). *Economic Outlook*. Paris.

- Poterba, J. (1997). "The rate of return to corporate capital and factor shares: new estimates using revised national income accounts and capital stock data." NBER Working Paper no. 6263.
- Pritchett, L. (1999). "Where has all the education gone?" Mimeo, World Bank.
- Romer, P. (1990). "Endogenous Technical Change." *Journal of Political Economy*, pp. S71-S102.
- Steedman, H. (1996). "Measuring the quality of educational outputs: a note." Center for Economic Performance, Discussion Paper no. 302, LSE.