

EDUCACIÓN Y CRECIMIENTO: UN PANORAMA

Ángel de la Fuente*

Instituto de Análisis Económico, CSIC

Este trabajo presenta un panorama de la literatura empírica que ha analizado la relación entre educación y crecimiento económico. Tras esbozar el marco teórico que ha orientado la mayor parte de los estudios sobre el tema, se examinan las especificaciones empíricas más habituales y se discuten algunos problemas econométricos que surgen en su estimación. Seguidamente, se resumen los resultados de los principales trabajos.

Palabras clave: educación, capital humano, crecimiento económico.

1. INTRODUCCIÓN

Los economistas académicos han sido tradicionalmente optimistas sobre la contribución de la educación al desarrollo económico y han asignado con frecuencia un papel clave a la acumulación de capital humano en los modelos formales, especialmente en la literatura reciente sobre crecimiento endógeno. Los resultados de los estudios empíricos sobre los determinantes del crecimiento económico han sido generalmente consistentes con esta visión de las cosas hasta años recientes. En la segunda mitad de los noventa, sin embargo, una nueva ronda de trabajos produjo resultados muy desalentadores sobre la contribución de la inversión educativa al crecimiento de la productividad agregada. Diversos autores concluyeron que distintos indicadores educativos no eran significativos o incluso entraban con el signo "equivocado" en regresiones de crecimiento, especialmente cuando éstas se estimaban utilizando especificaciones en diferencias o técnicas de panel.

Aunque algunos investigadores han aceptado estos resultados negativos sin demasiadas reservas y han comenzado a buscar posibles razones

(*) Este trabajo forma parte de un proyecto de investigación financiado por el Fondo Europeo de Desarrollo Regional y la Fundación Caixa Galicia. Agradezco también la financiación del Ministerio de Educación y Ciencia a través del proyecto SEC2002-01612.

por las que la inversión en educación podría no ser productiva, muchos otros los han recibido con escepticismo y han tendido a atribuirlos a distintos problemas econométricos y de especificación. La existencia de errores de medición, en particular, ha sido considerada con frecuencia un problema potencialmente importante por dos razones. La primera es que es bien sabido que las series de años medios de escolarización utilizadas en la literatura contienen una gran cantidad de “ruido” y la segunda que, en cualquier caso, el número de años de escolarización sólo puede ser un indicador muy imperfecto de las competencias y conocimientos de la fuerza laboral. El primero de estos problemas, además, es especialmente grave cuando se utilizan técnicas de panel en las que la estimación se basa en la variación temporal de los datos porque los errores de medición generados por cambios en los criterios de clasificación y de recogida de datos generan una fuerte volatilidad espuria en las series de escolarización que hace difícil identificar su contribución al crecimiento de la productividad.

Aunque es demasiado pronto para considerar zanjado el asunto, la investigación realizada en los últimos años sugiere con claridad que los resultados negativos de la literatura precedente pueden efectivamente atribuirse a las deficiencias de los datos educativos utilizados en estos estudios. Los trabajos que utilizan nuevas series “mejoradas” de escolarización y aquéllos que emplean técnicas estadísticas para corregir los sesgos derivados de los errores de medición sugieren que aumentos en el nivel educativo tienen un efecto sustancial sobre el crecimiento de la productividad. Los resultados son aún más claros cuando se utilizan indicadores directos de los niveles de conocimientos y competencias de la población como *proxies* para el stock de capital humano, lo que sugiere que mejoras en la calidad de la educación pueden tener un efecto aún mayor sobre el producto agregado que aumentos en su cantidad.

Este trabajo repasa en detalle la literatura cuya evolución acabo de esbozar. En la sección 2 se resume el marco teórico que ha orientado la mayor parte de los estudios empíricos sobre la contribución de la inversión educativa al crecimiento económico, se presentan las especificaciones empíricas más habituales en la literatura y se discuten algunos problemas econométricos que surgen en su estimación. Seguidamente, se resumen los resultados de los principales trabajos sobre el tema. La sección 3 se centra en los estudios más convencionales en los que se analiza la relación entre diversos indicadores de la cantidad de educación y el crecimiento de la productividad agregada. En las secciones 4 y 5 se resumen algunos trabajos recientes que destacan, respectivamente, los problemas derivados de la existencia de errores de medición y el papel potencialmente crucial de la calidad de la educación. La sección 6 concluye con un breve resumen¹.

(1) Temple (2001a) y Pritchett (2004) ofrecen otras dos interesantes panorámicas de la misma literatura. Las conclusiones del primer autor son, en líneas generales, similares a las mías; las del segundo son prácticamente las contrarias, aunque su escepticismo sobre los rendimientos de la educación parece estar motivado fundamentalmente por la experiencia de los países en vías de desarrollo.

2. CAPITAL HUMANO Y CRECIMIENTO: MARCO TEÓRICO, FORMULACIONES EMPÍRICAS Y ALGUNOS PROBLEMAS ECONÓMICOS

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. En la literatura que repasaré, sin embargo, se tiende a considerar que el aspecto clave del capital humano tiene que ver con los conocimientos y competencias (*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. Los estudios empíricos sobre el tema, además, se han centrado casi exclusivamente en la escolarización formal, en parte porque se cree que ésta es el principal mecanismo de adquisición de conocimientos y en parte porque es prácticamente la única variable de interés sobre la que existen estadísticas sistemáticas (lo que no quiere decir que sean buenas).

Los modelos teóricos que analizan el papel del componente educativo del capital humano en el proceso de desarrollo económico se construyen a partir de la hipótesis de que los conocimientos y competencias de la población trabajadora inciden positivamente sobre su productividad y sobre su capacidad para desarrollar y adoptar nuevas tecnologías². 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 agregada, que típicamente se supone del tipo Cobb-Douglas. Con todas las variables en logaritmos (lo que se indica utilizando letras minúsculas), tendríamos

$$y_{it} = a_{it} + \alpha_k k_{it} + \alpha_h h_{it} + \alpha_l l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde $Y_{it} = \text{Exp}(y_{it})$ 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 o la calidad de las instituciones.

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 tecno-

(2) Véase entre muchos otros Nelson y Phelps (1966), Lucas (1988) y Jones (1996).

lógica mundial. Una especificación relativamente general de esta función de progreso técnico (que incorpora como casos particulares las que se utilizan en los estudios que repasaremos en este trabajo) vendría dada por

$$\Delta a_{it} = \gamma_{io} + \gamma_b b_{it} + \gamma_h H_{it} + \gamma_{bh} H_{it} b_{it} + \gamma_r RD_{it} \quad (2)$$

donde Δ indica que estamos tomando diferencias y RD es un indicador de gasto en I+D y b_{it} alguna proxy para la brecha existente entre el país i y la frontera tecnológica mundial.

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).

2.1. Especificaciones empíricas

Los estudios empíricos sobre la contribución del capital humano a la productividad (o más generalmente sobre los determinantes del crecimiento económico) han seguido uno de 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 potencialmente relevantes que se identifican en base a consideraciones teóricas informales. En el segundo enfoque, por contra, lo que se intenta estimar es 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 que acabo de especificar.

Este marco básico para el análisis “estructural” de los determinantes del crecimiento puede dar lugar a un gran número de especificaciones econométricas. La función de producción puede estimarse directamente con las variables relevantes expresadas en niveles o en tasas de crecimiento siempre que dispongamos de datos 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 de inversión en vez de sobre stocks de factores, o cuando estos últimos no se consideran fiables. Estas especificaciones se obtienen a partir de la función de producción, reemplazando los stocks de factores o sus tasas de crecimiento por aproximaciones convenientes construidas a partir de las tasas de inversión.

Típicamente, estas aproximaciones se construyen utilizando un modelo generalizado de Solow siguiendo el procedimiento propuesto por Mankiw, Romer y Weil (1992). En este modelo, los valores de equilibrio a largo plazo de los stocks de factores son funciones sencillas de las tasas de inversión y su comportamiento fuera del estado estacionario puede aproximarse en función de las tasas de inversión y del nivel inicial de output por trabajador. Si estamos dispuestos a suponer que la mayor parte de los países están razonablemente cerca de sus equilibrios de largo plazo, la

ecuación (1) puede substituirse por otra que relaciona el output por trabajador con las tasas de inversión en capital físico y humano. En caso contrario, la ecuación también incluirá el output por trabajador en el período inicial para recoger la dinámica de transición a lo largo de la trayectoria de ajuste hacia el estado estacionario.

Dos especificaciones estándar de las ecuaciones de estado estacionario y de convergencia (que suponen rendimientos constantes a escala y no permiten la existencia de efectos de tasa) serían las siguientes:

$$q_{it} = a_{io} + gt + \frac{\alpha_k}{1-\alpha_k-\alpha_h} \ln \frac{s_{kit}}{\delta+g+n_{it}} + \frac{\alpha_h}{1-\alpha_k-\alpha_h} \ln \frac{s_{hit}}{\delta+g+n_{it}} \quad (3)$$

y

$$\Delta q_{it} = g + \beta(a_{io} + gt) + \beta \left(\frac{\alpha_k}{1-\alpha_k-\alpha_h} \ln \frac{s_{kit}}{\delta+g+n_{it}} + \frac{\alpha_h}{1-\alpha_k-\alpha_h} \ln \frac{s_{hit}}{\delta+g+n_{it}} \right) - \beta q_{it} \quad (4)$$

donde q es el logaritmo del producto por trabajador, s_k y s_h denotan las tasas de inversión en capital físico y humano, medidas como fracción del PIB, n la tasa de crecimiento del empleo o de la población y δ la tasa de depreciación (que se supone igual para el capital físico y el humano). El parámetro β mide la velocidad de convergencia hacia el equilibrio a largo plazo y resulta ser una función del grado de rendimientos a escala en ambos tipos de capital considerados conjuntamente y de la frecuencia con la que estamos tomando observaciones.

Hasta el momento, hemos supuesto implícitamente que el stock de capital humano por trabajador, H , es directamente observable. En la práctica, sin embargo, lo que observamos es típicamente el número de años de escolarización, S , por lo que la estimación del modelo empírico exige algún supuesto sobre la forma de la función que relaciona a estas variables, $H = g(S)$. Sustituyendo esta función en (1), obtenemos una función de producción en forma reducida que relaciona Y con S . Para evitar confusiones, nos referiremos a la elasticidad de esta forma reducida con respecto a los años medios de escolarización como α_S (obsérvese que este parámetro será distinto en general de α_h). De igual forma, cuando S substituye a H en la función de progreso técnico (2), utilizaremos la notación γ_S para el parámetro de efectos de tasa que mide la contribución de un año adicional de formación a la tasa de crecimiento de la PTF.

Una hipótesis bastante habitual en la literatura sobre la naturaleza de $g()$ es que $H = S$. En este caso, todas las ecuaciones anteriores siguen siendo válidas, con S reemplazando a H y α_S a α_h . Una segunda posibilidad consiste en suponer que

$$H = \exp(\theta S) \quad (5)$$

Esta especificación se denomina a menudo *minceriana* porque es consistente con la forma funcional comúnmente utilizada en las ecuaciones salariales desarrolladas por Mincer (1974). En este caso, la exponencial que aparece en (5) deshace el logaritmo de la Cobb-Douglas y las ecuaciones anteriores han de modificarse como corresponde. En particular, los niveles de S reemplazan a los logaritmos de H , y los incrementos anuales de S a las tasas de crecimiento de H . Si sustituimos (5) en la función

Cobb-Douglas dada en (1), el coeficiente de S en la ecuación resultante, $\rho = \alpha_h \theta$, es lo que llamaré el parámetro macroeconómico de rendimientos mincerianos a la educación.

En lo que sigue, estaré especialmente interesado en los valores de tres parámetros técnicos que pueden recuperarse a partir de especificaciones estructurales estimadas con datos de años de escolarización. Los dos primeros son medidas alternativas de la intensidad de los efectos de nivel: la elasticidad del output con respecto al nivel medio de formación (α_S) y el rendimiento minceriano agregado o macroeconómico de la educación (ρ). El primero de estos parámetros mide el incremento porcentual del output que resultaría de un aumento del 1% en el nivel medio de instrucción, y el segundo el incremento porcentual del output que generaría un aumento de un año en la escolarización media. Es fácil comprobar que podemos pasar de α_S a ρ dividiendo el primer coeficiente por el número de años de formación y a la inversa. El tercer parámetro de interés (γ_S) mide la intensidad de los efectos de tasa, esto es, la contribución de un año adicional de escolarización al crecimiento de la productividad total de los factores.

2.2. Algunos problemas econométricos

Como ya he indicado, la existencia de errores de medición es una preocupación permanente en la literatura que estamos examinando porque la variable de años de escolarización que se utiliza en la mayor parte de las aplicaciones empíricas es con toda seguridad un indicador imperfecto del stock de capital humano. Pero incluso dejando de lado esta cuestión, la mala calidad de los datos es un problema importante porque la mayor parte de las bases de datos internacionales sobre escolarización contienen gran cantidad de ruido debido a diversas inconsistencias de los datos primarios utilizados para construirlas (véase de la Fuente y Doménech, 2002).

La existencia de errores de medición tiende a oscurecer la relación entre las variables de interés y genera una tendencia a la infravaloración del impacto del capital humano sobre la productividad. Para entender el origen de este *sesgo de atenuación* a la baja, supongamos que el nivel de productividad, Q , es una función lineal del stock de capital humano, H , de forma que

$$Q = bH + u \quad (6)$$

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 ε 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 .

Una segunda preocupación habitual en los estudios que intentan estimar el impacto de la educación sobre la productividad es que la causalidad inversa, de la renta a la escolarización, puede hacer difícil determinar hasta qué punto la correlación observada entre renta y educación refleja el hecho de que los países ricos demandan más educación por motivos de consumo además de la contribución de la educación a la productividad, que es lo que queremos medir. Técnicamente, el problema es que la retroalimentación de la renta a la educación puede generar una correlación entre el nivel de escolarización y la perturbación de la función de producción, violando así las condiciones necesarias para la consistencia de los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios y generando un sesgo al alza en la estimación del coeficiente del capital humano.

Aunque el problema es muy real, y de hecho es uno de los principales candidatos a explicar algunas estimaciones poco razonables (por lo elevadas) del coeficiente de escolarización³, hay razones para pensar que en muchas de las especificaciones utilizadas en la literatura el sesgo de endogeneidad generado por la causalidad inversa no debería ser importante. La principal justificación de esta conclusión cautamente optimista es que el nivel medio de escolarización de la población adulta es una variable de stock que cambia lentamente con el tiempo y se ve afectada por el nivel de renta sólo con un retardo considerable como consecuencia de cambios en las tasas de escolarización (que sí deberían de ser sensibles a los niveles de renta). Por tanto, mientras que la causalidad inversa es potencialmente un problema serio cuando trabajamos con tasas de escolarización o consideramos tasas de crecimiento promedio durante períodos largos, cambios en los niveles de renta durante períodos cortos no deberían tener tiempo de afectar de manera significativa a los stocks educativos. Una especificación cuidadosa de otros aspectos del modelo es también importante porque el sesgo de endogeneidad surge cuando el residuo de la ecuación que describe el crecimiento de la productividad no es una perturbación "limpia" sino que incluye componentes sistemáticos de la renta o de la tasa de crecimiento que pueden entrar en la ecuación de demanda de educación porque pueden ser anticipados por los individuos. Si tal contaminación se puede evitar por el procedimiento de controlar por los factores relevantes, el modelo debería generar estimaciones más fiables de los efectos de la educación sobre la productividad.

La discusión precedente sugiere que la elección de especificación conlleva un complejo *tradeoff* entre diferentes problemas econométricos, puesto que algunas de las cosas que tienden a reducir el sesgo de causalidad inversa (como trabajar con diferencias tomadas sobre períodos cortos o introducir efectos fijos) pueden aumentar el impacto de los errores de medición y a la inversa. Una consideración adicional tiene que ver con la capacidad de distintas especificaciones para capturar los efectos indirectos del capital humano sobre la productividad que operan con retardos inciertos y posiblemente largos. Las especificaciones que utilizan tasas de

(3) Véase Bils y Klenow (2000).

crecimiento calculadas sobre períodos relativamente cortos podrían no recoger lo que hemos llamado efectos de tasa, excepto si éstos empiezan a operar de forma prácticamente inmediata, lo que no parece plausible. Para recoger estos efectos sería en principio mejor trabajar con tasas de crecimiento promedio sobre períodos largos, o con los datos en niveles, pero es difícil estar seguro de que los coeficientes generalmente más elevados que se obtienen con estas especificaciones no son el resultado de un sesgo de causalidad inversa.

3. CANTIDAD DE EDUCACIÓN Y CRECIMIENTO

En el resto del trabajo resumiré los resultados de los principales estudios empíricos que han intentado cuantificar la contribución del capital humano al crecimiento económico. En esta sección me centraré en un grupo de estudios en los que la variable de capital humano es un indicador de la cantidad de educación que ha recibido la población adulta. La discusión estará organizada por grupos de trabajos definidos en términos de su especificación econométrica, distinguiendo entre estudios en los que se estiman especificaciones basadas directamente en una función de producción y aquéllos en los que se utilizan ecuaciones de convergencia. Dentro de este segundo grupo distinguiré también entre trabajos que utilizan especificaciones ad-hoc y los que estiman ecuaciones estructurales en la línea de Mankiw, Romer y Weil (1992). Dejaré para secciones posteriores algunos trabajos recientes que se han centrado en problemas de calidad de los datos y errores de medición, con independencia de la especificación utilizada, y aquéllos que utilizan como indicadores del stock de capital humano variables que intentan aproximar la calidad de la fuerza laboral a partir de los resultados de tests internacionales estandarizados de conocimientos o competencias.

Un inciso sobre la notación que utilizaré en los cuadros donde se resumen los resultados de los trabajos que repasaré. Siempre que sea posible, indicaré los valores estimados de los parámetros estructurales del modelo (esto es, los coeficientes de las funciones de producción y de progreso técnico), utilizando para estos parámetros los mismos símbolos que en la sección 2. En caso contrario, los cuadros mostrarán la variable que se utiliza como regresor en la ecuación de crecimiento. Las variables explicativas más comunes en la literatura incluyen las tasas de inversión en capital físico, humano y tecnológico (s_k , s_h y s_{RD}), el nivel inicial de renta per cápita o por trabajador (Q) y el número medio de años de escolarización de la población adulta o trabajadora (S). En los dos últimos casos, utilizaré minúsculas para indicar que las variables están medidas en logaritmos y el símbolo Δ para indicar incrementos anuales.

3.1. Ecuaciones ad-hoc de crecimiento

Una manera sencilla de explorar la conexión entre capital humano y crecimiento consiste en introducir algún indicador de formación en una ecuación de convergencia en la que se intenta explicar la tasa de creci-

miento del output real durante un período dado en función del nivel inicial de renta per cápita o por trabajador y otras variables motivadas por consideraciones teóricas informales. Este enfoque se ha usado, con resultados generalmente positivos, en un buen número de trabajos que han utilizado datos fundamentalmente de corte transversal para el período posterior a la Segunda Guerra Mundial.

Los resultados de algunos de los primeros estudios que han adoptado este enfoque se resumen en el cuadro 1. Las variables explicativas que se utilizan en estos trabajos incluyen el nivel inicial de renta per cápita (Q_o), distintos indicadores de capital humano al comienzo del período muestral (H_o), y las tasas de inversión (s_k) y crecimiento de la población o de la fuerza laboral (n). Landau (1983 y 1986), Baumol *et al.* (1989) y Barro (1991) encuentran que el coeficiente del capital humano inicial es positivo y altamente significativo. Baumol *et al.* observan que la inclusión del nivel educativo es suficiente para "arreglar las cosas" en una ecuación de convergencia en la que, cuando la única variable explicativa es la renta per cápita inicial, no se cumple la predicción neoclásica de que los países pobres tienden a crecer más rápido que los ricos.

Barro (1991) estima dos versiones diferentes de la ecuación de convergencia en un primer intento de identificar los canales a través de los cuales la educación incide sobre el crecimiento. En la primera ecuación no se controla por las tasas de fertilidad y de inversión, mientras que en la segunda se incluyen ambas variables. Como se puede observar en la fila [4] del cuadro 1, los indicadores de escolarización pierden parte de su significatividad y tienen coeficientes menores en la segunda ecuación. Esto sugiere que una parte importante de la contribución de la educación al crecimiento se canaliza a través de una reducción de la tasa de fertilidad (la educación aumenta el coste de oportunidad del tiempo de las mujeres) y de un aumento en el coeficiente de inversión (el capital físico y el humano son inputs complementarios). Los resultados de dos regresiones auxiliares en las que las variables dependientes son las tasas de inversión y de fertilidad tienden a confirmar estas conclusiones pues muestran que elevadas tasas de escolarización suelen ir acompañadas de tasas elevadas de inversión y de niveles bajos de fertilidad⁴.

En los trabajos que he citado hasta el momento, la introducción de indicadores educativos se justifica fundamentalmente en base a su posible impacto sobre el ritmo de la innovación y difusión tecnológicas. En principio, la mejor variable para capturar estos efectos sería algún indicador del nivel medio de estudios de la población activa u ocupada. Sin embargo, la inexistencia de datos comparables sobre estas magnitudes para un número suficiente de países fuerza a los autores de estos estudios a utilizar variables de flujo (tasas de escolarización) como *proxies* de las variables de

(4) Barro y Lee (1994) realizan un análisis más detallado de la relación entre educación y fertilidad. Benhabib y Spiegel (1994) también encuentran que la educación tiene un efecto positivo sobre la inversión.

Cuadro 1
CAPITAL HUMANO EN ECUACIONES AD-HOC DE CONVERGENCIA

<i>Fuente:</i>	Q_o	H_o	s_k	n		<i>otras variables:</i>	<i>muestra:</i>
[1] Landau (1983)	-0,0021 (6,18)	0,026 (7,64)			N = 96 R ² = 0,82	GCONS (-). POP (0). CLIM (Y)	1961-76 96 países
[2] Landau (1986)	-0,311 (4,80)	0,032 (4,87)	0,059 (1,37)	-0,262 (1,35)	N = 151 R ² = 0,714	POP (0). GCONS (-). GINV (0). GED (0). T (0). INF (-). OIL (+). DP (-)	1960-80 65 países
[3] Baumol et al. (1989)	0,622 (1,72)				N = 103 R ² = 0,029		1960-81 103 países
	-1,47 (2,47)	1,615* (5,00)			N = 103 R ² = 0,227		
[4] Barro (1991)	-0,0075 (6,25)	0,0305* (3,86)			N = 98 R ² = 0,56	GCONS (-). DISTOR (-). REV (-). ASSAS (-)	1960-85 98 países
		0,025** (4,46)					
	-0,0077 (8,56)	0,01* (1,15)	0,064 (2,00)	-0,004 (3,07)	N = 98 R ² = 0,62	GCONS (-). DISTOR (-). REV (-). ASSAS (-)	
		0,0118** (2,07)					
[5] Kyriacou (1991)	-0,009 (2,43)	0,0062 (4,09)			N = 89 R ² = 0,17		1970-85 89 países

Notas:

- Estadístico *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente.

- *N* es el número de observaciones en la muestra.

- La variable dependiente es la tasa media de crecimiento de la renta per cápita real durante el período muestral.

- Definición de H_o : (*) = tasa de escolarización secundaria; (**) = tasa de escolarización primaria. Landau utiliza una media ponderada de tres tasas de escolarización (primaria, secundaria y superior), y Kyriacou una estimación del número medio de años de escolarización de la población.

- Otras variables: *GCONS* = consumo público/PIB; *POP* = población total; *CLIM* = dummies para zonas climáticas; *T* = tendencia; *GINV* = inversión pública/PIB; *GED* = gasto público en educación/PIB; *INF* = tasa de inflación; *OIL* = dummy para países productores de petróleo; *DP* = distancia al puerto marítimo más cercano; *DISTOR* = indicador de Barro de las distorsiones que afectan a los precios de los bienes de capital; *REV* = número de revoluciones y golpes de estado; *ASSAS* = número de asesinatos políticos.

- (+) y (-) indican un coeficiente significativo del signo correspondiente; (Y) indica que la variable es significativa y (0) que no lo es.

- Landau (1986) utiliza un pool de datos a intervalos de 4 años; el resto de las ecuaciones se estiman con datos de corte transversal.

stock relevantes⁵. Aunque todos ellos toman la precaución de utilizar valores retardados de la tasa de escolarización, éstos podrían estar muy correlacionados con la inversión en formación durante el período muestral. Por tanto, los resultados de estos estudios no nos permiten discriminar con claridad entre los efectos de nivel y los de tasa. El trabajo de Kyriacou (1991), sin embargo, proporciona evidencia más directa de la importancia del segundo tipo de efectos. Este autor construye una estimación del stock medio de capital humano (medido por los años de escolarización, S , de la población activa) que incluye como regresor en una serie de ecuaciones de convergencia con resultados cualitativamente similares a los que acabo de resumir⁶.

El cuadro 2 muestra algunos de los resultados de varios estudios recientes de Barro y diversos coautores en los que se utiliza un *pool* de datos que contiene dos o tres observaciones por país correspondientes a promedios (casi siempre) decenales para una muestra grande de países. Los datos provienen fundamentalmente de diversas versiones de la Penn World Table elaborada por Summers y Heston (1991) y de la base de datos de escolarización construida por Barro y Lee (1993). La metodología es similar en todos los casos: se estima una ecuación de corte transversal para cada período, imponiendo la igualdad de los coeficientes en todas ellas e instrumentando algunos de los regresores con sus valores retardados con el fin de mitigar los posibles sesgos de endogeneidad.

Los resultados de los distintos estudios son generalmente consistentes entre sí y favorables a la hipótesis de que el capital humano tiene un efecto positivo sobre el crecimiento. El logaritmo de la esperanza de vida (*life expectancy* en el cuadro 2), a la que cabe considerar como un buen indicador del componente de salud del capital humano, entra con un coeficiente positivo y muy significativo en todas las ecuaciones que se muestran en el cuadro⁷. El patrón de resultados para las variables de escolarización es, como veremos enseguida, más complicado pero consistente con la existencia de efectos positivos sobre el crecimiento y sugiere también que un aumento del nivel educativo ayuda a acelerar la convergencia, posiblemente porque facilita la adopción de tecnologías extranjeras.

(5) Landau (1983 y 1986) utiliza una media ponderada de las tasas de escolarización primaria, secundaria y superior. Baumol *et al.* (1989) reestiman su ecuación de crecimiento con cada una de estas variables por separado y concluyen que la escolarización secundaria produce los mejores resultados. Estos autores sostienen que esta variable es también la preferible desde un punto de vista teórico porque debería ser la que mejor recoge la capacidad de absorción tecnológica de un segmento amplio de la población. Barro (1991) incluye las tasas de escolarización primaria y secundaria como variables explicativas.

(6) De hecho, el problema de interpretación no desaparece del todo puesto que la estimación de S de Kyriacou es una media ponderada de las tasas de escolarización en un pasado relativamente reciente.

(7) Sachs y Warner (1997) también encuentran que esta variable es significativa en una ecuación de crecimiento. En un trabajo más reciente que utiliza esencialmente la misma metodología y una muestra algo más larga, Barro (2000) encuentra que las variables relacionadas con la salud generalmente entran en la ecuación con el signo esperado pero no son significativas. Excepto por esto, los resultados del estudio son muy similares a los de los trabajos previos del mismo autor resumidos en el cuadro 2.

Cuadro 2
RESULTADOS DE BARRO Y DIVERSOS COAUTORES

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>Life expectancy</i>	0,0801 (5,76)	0,0829 (5,28)	0,0806 (5,80)	0,0903 (6,10)	0,076 (5,07)	0,0418 (3,01)
<i>male S_{sec}</i>	0,0138 (3,29)	0,0133 (3,09)	0,0136 (3,16)	0,0199 (4,15)	0,0164 (2,83)	
<i>male S_{sec+univ}</i>						0,0098 (3,92)
<i>male S_{univ}</i>			0,000 (0,00)		0,053 (1,77)	
<i>H* q₀</i>					-0,209 (2,16)	-0,0052 (3,06)
<i>male ΔS_{sec}</i>				0,289 (2,39)	0,0066 (1,02)	
<i>male ENR_{sec}</i>		0,0072 (0,62)				
<i>GED</i>					0,205 (1,90)	
<i>female S_{sec}</i>	-0,0092 (1,96)	-0,008 (1,60)	-0,0061 (1,22)	-0,0162 (3,00)	-0,0102 (1,44)	
<i>female S_{univ}</i>			-0,021 (0,88)		-0,071 (1,97)	
<i>female ΔS_{sec}</i>				-0,453 (2,35)	-0,0128 (1,54)	
<i>female ENR_{sec}</i>		-0,0119 (0,73)				
<i>R² (N)</i>	0,56 (85) 0,56 (95)	0,56 (85) 0,56 (93)	0,56 (85) 0,57 (95)	0,58 (85) 0,57 (95)	0,64 (87) 0,53 (96)	0,60 (80) 0,52 (87) 0,47 (84)
<i>Fuente:</i>	Barro y Lee (1994)	Barro y Lee (1994)	Barro y Lee (1994)	Barro y Lee (1994)	Barro y Sala i Martin (1995)	Barro (1997)

Notas:

- Estadístico *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente.

- *Otras variables de control:* Todas las ecuaciones controlan por el logaritmo de la renta per cápita inicial (-) y por las siguientes variables (véanse las notas al cuadro anterior): *GCONS* (-), *REV* (-) and *BMP* (-), donde la última variable es la prima en el mercado negro de divisas y el consumo público se mide neto del gasto en educación y defensa. Todas las ecuaciones excepto la [6] controlan por la tasa de inversión en capital físico, que es siempre positiva y significativa en todos los casos excepto en la ecuación [5]. Las ecuaciones [5] y [6] también incluyen el cambio en los términos de intercambio (+). La ecuación [5] incluye como regresores los incrementos en los niveles de escolarización superior de hombres y mujeres, que no son significativos. La ecuación [6] también controla por el logaritmo de la tasa de fertilidad (-), un índice de democracia (+) y su cuadrado (-), la tasa de inflación (-) y variables ficticias para el África Subsahariana, América Latina y Asia Oriental que tienen el signo esperado pero no son estadísticamente significativas.

- En las columnas [1]-[5] se estiman dos regresiones distintas, una para 1965-75 y otra para 1975-85 (por eso aparecen dos valores de R² y dos tamaños muestrales en el cuadro). En la columna [6] el procedimiento es similar, pero se incluye una nueva ecuación con datos para 1985-90. La igualdad de los coeficientes en las distintas ecuaciones (presumiblemente) se impone. Algunos regresores se instrumentan utilizando sus propios valores retardados.

- El indicador de capital humano *H* que se utiliza para construir el término de interacción con el PIB per cápita (*H* q₀*) es distinto en las ecuaciones [5] y [6]. En el primer caso, *H* es el promedio de cinco indicadores alternativos de capital humano: la esperanza de vida y cuatro variables de escolarización (los años medios de formación secundaria y superior de varones y mujeres), todos ellos medidos en desviaciones sobre los promedios muestrales correspondientes. En el segundo, *H* corresponde a los años medios de formación secundaria o superior de la población masculina.

- Los datos de capital humano provienen de Barro y Lee (1993), y de revisiones posteriores de esta base de datos en el caso de Barro (1997).

- *Fuentes:* Barro y Lee (1994); Barro y Sala i Martin (1995); Barro (1997).

Barro y Lee (1994) encuentran que el número medio de años de escolarización de la población masculina ($male S_{sec}$) entra en la ecuación de crecimiento (ecuación [1] en el cuadro 2) con un coeficiente positivo y significativo. Este indicador se comporta mejor que la correspondiente variable de flujo, tal como se aprecia en la ecuación [2] donde la tasa de escolarización secundaria ($male ENR_{sec}$) no es significativa. El número de años de formación universitaria ($male S_{univ}$), que se añade como regresor en la ecuación [3], tampoco es significativo. Finalmente, la ecuación [4], en la que se incluyen a la vez la variable de stock y su primera diferencia ($male \Delta S_{sec}$), sugiere que la escolarización secundaria masculina tiene efectos tanto de nivel como de tasa. Barro y Sala i Martín (1995) replican la mayor parte de estos resultados (véase la ecuación [5]). En este estudio, sin embargo, el incremento de los años de escolarización secundaria masculina no es significativo. Por otra parte, Barro y Sala encuentran indicios de que el gasto en educación es importante y de que la inversión en capital humano ayuda a acelerar la convergencia. Esto se aprecia en la ecuación [5], en la que el gasto público en educación medido como fracción del PIB (GED) y el término de interacción entre la renta per cápita inicial y el stock medio de capital humano⁸ (H^*q_o) son significativos y tienen el signo esperado. Finalmente, Barro (1997) confirma la significatividad de un indicador más amplio de escolarización masculina (el número medio de años de escolarización secundaria o superior, $male S_{sec+univ}$) y del efecto de interacción entre educación y renta inicial (véase la ecuación [6]).

Un problema con estos resultados es que es difícil establecer si el coeficiente positivo de la variable de educación ha de interpretarse como evidencia de efectos de tasa o de nivel⁹. El problema surge en parte porque Barro y sus coautores no utilizan una especificación estructural que permita distinguir con claridad entre estos dos efectos. Un segundo aspecto problemático de los trabajos de Barro y otros tiene que ver con sus sorprendentes resultados sobre los efectos de la escolarización femenina. El coeficiente del nivel educativo femenino es a menudo negativo y en ocasiones significativo en Barro y Lee (1994) (ecuaciones [1]-[4]) y en Barro y Sala (ecuación [5]) y no es significativamente distinto de cero con los datos de escolarización actualizados que se utilizan en Barro (1997).

Barro (1997) ilustra y discute un problema adicional al que volveremos más adelante. Este autor observa que algunos de sus resultados centrales, y en particular los que apuntan a la existencia de efectos positivos del capital humano sobre el crecimiento, tienden a desaparecer cuando la estimación se realiza en diferencias para eliminar los efectos específicos

(8) La definición de H se indica en las notas del cuadro 2.

(9) Barro y sus coautores tienden a interpretar el coeficiente positivo de la escolarización en términos de la contribución de la educación a la absorción de nuevas tecnologías y de los efectos de posibles desequilibrios entre los stocks de capital físico y humano. Para un mismo nivel inicial de renta, los países con mejor formación tienden a crecer más rápido porque su stock de capital físico tenderá a ser bajo en relación con su stock de capital humano y el capital físico puede acumularse más rápidamente.

de país. Esto se ilustra en el cuadro 3, donde los resultados originales obtenidos con un *pool* de datos (utilizando una especificación ligeramente diferente que en el cuadro 2) se comparan con los alcanzados con dos especificaciones alternativas, un único corte transversal en niveles en el que se utilizan los promedios sobre los distintos subperíodos de todas las variables, y una ecuación en diferencias.

Cuadro 3
DIVERSAS ESPECIFICACIONES DE BARRO (1997)

	[1]	[2]	[3]
<i>Life expectancy</i>	0,0388 (3,13)	0,0172 (0,93)	-0,0820 (2,15)
<i>S_{sec+univ}</i>	0,0123 (5,35)	0,0141 (4,70)	-0,0032 (0,71)
<i>H*q_o</i>	-0,0070 (4,67)	-0,0077 (4,05)	0,0052 (1,49)
<i>Especificación:</i>	pool	corte transversal	diferencias

- *Nota:* estadístico *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente. Todas las ecuaciones controlan por las mismas variables adicionales que la ecuación [6] en el cuadro 2 excepto por las variables ficticias regionales. Las ecuaciones [1] y [3] se estiman utilizando una técnica SUR (de ecuaciones aparentemente no relacionadas) y la ecuación [2] se estima por mínimos cuadrados ordinarios.

Resulta interesante observar que mientras que los resultados de las dos primeras especificaciones son muy similares, al menos en términos cualitativos, la estimación en primeras diferencias resulta en la pérdida de significatividad de las variables educativas y de hecho invierte el signo de sus coeficientes. Barro sostiene que la especificación en diferencias tiene algunos inconvenientes importantes. El primero es que desperdicia toda la variación de corte transversal de los datos (que constituye la mayor parte de la información contenida en los regresores) y conduce por tanto a estimaciones menos precisas. Además, Barro destaca que es muy probable que las estimaciones en diferencias sufran de un mayor sesgo de error de medición y sean menos robustas que las otras especificaciones a la más que probable especificación incorrecta de la secuencia temporal de los efectos de los regresores sobre el crecimiento. Aunque admite su preocupación por la sensibilidad de los resultados a la especificación, Barro sostiene que resultados poco plausibles obtenidos con especificaciones de panel no deben de tomarse demasiado en serio.

3.2. Ecuaciones estructurales de convergencia

Muchos estudios recientes han utilizado las ecuaciones estructurales de convergencia derivadas por Mankiw, Romer y Weil (1992) a partir de una aproximación log-lineal a un modelo ampliado de Solow. En este

apartado repasaremos los resultados de algunos de estos trabajos, comenzando por el muy influyente estudio de Mankiw, Romer y Weil. Como veremos enseguida, el patrón de resultados sobre el capital humano es muy similar al que hemos encontrado en la sección precedente. Los estudios que han utilizado datos de corte transversal o pools de datos obtienen resultados generalmente positivos que son consistentes con la existencia de efectos de nivel importantes. Por otro lado, las especificaciones en diferencias o con efectos fijos que utilizan exclusivamente la variación temporal de los datos a menudo generan estimaciones no significativas o incluso negativas del coeficiente del capital humano en la función de producción agregada. Como destacaré en una sección posterior, una posible explicación de estos resultados negativos se basa en el poco contenido informativo de los datos de escolarización en diferencias.

Mankiw, Romer y Weil (1992) utilizan datos de corte transversal para el período 1960-85 para estimar una ecuación estructural de convergencia de la forma

$$q_{it} - q_{io} = \Gamma + (1 - e^{-\beta T}) \left(\frac{\alpha_k}{1 - \alpha_k - \alpha_h} \ln \frac{s_{ki}}{\delta + g + n_i} + \frac{\alpha_h}{1 - \alpha_k - \alpha_h} \ln \frac{s_{hi}}{\delta + g + n_i} - q_{io} \right) \quad (7)$$

donde q_{it} es el logaritmo del output por adulto (utilizando como denominador la población en edad de trabajar) en el país i en el período t , s_k y s_h las tasas medias de inversión en capital físico y humano durante el período relevante, δ la tasa de depreciación, y g y n las tasas de progreso técnico y de crecimiento de la población adulta. Los parámetros α_k y α_h son los coeficientes del capital físico y humano en una función de producción agregada del tipo Cobb-Douglas, y β el parámetro de convergencia que mide la velocidad a la que la economía se aproxima a su estado estacionario o equilibrio de largo plazo, que viene determinado por las tasas observadas de inversión. Los autores suponen que $g = 0,02$ y $\delta = 0,03$ y utilizan como proxy para la tasa de inversión en capital humano (s_h) la fracción de la población en edad de trabajar que está escolarizada a nivel secundario. Implícitamente, también suponen un nivel común de eficiencia técnica para todos los países o, al menos, que las diferencias internacionales en niveles de productividad total de los factores (PTF) pueden integrarse sin problemas en el término de error. Por tanto, el término Γ que aparece en la ecuación (7) se trata como una constante a pesar de que el modelo subyacente sugiere que debería variar de un país a otro reflejando diferencias en niveles de PTF.

Las columnas [1] y [2] del cuadro 4 muestran los resultados de Mankiw, Romer y Weil, incluyendo los valores implícitos de los coeficientes de la función de producción y la tasa de convergencia, para dos muestras diferentes: una formada por 75 países, y una segunda que incluye a los 22 estados miembros de la OCDE con poblaciones superiores al millón de habitantes. Los valores estimados de los coeficientes de la función de producción son generalmente significativos y tienen el signo esperado. Sus valores, además, parecen bastante razonables en términos de sus implicaciones para las participaciones de los distintos factores en la renta nacional. El modelo estimado implica, en particular, que la participación

del capital en la renta nacional está en torno al 40%. Aproximadamente la mitad del resto, esto es de la participación del trabajo, corresponde a los rendimientos del capital humano, cuya elasticidad estimada (α_h) es 0,23.

Cuadro 4
RESULTADOS DE DIVERSAS ESTIMACIONES DEL MODELO
DE MANKIW, ROMER Y WEIL CON DATOS DE CORTE TRANSVERSAL
O POOLS DE DATOS

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
β	0,0186 (9,79)	0,0206 (10,30)	0,024	0,017 (17,99)	0,021 (4,20)	0,029	0,033	0,034 (5,25)
α_k	0,44 (6,29)	0,38 (2,92)		0,474 (10,09)	0,354 (4,12)	0,35		0,301 (5,07)
α_h	0,23 (3,83)	0,23 (2,09)		0,236 (4,21)	0,259 (3,65)	0,148		0,204 (3,74)
$\alpha_{R\&D}$					0,066 (12,54)	0,084		0,060 (2,22)
$\ln s_k$	0,506 (5,33)	0,396 (2,61)	0,550 (2,90)			0,413 (2,65)	0,491 (3,61)	
$\ln s_h$	0,266 (3,33)	0,236 (1,67)	0,621 (3,37)			0,175 (1,55)	0,558 (3,60)	
$\ln s_{R\&D}$						0,098 (1,78)	0,099 (2,25)	
<i>especificac.</i>	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	pool 1965-95
<i>muestra</i>	75 países	22 OCDE	22 OCDE	53 países	53 países	22 OCDE	22 OCDE	19 OCDE
<i>Fuente</i>	Mankiw, Romer y Weil	Mankiw, Romer y Weil	Vasudeva y Chien	Lichtenberg	Lichtenberg	Nonneman y Vanhoudt	Vasudeva y Chien	de la Fuente

Notas:

- Estadístico *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente. Para facilitar las comparaciones, he calculado algunos de estos estadísticos utilizando los errores estándar indicados en los artículos originalmente. Estos cálculos podrían estar afectados por un error de redondeo significativo en algunos casos.

- *Fuente:* Mankiw, Romer y Weil (1992); Vasudeva y Chien (1997); Lichtenberg (1992); Nonneman y Vanhoudt (1996); de la Fuente (2003a).

- Algunos autores estiman los coeficientes de la función de producción directamente, mientras que otros los recuperan a partir de los coeficientes de los términos de forma $\ln s_i$ y otros estiman sólo estos últimos.

- de la Fuente controla también por el peso del gasto público en el PIB y por cambios en las tasas de actividad y paro e incluye una dummy para los países más retrasados tecnológicamente, así como la interacción de esta última variable y una tendencia. En este trabajo, la ecuación de convergencia se estima utilizando un pool de datos en el que las variables corresponden a promedios sobre intervalos quinquenales y la proxy para s_h es la ratio entre el número de estudiantes de educación secundaria o superior y la población activa, promediado sobre el quinquenio actual y el anterior.

El artículo de Mankiw, Romer y Weil fue extremadamente influyente en su día porque sus atractivos resultados parecían indicar que una sencilla extensión del modelo de Solow bastaba para describir satisfactoriamente el proceso de crecimiento y la evolución de la distribución internacional de la renta¹⁰. El único cambio necesario en relación con el modelo neoclásico tradicional consistía en una ampliación del concepto relevante de capital para incluir la inversión educativa acumulada.

El trabajo de Mankiw, Romer y Weil constituye el punto de partida de una larga serie de estudios empíricos que han intentado extender el modelo original en varias direcciones, explorar la robustez de sus resultados o mejorar la calidad de las estimaciones mediante la utilización de mejores datos o de técnicas econométricas más sofisticadas. Las columnas [3] - [8] del cuadro 4 resumen los resultados de un grupo de estos estudios que, utilizando datos de corte transversal o pools de datos, corroboran los resultados de Mankiw *et al.* y establecen su robustez a variaciones razonables del modelo subyacente. Lichtenberg (1992) y Nonneman y Vanhoudt (1996) consideran una extensión adicional del modelo de Solow en el que la inversión en I+D se trata de manera análoga a la inversión en capital físico y humano. De la Fuente (2003a) controla también por el gasto público, algunos indicadores de mercado de trabajo y la difusión tecnológica internacional, y utiliza un indicador más amplio de inversión educativa que tiene en cuenta la escolarización universitaria además de la secundaria. En la misma línea, Vasudeva y Chien (1997) replican los trabajos de Mankiw, Romer y Weil y Nonneman y Vanhoudt utilizando como proxy para la inversión educativa una media ponderada de las tasas de escolarización primaria, secundaria y universitaria (con ponderaciones de 0,2, 0,3 y 0,5, respectivamente). Como se observa en el cuadro, los resultados de todos estos trabajos son generalmente muy satisfactorios. El capital humano sólo resulta ser no significativo a niveles convencionales en Nonneman y Vanhoudt (columna [6]) y (si consideramos el coeficiente de $\ln s_h$ en vez del parámetro correspondiente de la función de producción) en la submuestra de la OCDE de Mankiw, Romer y Weil (columna [2]). Usando exactamente los mismos datos y la misma muestra, Vasudeva y Chien muestran que los resultados mejoran muy apreciablemente cuando se utiliza un indicador más amplio de inversión educativa.

Por otro lado, un segundo grupo de estudios motivados por el trabajo de Mankiw, Romer y Weil ha mostrado que los resultados de estos autores carecen de robustez en algunos sentidos importantes. Temple (1998a) muestra que las estimaciones de Mankiw, Romer y Weil están dominadas por un pequeño número de observaciones influyentes. Para identificar observaciones atípicas, Temple emplea en primer lugar una técnica robusta que estima el modelo utilizando la mitad de la muestra que genera el mejor ajuste. Seguidamente, el autor utiliza los resultados de esta primera etapa para identificar como observaciones atípicas las correspondientes a

(10) Véase también Mankiw (1995).

los países que presentan los mayores residuos, y finalmente reestima el modelo por mínimos cuadrados ordinarios tras excluir estas observaciones. Sus resultados para las tres muestras que utilizan Mankiw, Romer y Weil se recogen en el cuadro 5 (ecuaciones [2], [4] y [6]) al lado de los resultados originales de Mankiw, Romer y Weil (ecuaciones [1], [3] y [5]) que se reproducen aquí por conveniencia. En todos los casos, el resultado es que la exclusión de un puñado de *outliers* (que se detallan en las notas al cuadro) hace que el capital humano pierda su significatividad. El mismo autor (Temple 1998b) también encuentra que la escolarización no es significativa en distintas muestras utilizando una extensión del modelo de Mankiw, Romer y Weil en la que la inversión en capital físico se desagrega en sus componentes de maquinaria y estructuras siguiendo a De Long y Summers (1991) (véase la ecuación [8] en el cuadro 5).

Cuadro 5
DISTINTAS ESPECIFICACIONES DEL MODELO
DE MANKIW, ROMER Y WEIL (MRW)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
β	0,0186 (9,79)	0,014	0,0206 (10,30)	0,015	0,0142 (7,45)	0,014	0,047	
α_k	0,44 (6,29)		0,38 (2,92)		0,48 (6,86)		0,468 (5,57)	
α_h	0,23 (3,83)		0,23 (2,09)		0,23 (4,60)		-0,121 (1,53)	
$\ln s_k$	0,506 (5,33)	0,66 (5,50)	0,396 (2,61)	0,13 (0,65)	0,500 (9,62)	0,59 (6,56)		
$\ln s_h$	0,266 (3,33)	0,00 (0,00)	0,236 (1,67)	0,13 (0,76)	0,238 (3,97)	-0,01 (0,17)		0,00 (0,08)
<i>especificación</i>	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	corte tr. 1960-85	diferencias	corte tr. 1960-85
<i>muestra</i>	75 países	69 países	22 OCDE	21 OCDE	98 países	92 países	98 países	58 LDCs
<i>fuentes</i>	Mankiw, Romer y Weil	Temple (1998a)	Mankiw, Romer y Weil	Temple (1998a)	Mankiw, Romer y Weil	Temple (1998a)	Hamilton y Monteagudo (1998)	Temple (1998b)

Notas:

- Estadísticos *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente (calculados a partir de los errores estándar indicados originalmente).

- Las ecuaciones [2] y [6], tomadas de Temple (1998a), incluyen dummies para África (-, -), América Latina (0, 0), Asia Oriental (0, +) y los países industriales (0, 0).

- Las observaciones que Temple (1998a) considera atípicas y excluye de la muestra original de Mankiw, Romer y Weil son el Japón para la submuestra de la OCDE (ecuación [4]); Argentina, Camerún, Chile, Hong-Kong, India y Zambia para la muestra intermedia (ecuación [2]); y Chad, Chile, Hong-Kong, Mauritania, Somalia y Zambia en la muestra más amplia (ecuación [6]).

- En la ecuación [8] se controla por la inversión en bienes de equipo (+) y en estructuras (+) y se incluyen variables ficticias para América Latina (0), África (-) y Asia Oriental (+). El indicador de escolarización tampoco es significativo en otras muestras, especialmente cuando se incluyen dummies de continente.

Hamilton y Monteagudo (1998) encuentran que el indicador de inversión educativa de MRW también pierde su significatividad cuando el modelo se utiliza para intentar explicar cambios en los patrones de crecimiento de una década a otra. Estos autores básicamente reestiman el modelo de Mankiw, Romer y Weil en diferencias (entre los valores promedio de las variables relevantes en los períodos 1960-70 y 1975-85) con los resultados que aparecen en la columna [7] del cuadro 5: mientras que el coeficiente de la inversión en capital físico es muy similar al estimado originalmente por MRW (ecuación [5]), el valor estimado del coeficiente de la variable de escolarización es incluso negativo.

Un trabajo de Jones (1996) alcanza conclusiones mucho más optimistas utilizando una especificación minceriana. Partiendo de un marco teórico distinto al utilizado por Mankiw, Romer y Weil (en el que se atribuye un papel central a las ideas y a su difusión internacional), este autor deriva una ecuación de estado estacionario que es idéntica a la que implica el modelo de Mankiw, Romer y Weil cuando el stock de capital humano, H , es una función exponencial de los años medios de escolarización, S . Suponiendo que los países han alcanzado sus estados estacionarios, Jones deriva una expresión que relaciona (el logaritmo de) la renta per cápita, q_{it} , con la tasa de inversión en capital físico (s_{kit}), los años medios de escolarización (S) y el logaritmo de la PTF (a). Si la interpretamos en el marco de una especificación minceriana del modelo de MRW, esta ecuación puede escribirse de la manera siguiente:

$$q_{it} = c_o + a_{it} + \frac{\alpha_k}{1-\alpha_k} \ln \frac{s_{kit}}{\delta+g+n_{it}} + \frac{\rho}{1-\alpha_k} S_{it} \quad (8)$$

**Cuadro 6
JONES (1996)**

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
$\ln s_k$	0,425 (2,85)	0,437 (2,60)	0,394 (4,15)	0,506 (3,95)	0,377 (2,73)	0,353 (3,72)
s	1,032 (5,61)	0,500 (3,65)	-0,050 (0,39)			
S				0,191 (6,16)	0,189 (6,10)	0,159 (2,48)
α_k implícito	0,298 (4,08)	0,304 (3,75)	0,282 (5,76)	0,336 (6,00)	0,274 (3,75)	0,261 (5,02)
α_S implícito	0,724	0,348	-0,036			
ρ implícito				0,127	0,137	0,118
R^2	0,668	0,522	0,141	0,678	0,571	0,205
especificación	niveles	niveles	diferenc.	niveles	niveles	diferenc.
año	1960	1990	1990-60	1960	1990	1990-60

Notas:

- Datos de Summers y Heston para 78 países. Los años de escolarización se toman de Barro y Lee (1993).
- Estadísticos t entre paréntesis debajo de cada coeficiente.
- Las tasas de inversión (s_k) y de crecimiento de la población (n) son promedios tomados sobre períodos relativamente cortos centrados en el año al que corresponde el dato de output.

Jones estima la ecuación (8) y su homóloga no-minceriana (donde $\frac{\alpha_h}{1-\alpha_k} s_{it}$ substituye al último término de (8)) utilizando datos en niveles correspondientes a 1960 y a 1990 (sin controlar por posibles diferencias en PTF, a_{it} , no debidas a diferencias en las dotaciones de capital humano) y con las variables en diferencias entre estos dos años. Como se puede ver en el cuadro 6, los resultados cambian dramáticamente dependiendo de la especificación de la variable de capital humano. Cuando los años de escolarización entran en logaritmos (ecuaciones [1]-[3]), los resultados son similares a los obtenidos por Hamilton y Monteagudo (1998): el coeficiente del capital humano (que es positivo y significativo en el corte transversal) pasa a ser negativo en la especificación en diferencias. Cuando S entra en niveles, por contra, el coeficiente del capital humano es siempre positivo y significativo, y el valor estimado del coeficiente minceriano de rendimientos de la educación a nivel agregado (ρ) es superior al 10%, lo que lo sitúa claramente por encima de las estimaciones microeconómicas de los rendimientos de la educación a nivel individual (una vez esta última variable se ajusta para hacerla comparable con la anterior)¹¹. Este resultado sugiere que la acumulación de capital humano genera externalidades positivas importantes.

Especificaciones de panel

Las dudas sobre los efectos de crecimiento de la inversión educativa motivadas inicialmente por la aparente fragilidad estadística de algunos de los resultados que he revisado hasta el momento se vieron considerablemente reforzadas a mediados de los noventa por un conjunto de trabajos en los que se aplican técnicas de panel al análisis empírico del proceso de crecimiento y convergencia. Knight, Loayza y Villanueva (KLV, 1993), Islam (1995) y Caselli, Esquivel y Lefort (CEL, 1996) reestiman el modelo de MRW utilizando diversas especificaciones de efectos fijos que permiten controlar por diferencias entre países en niveles de PTF. Además, CEL utilizan una técnica de variables instrumentales para remediar los problemas relacionados con la probable endogeneidad de algunos de los regresores. Los resultados de los tres estudios muestran que las estimaciones de panel del modelo de MRW, basadas en la variación temporal de los datos, generalmente producen coeficientes no significativos e incluso negativos del capital humano.

Este resultado se ilustra en el cuadro 7, donde se resumen algunas de las estimaciones realizadas en estos estudios. Islam utiliza una variante

(11) Psacharopoulos (1994) indica que el valor medio de las estimaciones del parámetro de rendimientos mincerianos a la educación a nivel individual es del 10,1% para una muestra grande de países. Para hacerla comparable con las estimaciones macroeconómicas del parámetro minceriano, esta cifra ha de multiplicarse por $1-\alpha_k$, donde α_k es la elasticidad del output con respecto al stock de capital físico, lo que la reduce hasta el 6,7%. La corrección es necesaria porque las estimaciones macroeconómicas de los rendimientos agregados de la educación mantienen constante el stock de capital físico, mientras que sus homólogas microeconómicas implícitamente permiten que esta variable se ajuste de forma óptima a un precio dado. (Véase la sección 8 del Apéndice de de la Fuente, 2003b).

del modelo de MRW en el que la tasa de crecimiento del output por trabajador aparece en función del logaritmo del stock de capital humano (para el que utiliza como proxy el número medio de años de escolarización de la población adulta, tomado de Barro y Lee (1993)), en vez de en función de la tasa de escolarización. Caselli, Esquivel y Lefort, por su parte, se desvían en este sentido de MRW únicamente en que utilizan la tasa de escolarización secundaria como indicador del nivel de inversión educativa, y KLV utilizan exactamente la misma variable de escolarización que MRW. A pesar de estas diferencias en la elección de regresores, y de otras relacionadas con la implementación del modelo de efectos fijos, los resultados son similares en términos generales. El coeficiente estimado del capital humano en la función de producción es positivo y a menudo significativo en especificaciones de corte transversal o con un pool de datos, pero pasa a ser negativo, e incluso significativo en ocasiones, cuando se añaden efectos fijos. KLV también señalan que el coeficiente de la variable educativa es positivo y muy significativo cuando en la regresión sólo se utiliza su valor promedio para cada país (en vez de su valor período a período).

Cuadro 7
ESTIMACIONES DEL MODELO DE MRW CON TÉCNICAS DE PANEL

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
β			0,0069 (2,76)	0,0375 (4,03)	0,0162 (2,95)	0,0913 (5,71)	0,0107 (3,96)	0,0679 (3,30)
α_k			0,8013 (15,01)	0,5224 (8,14)	0,6016 (5,93)	0,2074 (1,97)	0,496 (6,44)	0,491 (4,31)
α_h			0,0544 (0,53)	-0,199 (1,81)	0,0174 (0,10)	-0,045 (0,31)	0,18 (3,33)	-0,259 (2,09)
$\ln s_k$	0,105 (10,16)	0,023 (1,61)						
$\ln s_h$	-0,111 (13,26)	-0,065 (5,09)						
<i>especificación:</i>	efectos fijos	efectos fijos	pool MCO	efectos fijos	pool MCO	efectos fijos	pool MCO	ef. fijos y VI
<i>muestra:</i>	75 LDCs	96 países	79 países	79 países	22 OCDE	22 OCDE	97 países	97 países
<i>fuentes:</i>	KLV	KLV	Islam	Islam	Islam	Islam	CEL	CEL

- *Nota:* Datos de panel de Summers y Heston (PWT) para el período 1960-85 a intervalos quinquenales. Estadísticos *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente (en el caso de CEL e Islam, se calculan a partir de los errores estándar indicados por los autores).

Clave: *LDCs* = países en vías de desarrollo (less developed countries); *MCO* = mínimos cuadrados ordinarios; *VI* = variables instrumentales.

Resulta interesante observar que la reacción de los distintos autores a sus resultados en relación con el capital humano es muy diferente. KLV sostienen que los largos retardos existentes entre la inversión educativa y su efecto sobre la productividad hacen desaconsejable la utilización de promedios quinquenales de tasas de escolarización como proxy para la

inversión en capital humano, y recomiendan ignorar la variación temporal de esta variable en la estimación (lo que, como ya se ha indicado, lleva a conclusiones bastante favorables sobre la contribución de la educación al crecimiento). Islam (1995) intenta rescatar el capital humano como determinante del nivel de desarrollo tecnológico (que es lo que presumiblemente están recogiendo las dummies de país) observando que los efectos fijos están muy correlacionados con indicadores del nivel educativo. El argumento, sin embargo, sólo soslaya el problema: sabemos que las variables de capital humano funcionan bien en el corte transversal, pero si de verdad tuviesen un efecto sobre el nivel de eficiencia técnica también deberían ser significativas en la ecuación de panel. Finalmente, Caselli *et al.* (1996) parecen dispuestos a aceptar sin discusión la validez de sus resultados negativos.

3.3. Funciones de producción y especificaciones relacionadas

Un tercer grupo de trabajos ha examinado el impacto del capital humano sobre el crecimiento mediante la estimación de funciones de producción agregadas y especificaciones relacionadas. Los primeros trabajos de este tipo de los que tengo noticias son los de Kyriacou (1991) y Benhabib y Spiegel (B&S, 1994), quienes estiman una función de producción Cobb-Douglas utilizando un único corte transversal de tasas de crecimiento correspondientes a un período relativamente largo y la base de datos educativos construida por Kyriacou (1991). Pritchett (1999) lleva a cabo un ejercicio similar tras construir un stock “minceriano” de capital humano utilizando estimaciones microeconómicas del parámetro de rendimientos de la educación a nivel individual y datos de escolarización de Barro y Lee (1993) y de Nehru *et al.* (1995). Finalmente, Temple (1999 y 2001b) utiliza los datos de Benhabib y Spiegel y de Pritchett para examinar la robustez de los resultados de estos autores a la existencia de observaciones atípicas y a algunos cambios en la especificación econométrica.

Los resultados más importantes de estos estudios se resumen en el cuadro 8. Los coeficientes de la variable de capital humano (α_h o α_S) son no significativos o negativos en las especificaciones básicas utilizadas en los tres primeros estudios (ecuaciones [1] a [4]). Los autores también muestran que este resultado es robusto a diversos cambios en la especificación, tales como la inclusión de dummies regionales o de la renta per cápita inicial para controlar por un posible efecto de difusión tecnológica.

Kyriacou (1991) también contrasta las hipótesis de que existen efectos umbral y diversas no-linealidades con resultados generalmente negativos. Pritchett (1999) sostiene que la falta de significatividad del capital humano no parece deberse a problemas de medición puesto que el resultado se mantiene cuando la estimación se repite utilizando los datos de Nehru *et al.* para instrumentar su variable original de capital humano (que se basa en las series de Barro y Lee) (ecuación [5]). En una nota algo más positiva, Temple (1999 y 2001b) encuentra que la eliminación de observaciones atípicas resulta en un coeficiente positivo y

Cuadro 8
FUNCIONES DE PRODUCCIÓN AGREGADAS CON CAPITAL HUMANO

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
α_k	0,449 (5,05)	0,457 (5,38)	0,524 (12,8)	0,501 (15,4)	0,460 (10,18)	0,553 (13,16)	0,432 (5,08)	0,490 (8,18)	0,462 (5,97)
α_l	0,261 (0,90)	0,209 (1,01)				0,241 (2,15)	0,266 (1,38)		
α_h/α_S	-0,152 (1,68)	0,063 (0,80)	-0,049 (1,07)	-0,104 (2,07)	-0,120 (1,42)	0,165 (4,00)			
ρ							0,015 (0,52)	0,080 (2,56)	0,062 (1,76)
notas:					IV				reg dum
<i>N</i>	87	78	91	79	70	64.	78	91	91
período	1970-85	1965-85	1960-87	1960-87	1960-87	1960-85	1960-85	1960-87	1960-87
datos <i>H</i>	Kyriacou	Kyriacou	Barro y Lee	Nehru, Swanson y Dubey	Barro y Lee, Nehru	Kyriacou	Kyriacou	Barro y Lee	Barro y Lee
Fuente	Kyriacou	Benhabib y Spiegel	Pritchett (1999)	Pritchett (1999)	Pritchett (1999)	Temple (1999)	Temple (2001b)	Temple (2001b)	Temple (2001b)

Notas:

- Estadísticos *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente (algunos se calculan a partir de los errores estándar indicados originalmente). *N* es el número de observaciones (países) en la muestra.

- ρ es el coeficiente obtenido una especificación minceriana en la que el regresor es el incremento en el número de años de escolarización (y no en su logaritmo). En el caso de Pritchett, se inserta una estimación minceriana del stock de capital humano (basada en una función exponencial del número de años de escolarización y una estimación independiente del coeficiente relevante) dentro de una función de producción Cobb-Douglas, y α_h es la elasticidad de esta última función. Cuando el valor estimado del coeficiente del trabajo (α_l) no se indica es porque se ha impuesto la hipótesis de rendimientos constantes a escala.

- Datos de corte transversal y estimación en diferencias largas o en tasas promedio de crecimiento por mínimos cuadrados ordinarios, excepto en la ecuación [5], donde se utilizan variables instrumentales. La ecuación [9] incluye dummies regionales (presumiblemente para África, América Latina, Asia Oriental y los países desarrollados, aunque el autor no lo indica explícitamente).

- En Kyriacou y Benhabib y Spiegel, la variable dependiente es el incremento logarítmico del output total durante el período muestral, y en Pritchett la tasa de crecimiento del producto por trabajador. Pritchett estima las tasas de crecimiento del output y de los stocks de factores utilizando regresiones del logaritmo de cada una de estas variables sobre una tendencia lineal.

- Los stocks de capital se obtienen acumulando los flujos de inversión.

- Fuentes: Kyriacou (1991); Benhabib y Spiegel (1994); Pritchett (1999); Temple (1999) y Temple (2001b).

- Fuentes de los datos de capital humano: Kyriacou (1991); Barro y Lee (1993) y Nehru, Swanson y Dubey (1995).

significativo del indicador de capital humano¹² (ecuación [6], pero obsérvese que esto requiere la eliminación de 14 de los 78 países de la muestra), y que la especificación minceriana (con el stock de capital humano en niveles en vez de en logaritmos) produce mejores resultados que la Cobb-Douglas cuando se utilizan los datos de Barro y Lee (1993), aunque no con los de Kyriacou (véanse las ecuaciones [7] y [8]). Incluso en este caso, sin embargo, la variable de escolarización mantiene su significatividad a duras penas cuando se añaden variables ficticias regionales a la ecuación (véase la ecuación [9]).

Efectos de tasa e interacción con la difusión tecnológica

Las estimaciones que acabo de resumir son generalmente consistentes con la hipótesis de que el stock de capital humano no entra en la función de producción como un input (esto es, que no existen efectos de nivel). Algunos de estos trabajos, sin embargo, encuentran claras indicaciones de que el nivel educativo es un determinante importante de la tasa de progreso técnico. Este efecto de tasa positivo, además, parece funcionar al menos en parte a través de la contribución de la educación a la absorción de tecnologías extranjeras.

Siguiendo a Nelson y Phelps (1966) y Romer (1989), Kyriacou (1991) sostiene que el nivel educativo (en vez de su primera diferencia) debería entrar en la ecuación de crecimiento como determinante de la tasa de progreso técnico. Esta hipótesis conduce a las ecuaciones [1] y [2] en el cuadro 9, donde se incluye el logaritmo de los años medios de formación (s) o el nivel de la misma variable (S) y su cuadrado para capturar los posibles efectos de tasa con resultados bastante positivos, especialmente en el segundo caso.

Benhabib y Spiegel (1994) toman un camino similar y extienden el modelo para incorporar la difusión tecnológica y los efectos de tasa del capital humano. En la ecuación [3] estos autores añaden el logaritmo del nivel de escolarización (s) para recoger los efectos de tasa y el logaritmo de la renta per cápita inicial (q_0), que se interpreta como una proxy para el nivel de eficiencia técnica, para controlar por el efecto de difusión tecnológica. Ambas variables son significativas y tienen los signos esperados.

Partiendo de esta última especificación, Benhabib y Spiegel intentan caracterizar de manera más precisa los canales a través de los cuales el capital humano contribuye al progreso técnico. Con este fin, estiman un modelo "más estructural" en el que se incluyen como regresores, además de los años medios de formación S (que deberían recoger la contribución del capital humano a la innovación doméstica), el ratio (Q_1/Q) entre el output por trabajador en el país líder y en cada miembro de la muestra (que

(12) Temple (1999) sigue esencialmente el mismo procedimiento que otro trabajo del mismo autor que ya he discutido (Temple, 1998a). Este autor identifica como observaciones influyentes aquéllas que presentan residuos grandes en una primera estimación por LTS (*least trimmed squares*), y reestima el modelo por MCO tras eliminar estas observaciones.

se incluye como un indicador de retraso tecnológico), y el producto de estas dos variables para recoger posibles efectos de interacción. Los resultados para el conjunto de la muestra (ecuaciones [4] y [5] en el cuadro 9) sugieren que los efectos de crecimiento del capital humano provienen fundamentalmente de su contribución a la difusión y absorción tecnológicas, como parece indicar el hecho de que sólo el término de interacción es significativo. Los resultados, sin embargo, varían con el nivel de desarrollo. Cuando la misma ecuación se estima separadamente para cada una de tres submuestras, el efecto de catch-up o acercamiento tecnológico domina en los países más pobres (ecuación [8]), mientras que la contribución a la innovación doméstica es mayor en los países más ricos (ecuación [6]). Ninguna de estas variables resulta ser significativa en la submuestra formada por los países de renta intermedia (ecuación [7]).

Cuadro 9
EFFECTOS DE TASA EN FUNCIONES DE PRODUCCIÓN AGREGADAS
CON CAPITAL HUMANO

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
α_k	0,435 (4,88)	0,417 (6,24)	0,479 (5,10)	0,4723 (6,59)	0,5005 (6,49)	0,5076 (5,38)	0,5517 (4,50)	0,5233 (3,66)
α_l	0,176 (0,58)	0,387 (1,49)	0,391 (2,01)	0,188 (1,15)	0,2045 (1,31)	0,1720 (0,74)	0,5389 (1,39)	0,2901 (0,57)
α_s	0,018 (0,12)	0,0359 (0,34)						
q_0			-0,235 (5,11)					
S		0,0101 (3,25)		-0,00136 (0,09)	0,0021 (0,14)	0,0439 (1,96)	-0,0003 (0,01)	-0,0736 (1,26)
S^2		-0,001 (3,07)						
s	0,0068 (1,79)		0,167 (3,09)					
$S^*/(Q/Q)$				0,0011 (5,50)	0,0007 (2,33)	0,0003 (0,33)	-0,0001 (0,11)	0,0012 (4,00)
Q/Q					0,0014 (1,40)			
<i>notas:</i>						rich	middle	poor
N	87	87	78	78	78	26	26	26
<i>fuate</i>	Kyriacou	Kyriacou	Benhabib y Spiegel					

Notas:

- La variable de capital humano utilizada en todas las ecuaciones es el número medio de años de escolarización de Kyriacou (1991). El período muestral es 1970-85 en Kyriacou y 1965-85 en Benhabib y Spiegel.

- La ecuación [3] incluye dummies continentales para América Latina y África; la ecuación [2] incluye variables ficticias para los países productores de petróleo, las economías mixtas y América Latina, además de un indicador de inestabilidad política.

Un estudio más reciente que también encuentra evidencia de efectos de tasa en un modelo más completo es el de Engelbrecht (1997). Este trabajo investiga la conexión entre educación y progreso técnico utilizando una extensión del modelo desarrollado por Coe y Helpman (1995). Estos autores examinan la relación entre la productividad total de los factores (PTF) y la inversión doméstica y extranjera en I+D. Para cada país en una muestra de 21 economías desarrolladas, se construye una estimación del stock doméstico de capital tecnológico (R^d) mediante la acumulación de los flujos de inversión en I+D. Para contrastar la hipótesis de que existen desbordamientos internacionales, el modelo permite que el nivel doméstico de PTF sea también una función del stock de capital tecnológico extranjero (R^f), que se construye como un promedio de los stocks domésticos de los socios comerciales de cada país, ponderados por sus pesos en las importaciones domésticas totales.

Cuadro 10
ENGELBRECHT (1997)

	[1]	[2]	[3]	[4]
$\Delta \ln R^d$	0,072 (5,29)	0,098 (6,83)	0,098 (6,70)	0,105 (7,15)
$\Delta G7^* \ln R^d$	0,17 (5,54)	0,175 (5,01)	0,163 (4,77)	0,166 (4,86)
$\Delta m \ln R^f$	0,198 (3,93)	0,303 (5,75)	0,249 (4,56)	0,249 (4,72)
Δs	0,136 (3,89)			
$s^{(*)}$		-0,007 (0,42)	0,141 (2,93)	0,128 (2,71)
$s^* \ln Q_i/Q_{US}$			0,127 (3,34)	0,107 (2,82)
$\ln Q_i/Q_{US}$				-0,260 (4,51)

Notas:

- Estadísticos *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente.
- Datos anuales de panel para el período 1970-85. Los datos de escolarización, originalmente de frecuencia quinquenal, se interpolan para obtener observaciones anuales y están tomados de Barro y Lee (1993).
- $G7$ = variable ficticia, = 1 para los países del G7; m es el peso de las importaciones en el PIB.
- Las ecuaciones [2]-[4] incluyen variables ficticias de país y de período.
- (*) Obsérvese que el coeficiente de s no es realmente un estimador de γ_s tal como he definido este último parámetro. Para recuperar este coeficiente (que mide la contribución de S , y no de su logaritmo, al crecimiento de la PTF), es necesario dividir el coeficiente que aparece en el cuadro por el valor de S .

Apoyándose en el trabajo de Benhabib y Spiegel (1994), Engelbrecht (1997) extiende el modelo de Coe y Helpman para permitir que la tasa de crecimiento de la PTF sea una función del logaritmo del nivel medio de escolarización o de su tasa de crecimiento, así como de la distancia tecnológica entre cada miembro de la muestra y el país líder, lo que se aproxima por la ratio entre el PIB real per cápita de cada país y el de los Estados Unidos (Q_i/Q_{us}). El modelo resultante se estima con los datos de Coe y Helpman aumentados con las series de escolarización de Barro y Lee (1993).

Los resultados del ejercicio se resumen en el cuadro 10. Puesto que la variable dependiente es la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores, las variables explicativas entran en la ecuación en diferencias logarítmicas cuando estamos buscando evidencia de efectos de nivel y en logaritmos cuando se espera que tengan un efecto directo sobre la tasa de progreso técnico. Los coeficientes de los stocks domésticos y extranjeros de capital tecnológico y el término de interacción entre I+D doméstica y tamaño del mercado interior (capturado por una variable ficticia para las economías del G7) confirman los resultados de Coe y Helpman sobre el impacto del gasto en investigación, la importancia del comercio como vehículo de difusión tecnológica y la existencia de efectos de escala en la innovación. Los coeficientes de los indicadores de capital humano son consistentes con la existencia de efectos tanto de nivel (ecuación [1]) como de tasa (ecuaciones [3] y [4]), aunque las dos hipótesis no se contrastan simultáneamente –presumiblemente debido a que la elevada correlación entre s y su primera diferencia tiende a generar problemas de multicolinealidad. Es interesante observar, sin embargo, que los efectos de tasa (un coeficiente positivo y significativo de la variable s) aparecen tan sólo cuando se incluye un término de *catch-up* y su interacción con el indicador de escolarización¹³.

4. ERRORES DE MEDICIÓN Y CALIDAD DE LOS DATOS

Algunos trabajos recientes sugieren que los resultados negativos encontrados en la literatura que hemos repasado en la sección anterior podrían deberse a la mala calidad de los datos de escolarización y al sesgo resultante de error de medición. A esta conclusión se llega por dos

(13) Obsérvese que el signo del término de interacción entre el capital humano y la variable de productividad relativa que se utiliza como proxy para el retraso tecnológico es distinto del obtenido por Benhabib y Spiegel (1994). Esta última variable se construye de forma distinta en los dos estudios, con la productividad doméstica en el numerador en un caso y en el denominador en el otro. Por tanto, los resultados de Benhabib y Spiegel (ecuación [5] en el cuadro 9) implican que los efectos de tasa del capital humano son mayores en los países tecnológicamente más atrasados, mientras que Englebrecht (ecuación [4] en el cuadro 10) concluye que estos efectos son mayores en los países más avanzados. Hay que tener en cuenta, sin embargo, que las muestras son distintas. La muestra de Engelbrecht es presumiblemente un subconjunto de la muestra de países ricos de Benhabib y Spiegel, donde el término de interacción no es significativo.

vías complementarias. Algunos autores construyen indicadores estadísticos del contenido informativo de las series educativas (*ratios de fiabilidad*) que pueden utilizarse para calcular el tamaño probable del sesgo de atenuación y concluyen que el valor de esta ratio es suficientemente bajo como para explicar la falta de significatividad de los indicadores educativos en trabajos previos. Otros han intentado mejorar la ratio señal/ruido en las series de escolarización mediante la explotación de nuevas fuentes y la introducción de diversas correcciones y encuentran que los resultados sobre el impacto de la educación mejoran considerablemente cuando se trabaja con las series corregidas.

Krueger y Lindhal (2001) sostienen que el influyente resultado de Benhabib y Spiegel (1994) sobre la ausencia de efectos de nivel puede atribuirse al extremadamente bajo contenido informativo del indicador de escolarización que utilizan estos autores. Krueger y Lindhal desarrollan un procedimiento que permite estimar ratios de fiabilidad siempre que se disponga de varias proxies ruidosas diferentes de la misma variable de interés (en este caso, distintas estimaciones de años medios de formación). De acuerdo con sus estimaciones, la ratio de fiabilidad de la serie que utilizan Benhabib y Spiegel es tan bajo que el valor esperado del coeficiente de capital humano en ausencia de una corrección por el sesgo de atenuación es cero con independencia de su valor verdadero. Un argumento similar, combinado con las estimaciones disponibles de ratios de fiabilidad para las bases de datos utilizadas en la literatura que acabamos de repasar sugiere (véase de la Fuente y Doménech, 2002) que muchas de las estimaciones existentes de los parámetros de capital humano podrían sufrir problemas similares.

La preocupación por la mala calidad de los datos y por sus posibles implicaciones para la estimación de los efectos del crecimiento del capital humano han motivado algunos estudios recientes que intentan mejorar la ratio señal/ruido en las series de escolarización mediante la explotación de nuevas fuentes y la introducción de diversas correcciones. Tras documentar los problemas existentes en las series educativas más utilizadas en la literatura, de la Fuente y Doménech (D&D, 2000) construyen nuevas series de niveles educativos para una muestra de 21 países de la OCDE durante el período 1960-90 a intervalos quinquenales. Estos autores recogen toda la información que pudieron encontrar sobre el nivel de estudios de la población adulta en los países de la OCDE, basándose tanto en publicaciones de organizaciones internacionales como en fuentes nacionales, y utilizan un procedimiento *ad hoc* para intentar reconstruir perfiles temporales plausibles de niveles educativos para cada país, eliminando saltos poco razonables que sólo pueden tener su origen en cambios en los criterios de clasificación. Este procedimiento requiere la utilización de juicios subjetivos de valor para elegir entre estimaciones alternativas cuando hay varias disponibles, y en ocasiones implica la reinterpretación de datos tomados de compilaciones internacionales como referidos a niveles educativos ligeramente distintos (basados en definiciones más amplias o más restrictivas) de los indicados en las propias fuentes. Una versión revisada de esta base de datos (de la Fuente y Doménech, 2001a), incorpora información adicional proporcionada por las oficinas estadísticas nacionales en respuesta a una petición canalizada a través de la OCDE. Cohen y Soto

(2001) utilizan un enfoque bastante similar para construir una base de datos educativos para una muestra mucho mayor de países que cubre el período 1960-2000 a intervalos decenales. Estos autores recogen información censal y de encuestas de la UNESCO, así como de la propia base de datos interna de la OCDE y de los *websites* de las agencias estadísticas nacionales.

En ambos casos, las nuevas bases de datos tienen ratios de fiabilidad considerablemente mayores que las utilizadas en la literatura anterior. No resulta sorprendente, por tanto, que los estudios empíricos que han hecho uso de ellas obtengan resultados generalmente mucho más positivos que trabajos precedentes. De la Fuente y Doménech (2000, 2001b y 2002), Cohen y Soto (2001) y Bassanini y Scarpetta (2001) encuentran evidencia clara de efectos de nivel significativos y de tamaño considerable utilizando las nuevas series de escolarización. De la Fuente y Doménech (2000, 2001b) estiman diversas especificaciones basadas en una función de producción agregada usando un panel de datos a intervalos quinquenales para una muestra de países de la OCDE. Para examinar la sensibilidad de los resultados de la calidad de los datos de educación, estos autores reestiman varias ecuaciones de crecimiento con tres bases de datos diferentes: la suya propia, la de Barro y Lee (1996) y la de Nehru *et al.* (1995).

El cuadro 11 muestra los resultados obtenidos con su especificación preferida, que incorpora una función de progreso técnico que permite la difusión tecnológica así como efectos fijos que capturan diferencias permanentes en niveles de PTF entre países. El patrón de resultados obtenido para las distintas series de escolarización es consistente con la hipótesis de partida de los autores sobre la importancia de la calidad de los datos educativos para las estimaciones de ecuaciones de crecimiento. La variable de capital humano es significativa y aparece con un coeficiente razonable cuando se utilizan los datos de la Fuente y Doménech (ecuación [3]), lo que no es el caso con las series de Nehru *et al.* (NSD) o Barro y Lee (ecuaciones [1] y [2]) con las que generalmente se obtienen coeficientes negativos del capital humano. Además, los coeficientes de los stocks de capital humano obtenidos con los datos elaborados por la Fuente y Doménech parecen bastante plausibles, con α_k sólo ligeramente por encima de la participación del capital en la renta nacional (que es 0,35 en esta muestra) y α_s próximo a un tercio, como en el trabajo de MRW (1992).

La ecuación [4] del cuadro 11 se toma de un trabajo más reciente de los mismos autores (de la Fuente y Doménech, 2002) en el que se utiliza la serie revisada de escolarización construida en de la Fuente y Doménech (2001a). Obsérvese que la actualización de la base de datos educativos aumenta el coeficiente de la variable de capital humano en más de un tercio. En el mismo trabajo, de la Fuente y Doménech también utilizan una extensión del modelo clásico de errores en variables para extrapolar la relación observada entre los ratios de fiabilidad de las distintas series de escolarización y el coeficiente del capital humano estimado con las mismas por mínimos cuadrados ordinarios, construyendo así un conjunto de meta-estimaciones de este parámetro que deberían estar libres del sesgo

de atenuación inducido por la existencia de errores de medición. Los resultados del ejercicio apuntan hacia valores de α_s por encima de 0,6. Puesto que este valor del parámetro de capital humano es consistente con la evidencia disponible sobre el impacto de la educación sobre los salarios a nivel individual en los países de la OCDE¹⁴, los autores concluyen que sus resultados apuntan a la existencia de externalidades positivas 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.

Cuadro 11
RESULTADOS DE DE LA FUENTE Y DOMENECH
CON DISTINTAS SERIES EDUCATIVAS

	[1]	[2]	[3]	[4]
<i>datos educ.:</i>	<i>NSD</i>	<i>B&L</i>	<i>D&D 2000</i>	<i>D&D 2002</i>
α_k	0,510 (8,30)	0,409 (6,12)	0,373 (7,15)	0,345 (6,83)
α_s	-0,148 (2,62)	-0,057 (0,88)	0,271 (2,53)	0,394 (4,57)
λ	0,100 (6,98)	0,063 (8,27)	0,068 (6,34)	0,074 (7,07)
<i>adj. R²</i>	0,840	0,811	0,809	0,828

- *Notas:* Estadísticos *t* de White, robustos a la heteroscedasticidad. La ecuación sólo incluye aquellas dummies de país que resultan significativas. El parámetro λ es el coeficiente de la brecha tecnológica con los Estados Unidos y mide la velocidad de difusión tecnológica. El período muestral es 1960-90, excepto cuando se utilizan las series de capital humano de NSD, que terminan en 1985.

En un estudio realizado como parte del *OECD Growth Project* (OCDE 2001), Bassanini y Scarpetta (2001) utilizan la serie actualizada de escolarización de D&D (2001a) junto con información interna de la OCDE para estimar una ecuación de convergencia a la MRW (escrita en términos del stock de capital humano en vez de la tasa de escolarización). Esta ecuación incluye efectos fijos de país y un mecanismo de corrección de error que permite desviaciones de corto plazo sobre la senda de equilibrio que describe el modelo de crecimiento subyacente. La especificación permite que los coeficientes que capturan efectos de corto plazo y el parámetro de convergencia difieran de un país a otro, pero impone (como es habitual

(14) Dado que el número medio de años de formación en la muestra es ligeramente superior a diez, un α_s de 0,6 implica un valor del parámetro de rendimientos mincerianos de la educación a nivel agregado de aproximadamente un 6%. Con la corrección oportuna, esta cifra es consistente con las estimaciones existentes de ecuaciones mincerianas de salarios en Europa (véase por ejemplo Harmon *et al.*, 2001).

en la literatura) un valor común de los coeficientes de la función de producción para toda la muestra. Los coeficientes de efectos de nivel son altamente significativos y muy superiores a los obtenidos por D&D (2000 y 2002) antes de corregir el sesgo de atenuación. Los valores estimados de los coeficientes del capital físico y humano son $\alpha_k = 0,13$ y $\alpha_S = 0,82$ con su especificación preferida y $\alpha_k = 0,19$ y $\alpha_S = 0,41$ tras eliminar a Finlandia de la muestra. Los autores se quedan finalmente con una estimación de compromiso de alrededor de 0,60 para α_S .

Cohen y Soto (2001) estiman dos especificaciones alternativas de tipo minceriano con datos para una muestra amplia de países, encontrando evidencia de la existencia de fuertes efectos de nivel. La primera de sus ecuaciones (columnas [1] y [2] del cuadro 12) es una ecuación de estado estacionario a la MRW, que relaciona el nivel de renta per cápita con la tasa de inversión en capital físico (s_k) y el nivel de escolarización en años, S . Los autores utilizan la tasa retardada de urbanización y variables ficticias continentales como *proxies* de las diferencias en niveles de PTF. La segunda ecuación (columnas [3] a [5]) relaciona la tasa de crecimiento de la renta per cápita con el incremento medio anual de los años de formación, ΔS . Esta especificación incluye una variable ficticia para los países en vías de desarrollo y controla por la tasa de urbanización, pero no por la inversión en capital físico. El coeficiente de la variable de capital humano en la ecuación de estado estacionario (que puede interpretarse como una estimación de $\rho/(1-\alpha_k)$) es 0,085 cuando la ecuación se estima por mínimos cuadrados ordinarios y aumenta hasta 0,100 cuando la variable de capital humano se instrumenta para mitigar los posibles problemas de endogeneidad. Estas estimaciones implican valores de entre 5,7% y 6,7% para el parámetro agregado de rendimientos mincerianos a la educación, ρ . El valor del coeficiente de ΔS obtenido en la ecuación de crecimiento también es consistente con este rango de valores¹⁵ cuando se utilizan los datos de capital humano de los propios autores (véase la columna [3]), pero es muy inferior cuando la estimación se repite con las series de escolarización de Barro y Lee (2000) (columna [4]).

El único resultado desalentador de los estudios que he repasado en este apartado es que generalmente no se encuentra evidencia clara de efectos de tasa. El coeficiente del nivel de escolarización, S , en la ecuación de crecimiento de Cohen y Soto, que sería un estimador de γ_s , es positivo pero muy pequeño y no significativamente distinto de cero (véase la columna [5] en el cuadro 12). De la misma forma, la introducción de s en la ecuación de crecimiento de D&D (2000) resulta en un coeficiente positivo pero pequeño y no significativo, y reduce considerablemente la pre-

(15) La interpretación estructural del coeficiente de ΔS en la ecuación de crecimiento se ve dificultada por el hecho de que no se controla por la acumulación de capital físico (K). Si existe movilidad perfecta del capital físico entre países, de forma que K se ajusta de manera óptima e inmediata a los cambios en S (tal como implícitamente se asume en ecuaciones salariales estimadas con datos individuales), el coeficiente de ΔS en las ecuaciones [3]-[5] será también un estimador de $\rho/(1-\alpha_k)$ y puede por tanto compararse directamente con el coeficiente de S en las ecuaciones de estado estacionario.

cisión de las estimaciones del parámetro de efectos de nivel (α_s). Este patrón de resultados sugiere que la introducción simultánea del nivel de formación y de sus tasas de crecimiento en la ecuación a estimar genera serios problemas de multicolinealidad que hacen difícil separar los efectos de nivel y los de tasa¹⁶. Krueger y Lindhal (K&L, 2001), finalmente, también obtienen resultados adversos en este sentido. Estos autores encuentran que los efectos de tasa tienden a ser positivos y significativos en especificaciones estándar en las que se impone la igualdad de los parámetros entre países, pero que la relajación de este supuesto a menudo resulta en su pérdida de significatividad excepto para países con niveles educativos muy bajos.

Cuadro 12
COHEN Y SOTO (2001)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
<i>ln s_k</i>	0,46 (5,7)	0,41 (2,00)			
<i>S</i>	0,085 (4,0)	0,100 (2,06)			0,00078 (0,76)
ΔS			0,0845 (2,51)	0,028 (1,45)	0,0864 (2,56)
<i>urban</i>	0,011 (5,3)	0,010 (2,55)	-0,00019 (2,3)	-0,00015 (1,6)	-0,00024 (2,3)
<i>poor</i>			-0,0104 (2,80)	-0,0090 (2,31)	-0,0080 (1,60)
<i>R</i> ²	0,83	0,83	0,20	0,21	0,21
<i>datos educación:</i>	C&S	C&S	C&S	B&L 00	C&S
<i>notas</i>	OLS niveles	IV niveles	OLS tasas de crecim.	OLS tasas de crecim.	OLS tasas de crecim.

(16) Por otro lado, existen también especificaciones teóricas plausibles en las que los dos efectos resultan difíciles de identificar separadamente. En particular, la distinción entre efectos de tasa y de nivel tiende a diluirse cuando el modelo incorpora la difusión tecnológica. En este contexto, un incremento en el stock de capital humano resulta en una mayor tasa de progreso técnico, pero este efecto se extingue gradualmente al acercarse el país a la frontera tecnológica mundial y la tasa de crecimiento de la PTF se estabiliza. Como resultado, el efecto de tasa se convierte en un efecto de nivel a medio o largo plazo y si la convergencia al equilibrio tecnológico es suficientemente rápida, se hace muy difícil separar los dos efectos.

5. LA CALIDAD DE LA EDUCACIÓN

Todos los estudios que he resumido hasta el momento utilizan tasas de escolarización o años medios de educación como *proxies* para la inversión en capital humano o para el stock de este factor. Una limitación obvia de estos indicadores es que sólo miden la cantidad de educación que la población ha recibido. Pero puesto que trabajadores con el mismo número de años de formación pueden tener competencias muy diferentes en distintos países dependiendo entre otras cosas de la calidad de los sistemas educativos nacionales, idealmente nos gustaría complementar estos indicadores con alguna medida de calidad. En esta sección repasaré algunos estudios que han intentado hacer esto utilizando datos de gasto en educación y otros posibles determinantes de la calidad del sistema escolar, así como indicadores directos del nivel de competencias tales como los resultados de tests internacionales estandarizados de conocimientos.

Dessus (1999) sostiene que el impacto sobre la productividad de un año adicional de escolarización debería variar de un país a otro dependiendo de la calidad de su sistema educativo. Este autor utiliza datos quinquenales del período 1960-90 para una muestra de 83 países para estimar una variante del modelo de MRW (escrito en términos del stock de capital humano) con efectos fijos de país y una especificación de parámetros variables en la que el coeficiente de los años medios de escolarización (α_s) es una función de diversos indicadores (QS_i) de la calidad del sistema educativo,

$$\alpha_{Si} = \alpha_{So} + \eta QS_i. \quad (9)$$

Aunque los resultados del estudio no son del todo concluyentes, en general son consistentes con la hipótesis de que el coeficiente del capital

Cuadro 13
DESSUS (1999)

	[1]	[2]	[3]	[4]
q_o	-0,444 (5,45)	-0,439 (5,26)	-0,457 (5,31)	-0,459 (5,53)
$\ln s_k$	0,214 (4,62)	0,209 (4,43)	0,211 (3,84)	0,220 (4,49)
<i>param. de educ.:</i>				
α_{So}	-0,175 (1,57)	0,714 (3,05)	-0,133 (0,45)	-0,351 (0,05)
S_o	0,080 (2,96)			
$PT1$		-0,018 (2,76)		
$PT2$			0,013 (0,86)	
$SEDU$				0,111 (2,08)

- *Notas:* Estadísticos *t* entre paréntesis debajo de cada coeficiente. El número medio de años de formación se toma de Barro y Lee (1993) y el resto de indicadores educativos proviene de UNESCO. Los indicadores de calidad del sistema educativo se construyen como promedios durante el conjunto del período muestral y no presentan por tanto variación temporal alguna.

humano varía entre países y es sensible al nivel de gasto. Como se observa en el cuadro 13, el peso del gasto educativo en el PIB (*SEDU*) y el número medio de estudiantes por profesor en la educación primaria (*PT1*) son significativos y tienen el signo esperado cuando cada una de estas variables se incluye por separado en el modelo de parámetros variables, pero el número de estudiantes por profesor en la educación secundaria (*PT2*) tiene el signo "incorrecto" y no es significativo. Dessus también encuentra que el coeficiente del capital humano aumenta con el nivel medio de formación de la población adulta al comienzo del período muestral (S_o). Este resultado puede interpretarse como una indicación de la importancia de las externalidades intergeneracionales (los niños se benefician de tener padres bien educados a través del aprendizaje en el hogar y de una mayor motivación) y podría generar efectos umbral tal como sostienen Azariadis y Drazen (1990).

Algunos estudios han examinado la correlación entre el crecimiento y los resultados de tests estandarizados de competencias. Lee y Lee (1995) obtienen resultados sugerentes utilizando como proxy para el stock de capital humano las notas medias nacionales en exámenes de ciencias administrados por la International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA) en los primeros años setenta. Estos autores estiman una serie de sencillas regresiones de convergencia con datos de corte transversal para una muestra de diecisiete países desarrollados y en vías de desarrollo con los resultados que se muestran en el cuadro 14. Como es habitual, la variable dependiente es la tasa de crecimiento del PIB por trabajador (entre 1970 y 1985) y las variables explicativas incluyen el nivel inicial (no el logaritmo) del PIB por trabajador (Q_o) y uno o varios indicadores de capital humano. Es interesante observar que la correlación parcial entre los resultados de los tests (*SCORE*) y el crecimiento es positivo y significativo incluso cuando se controla por indicadores alternativos de capital humano como las tasas de escolarización primaria o secundaria (ENR_{prim} y ENR_{sec}) o el número medio de años de formación de la población adulta (S), y que todas estas variables pierden su significatividad cuando la variable *SCORE* se incluye en la ecuación. Barro (1998, 2000) confirma los resultados de Lee y Lee sobre la significatividad de los resultados de los tests pero encuentra que, en algunas aunque no en todas sus especificaciones, los años medios de escolarización mantienen su significatividad cuando se incluyen junto con la variable anterior en la ecuación de crecimiento.

Un estudio más completo y riguroso del mismo tema es el realizado por Hanushek y Kimko (2000). Estos autores construyen un indicador de la calidad de la fuerza laboral para una muestra de 31 países utilizando los resultados de distintos tests internacionales de conocimientos científicos y matemáticos¹⁷.

(17) Los autores utilizan los resultados de seis exámenes realizados entre 1965 y 1991 por dos organizaciones internacionales. Los países para los que existen datos directos de este tipo son Australia, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, China, Finlandia, Francia, Alemania Occidental, Hong Kong, Hungría, India, Irán, Irlanda, Israel, Italia, Japón, Jordania, Corea del Sur, Luxemburgo, Mozambique, Holanda, Nueva Zelanda, Nigeria, Noruega, Filipinas, Polonia, Portugal, Singapur, Swazilandia, Suecia, Suiza, Taiwan, Tailandia, Reino Unido, Estados Unidos y la Unión Soviética. Algunos de ellos se excluyen de la muestra debido a la ausencia de algunas variables relevantes para la estimación de la ecuación de crecimiento.

Este indicador se incluye en ecuaciones de crecimiento con resultados cualitativamente similares a los de Lee y Lee (1995). Hanushek y Kimko, además, llevan a cabo numerosos contrastes de robustez y proporcionan evidencia bastante convincente de que la correlación observada entre sus indicadores de calidad y el crecimiento refleja, al menos en parte, una relación de causalidad.

Cuadro 14
LEE Y LEE (1995)

	[1]	[2]	[3]
Q_o	-0,0016 (4,00)	-0,0019 (2,11)	-0,0009 (0,64)
$SCORE$	0,0018 (4,50)	0,0016 (2,29)	0,0027 (4,50)
ENR_{prim}		0,0008 (0,03)	
ENR_{sec}		0,0128 (0,40)	
S			-0,0042 (1,91)
R^2	0,572	0,507	0,640

Nota: estadísticos t debajo de cada coeficiente. S parece estar tomado de alguna versión de Barro y Lee, pero los autores no lo indican explícitamente.

Para aproximar la calidad media del stock de trabajadores (en vez de la de los estudiantes actualmente escolarizados), Hanushek y Kimko combinan los resultados de todos los tests disponibles para cada país en un único indicador que se construye como una media ponderada de los valores estandarizados de todos ellos. Con este fin se utilizan dos procedimientos de estandarización alternativos que generan dos indicadores diferentes (pero altamente correlacionados) de calidad de la fuerza laboral que los autores denominan $QL1$ y $QL2$. En el primer caso ($QL1$), el resultado promedio a nivel mundial para cada año (medido por el porcentaje de respuestas correctas) se normaliza a 50. Este procedimiento supone implícitamente que el nivel de conocimientos no varía con el tiempo. En el segundo caso, se permite que el nivel medio de competencias varíe a lo largo del tiempo reflejando el resultado promedio para los Estados Unidos en un conjunto diferente, aunque comparable, de exámenes nacionales. Finalmente, Hanushek y Kimko extienden su muestra (hasta un total de unos ochenta países) mediante la estimación de su indicador de calidad para una serie de países adicionales. Para ello se utiliza una ecuación auxiliar que se estima con la muestra original. Esta ecuación relaciona cada uno de sus indicadores de calidad con la tasa de escolarización primaria, el número medio de años de formación de la población adulta, el peso del gasto educativo en el PIB, la tasa de

crecimiento de la población, y variables ficticias regionales para Asia, América Latina y África¹⁸.

Los indicadores de calidad de la fuerza laboral se incluyen como variables explicativas en una serie de ecuaciones de crecimiento con datos de corte transversal en las que se controla por el nivel inicial de renta per cápita, Q_o , (medida en niveles y no en logaritmos) y por el nivel medio de formación de la población adulta (S) utilizando las series de Barro y Lee (1993). Como se observa en el cuadro 15, los indicadores de calidad educativa presentan el signo positivo esperado, son altamente significativos, y tienden a expulsar a otros indicadores de capital humano, incluyendo el número medio de años de escolarización, que sólo resulta significativo cuando la variable de calidad se omite. Estos resultados se cumplen para ambos indicadores de calidad tanto en la muestra original como en la extendida (ecuaciones [2] y [3] por un lado y [5] y [6] por el otro), y son robustos a la inclusión de una variable ficticia para los países del Este Asiático [4], que podrían en principio generar una correlación espúrea entre crecimiento y los resultados de los tests debido a su excelente comportamiento en términos de ambas variables. Los indicadores de calidad de Hanushek y Kimko, además, parecen ser mejores medidas de la calidad de la educación que el número de estudiantes por profesor a nivel primario o secundario ($PT1$ y $PT2$) o que el peso del gasto educativo en el PIB ($SEDU$). De hecho, ninguna de estas variables resulta significativa en la ecuación de crecimiento, incluso cuando no se controla por los resultados de los exámenes. Finalmente, los autores también indican que sus resultados no son sensibles, cualitativa o cuantitativamente, a la inclusión de regresores adicionales como el peso del consumo público en el PIB, la tasa de inversión, un indicador de apertura al comercio internacional o indicadores de estabilidad política.

Hanushek y Kimko ofrecen evidencia bastante convincente de que sus resultados no se deben, al menos en términos cualitativos, a un problema de causalidad inversa o a un sesgo de variables omitidas y pueden, por tanto, interpretarse como evidencia de una relación de causalidad entre la calidad de la educación y el crecimiento. Esta conclusión se basa en dos resultados independientes. El primero de ellos es que distintas medidas de los consumos intermedios del sistema educativo no parecen estar positivamente correlacionadas con los resultados académicos. Es posible, sostienen los autores, que el crecimiento pueda afectar a la calidad del sistema educativo a través de un mayor gasto, lo que podría generar un sesgo al alza de los coeficientes de su variable de capital humano en las regresiones de crecimiento. Pero puesto que el gasto no parece tener un efecto apreciable sobre la calidad, un eslabón importante de la cadena se rompe y no parece probable que los resultados reflejen un sesgo de causalidad inversa.

(18) La contribución estimada de estas variables a la calidad de la mano de obra es positiva y significativa en los casos de la tasa de escolarización primaria y el nivel medio de formación, negativo y significativo en el de la tasa de crecimiento de la población, y positivo pero no significativo en el del gasto educativo.

Cuadro 15
HANUSHEK Y KIMKO (2000)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
<i>Qo</i>	-0,609 (3,27)	-0,472 (4,92)	-0,460 (4,47)	-0,270 (3,14)	-0,382 (4,72)	-0,370 (4,40)	-0,393 (4,14)	-0,368 (3,87)
<i>S</i>	0,548 (2,62)	0,103 (0,82)	0,100 (0,68)	0,085 (0,75)	0,127 (1,43)	0,120 (1,25)	0,070 (0,67)	0,065 (0,56)
<i>QL1</i>		0,134 (5,83)		0,091 (3,96)	0,108 (5,14)		0,112 (5,60)	
<i>QL2</i>			0,104 (6,93)			0,094 (5,88)		0,100 (6,67)
<i>PT1</i>							0,001 (0,04)	0,006 (0,25)
<i>PT2</i>							-0,038 (0,86)	-0,038 (0,84)
<i>SEDU</i>							7,388 (0,46)	3,968 (0,26)
<i>R²</i>	0,33	0,73	0,68	0,40	0,41	0,41	0,42	0,42
<i>N</i>	31	31	31	25	78	80	76	78

Notas:

- Estadísticos *t* debajo de cada coeficiente. *N* es el número de observaciones (países).
- La variable dependiente es la tasa media anual de crecimiento del PIB real per cápita entre 1960 y 1990.
- La renta per cápita inicial aparece en niveles en vez de en logaritmos como es habitual. *S* es el número medio de años de escolarización, tomado de Barro y Lee (utilizando una actualización de 1994 de su trabajo de 1993); el indicador que se incluye en la ecuación es el promedio de las observaciones correspondientes a cada país entre 1960 y 1985.
- En la ecuación [4] se excluye a Hong-Kong, Corea, Singapur, Taiwan, Japón y Tailandia.
- *PT1* y *PT2* indican el número de alumnos por profesor en primaria y secundaria y *SEDU* el gasto en educación, expresado como fracción del PIB.

El segundo argumento se basa en la estimación de ecuaciones mincerianas de salarios para una muestra de inmigrantes a los Estados Unidos. Hanushek y Kimko encuentran que la calidad del sistema educativo del país de origen entra en la ecuación con un coeficiente positivo y significativo (tras controlar en la forma habitual por el número de años de formación y por la experiencia), pero sólo en el caso de aquellos trabajadores que emigraron tras completar su escolarización en su país de nacimiento, y no para aquéllos que finalizaron sus estudios en los Estados Unidos. Los autores interpretan este resultado como una indicación de que sus indicadores de calidad educativa son algo más que una proxy para características relevantes de cada país que se omiten en la ecuación de crecimiento, o para factores culturales o familiares que podrían persistir tras la emigración. También observan, sin embargo, que las estimacio-

nes microeconómicas obtenidas con datos de inmigrantes parecen implicar efectos de productividad mucho menores que sus resultados macroeconómicos, y que esto sugiere que este último conjunto de estimaciones podría estar capturando algo más que los efectos directos de la calidad educativa sobre la productividad.

6. CONCLUSIÓN

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.

La evidencia empírica, sin embargo, no siempre ha sido consistente con los nuevos modelos teóricos. En el caso del capital humano, en particular, hemos visto que mientras que en los primeros trabajos realizados sobre el tema se obtuvieron resultados generalmente muy positivos, las conclusiones de un segundo grupo de estudios 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. 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 el segundo grupo de trabajos 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, especialmente porque éstos son generalmente mayores en la dimensión temporal que en la transversal pues tienden a cancelarse cuando se promedia sobre períodos largos. Esto sugiere que una posible explicación de los resultados adversos obtenidos en algunos de los trabajos que he repasado tiene que ver con la mala calidad de los datos de capital humano que se han utilizado en la literatura de crecimiento.

La evidencia más reciente parece ser consistente con esta hipótesis. Distintos autores han constatado que las series de escolarización más

usadas en estudios anteriores son de muy dudosa fiabilidad debido a diversas inconsistencias de los datos primarios utilizados para construirlas. La existencia de errores de medición genera un sesgo a la baja en la estimación de los coeficientes del capital humano suficientemente grande como para explicar estos resultados. Los estudios que utilizan bases de datos mejoradas o emplean técnicas estadísticas para corregir el sesgo de atenuación concluyen que la inversión en educación tiene un efecto sustancial sobre el crecimiento de la productividad.

La mayor parte de los estudios que he repasado se han centrado en la medición de la contribución de aumentos en la *cantidad* de educación al crecimiento de la productividad. Algunos trabajos recientes, sin embargo, sugieren que la calidad de la educación podría ser al menos tan importante como su cantidad, si no más. Estos estudios incluyen los resultados medios nacionales en exámenes estandarizados internacionalmente como variables explicativas en ecuaciones de crecimiento y encuentran efectos positivos significativos y muy importantes sobre la productividad.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Azariadis, C. y Drazen, A. (1990): "Threshold Externalities in Economic Development", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, n° 2, mayo, pp. 501-526.
- Barro, R. (1991): "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 56, n° 2, pp. 407-443.
- Barro, R. (1997): *Determinants of economic growth: a cross-country empirical study*, Lionel Robbins Lectures, MIT Press, Cambridge.
- Barro, R. (1998): *Human capital and growth in cross-country regressions*, Mimeo, Harvard University.
- Barro, R. (2000): *Education and economic growth*, Mimeo, Harvard University.
- Barro, R. y Lee, J. W. (1994): "Sources of Economic Growth", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 40, pp. 1-46.
- Barro, R. y Sala i Martin, X. (1995): *Economic growth*, McGraw-Hill, Nueva York.
- Barro, R. y Lee, J. W. (1993): "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, n° 3, diciembre, pp. 363-394.
- Barro, R. y Lee, J. W. (1996): "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality", *American Economic Review*, vol. 86, n° 2, mayo, pp. 218-223.

- Barro, R. y Lee, J. W. (2000): "International data on educational attainment, updates and implications", NBER Working Paper n° 7911 (<http://www.nber.org/papers/w7911>).
- Bassanini, A. y Scarpetta, S. (2001): "Does human capital matter for growth in OECD countries? Evidence from pooled mean-group estimates", OECD Economics Department Working Paper n° 282.
- Baumol, W.; Batey Blackman, S. A. y Wolf, E. (1989): *Productivity and American Leadership: the Long View*, MIT Press, Cambridge.
- Benhabib, J. y Spiegel, M. (1994): "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data", *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, n° 2, octubre, pp. 143-173.
- Bils, M. y Klenow, P. (2000): "Does schooling cause growth?", *American Economic Review*, vol. 90, n° 5, diciembre, pp. 1160-1183.
- Caselli, F.; Esquivel, G. y Lefort, F. (1996): "Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n° 3, pp. 363-389.
- Coe, D. y Helpman, E. (1995): "International R&D spillovers", *European Economic Review*, vol. 39, n° 5, mayo, pp. 859-887.
- Cohen, D. y Soto, M. (2001): "Growth and human capital: good data, good results", CEPR Discussion Paper n° 3025.
- de la Fuente, A. (2003a): "Convergence equations and income dynamics: The sources of OECD Convergence, 1970-95", *Economica*, vol. 70, n° 280, pp. 655-671.
- de la Fuente, A. (2003b): "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 Doménech, R. (2000): "Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?", OECD Economics Department Working Paper n° 262, París.
- de la Fuente, A. y Doménech, R. (2001a): "Educational attainment in the OECD, 1960-90", CEPR Discussion Paper n° 3390.
- de la Fuente, A. y Doménech, R. (2001b): "Schooling data, technological diffusion and the neoclassical model", *American Economic Review*, vol. 91, n° 2, mayo, pp. 323-327.
- de la Fuente, A. y Doménech, R. (2002): "Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make? An update and further results", CEPR Discussion Paper n° 3587.
- De Long, J. y Summers, L. (1991): "Equipment investment and economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n° 2, mayo, pp. 445-502.

- Dessus, S. (1999): *Human capital and growth: the recovered role of educational systems*, Mimeo, World Bank.
- Engelbrecht, H. J. (1997): "International R&D spillovers, human capital and productivity in the OECD economies: an empirical investigation", *European Economic Review*, vol. 41, n° 8, agosto, pp. 1479-1488.
- Hamilton, J. y Monteagudo, J. (1998): "The augmented Solow model and the productivity slowdown", *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, n° 3, octubre, pp. 495-509.
- Hanushek, E. y Kimko, D. (2000): "Schooling, labor-force quality and the growth of nations", *American Economic Review*, vol. 90, n° 5, diciembre, pp. 1184-1208.
- Harmon, C.; Walker, I. y Westergaard-Nielsen, N. (2001): "Introduction", en Harmon, C.; Walker, I. y Westergaard-Nielsen, N. (eds.), *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*, vol. 110, n° 4, pp. 1127-1170.
- Jones, C. (1996): *Human capital, ideas and economic growth*, Mimeo, Stanford University.
- Knight, M.; Loayza, N. y Villanueva, D. (1993): "Testing the neoclassical theory of economic growth: A panel data approach", *IMF Staff Papers*, vol. 40, n°3, pp. 512-541.
- Krueger, A. y Lindahl, M. (2001): "Education for growth: why and for whom?", *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n° 4, diciembre, pp. 1101-1136.
- Kyriacou, G. (1991): *Level and Growth Effects of Human Capital, A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis*, Mimeo, New York University.
- Landau, D. (1983): "Government Expenditure and Economic Growth: a Cross-Country Study", *Southern Economic Journal*, vol. 49, n° 3, enero, pp. 783-792.
- Landau, D. (1986): "Government and Economic Growth in the Less Developed Countries: an Empirical Study for 1960-80", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 35, octubre, pp. 35-75.
- Lee, D. W. y Lee, T. H. (1995): "Human capital and economic growth. Tests based on the international evaluation of educational achievement", *Economics Letters*, vol. 47, pp. 219-225.
- Lichtenberg, F. (1992): "R&D investment and international productivity differences", en Siebert, H. (ed.), *Economic growth in the world economy, Symposium 1992*, Reprinted as NBER Reprint n° 1813.

- Lucas, R. (1988): "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, n° 1, julio, pp. 3-42.
- Mankiw, G.; Romer, D. y Weil, D. (1992): "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n° 2, pp. 407-437.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, experience and earnings*, Columbia University Press, Nueva York.
- Nelson, R. y Phelps, E. (1966): "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth", *American Economic Review*, vol. 56, n° 2, mayo, pp. 69-82.
- Nehru, V.; Swanson, E. y Dubey, A. (1995): "A New Database on Human Capital Stocks in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology and Results", *Journal of Development Economics*, vol. 46, n° 2, abril, pp. 379-401.
- Nonneman, W. y Vanhoudt, P. (1996): "A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic growth for OECD countries", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, n° 3, agosto, pp. 943-953.
- OCDE (2001): *The new economy: beyond the hype. The OECD growth project*, París.
- Pritchett, L. (1999): "Where has all the education gone?", Mimeo, World Bank.
- Pritchett, L. (2004): "Does learning to add up add up? The returns to schooling in aggregate data", BREAD Working Paper n° 053, Harvard University.
- Psacharopoulos, G. (1994): "Returns to investment in education: a global update", *World Development*, vol. 22, n° 9, pp. 1325-1343.
- Romer, P. (1989): "Human Capital and Growth: Theory and Evidence", NBER Working Paper n° 3173, Cambridge.
- Sachs, J. y Warner, A. (1997): "Fundamental sources of long-run growth", *American Economic Review*, vol. 87, n° 2, mayo, pp. 184-188.
- Summers, R. y Heston, A. (1991): "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 56, n° 2, mayo, pp. 327-368.
- Temple, J. (1998a): "Robustness tests of the augmented Solow model", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 13, n° 4, pp. 361-375.
- Temple, J. (1998b): "Equipment investment and the Solow model", *Oxford Economic Papers*, vol. 50, n° 1, pp. 39-62.
- Temple, J. (1999): "A positive effect of human capital on growth", *Economics Letters*, vol. 65, n° 1, octubre, pp. 131-134.

Temple, J. (2001a): "Growth effects of education and social capital in the OECD", *OECD Economic Studies*, vol. 33, nº 2, pp. 57-101.

Temple, J. (2001b): "Generalizations that aren't? evidence on education and growth", *European Economic Review*, vol. 45, nº 4-6, mayo, pp. 905-918.

Vasudeva Murthy, N. R. y Chien, I. S. (1997): "The empirics of economic growth for OECD countries: some new findings", *Economics Letters*, vol. 55, nº 3, septiembre, pp. 425-429.

ABSTRACT

This paper surveys empirical literature analyzing the relationship between investment in education and economic growth. After sketching the theoretical framework that has guided most work on the subject, I review the empirical specifications commonly used in the literature and some of the econometric problems that arise in their estimation. Finally, I summarize the results of the main papers in the area.

Key words: education, human capital, economic growth.