

ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN MRW PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA, 1910-1995

SIMÓN SOSVILLA-RIVERO

FEDEA y Universidad Complutense de Madrid

JAVIER ALONSO MESEGUER

Instituto de Estudios Fiscales

Al estimar una función de producción para la economía española durante el período 1910-1995 sólo detectamos para 1965-1995 la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre el nivel de producción, el trabajo empleado, el stock de capital físico y el stock de capital humano, siendo todos los coeficientes positivos y estadísticamente significativos.

Palabras clave: Crecimiento económico, capital humano, cointegración.

(JEL O40, O47, C22)

1. Introducción

Aunque desde el punto de vista teórico la educación ha sido tradicionalmente identificada como un factor determinante del crecimiento económico, existe cierta controversia en torno a los efectos del *stock* de capital humano sobre el nivel de producción y el crecimiento económico.

En efecto, los resultados y conclusiones de la evidencia empírica en esta área de investigación son muy dispares y nada concluyentes, donde el coeficiente estimado para el capital humano unas veces es estadísticamente significativo y otras no, con signos positivos y negativos según

Los autores agradecen los comentarios y las sugerencias de dos evaluadores anónimos, de Juan Francisco Jimeno y de Samuel Bentolila, así como la valiosa ayuda de Irene Ollóqui al realizar los contrastes de cambio estructural. Asimismo, agradecen la financiación recibida del Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2002-01892). Las opiniones contenidas en este trabajo reflejan exclusivamente las de sus autores y no necesariamente las de la institución a la que pertenecen. Una versión más amplia de este trabajo puede encontrarse en <ftp://prinfed.fedea.es/pub/eee/eee197.pdf>.

la base de datos utilizada. Asimismo, existe una fuerte divergencia entre los resultados obtenidos a nivel microeconómico y los derivados de relaciones macroeconómicas.

Estos resultados tan dispares pueden ser debidos a diversos motivos. Por una parte, las técnicas econométricas utilizadas pueden no haber sido las más adecuadas para las bases de datos disponibles en cada caso. En este sentido, Solow (1994) muestra sus reservas a la hora de valorar la evidencia empírica suministrada por las regresiones de datos de sección cruzada, señalando que es posible que dichas estimaciones estén sesgadas por las variables omitidas, o que se produzcan problemas de causación inversa (Freire-Serén, 2001). El análisis de series temporales ofrece un método alternativo de estimación del efecto del capital humano sobre el crecimiento, pudiéndose utilizar dicho análisis para examinar la evolución a largo plazo de los niveles de las series de las variables determinantes del crecimiento económico, contrastando la posibilidad de que estén ancladas mediante relaciones de equilibrio procedentes de las funciones de producción subyacentes en los modelos teóricos propuestos por la literatura.

Por otra parte, los períodos analizados en la literatura empírica pueden no haber sido lo suficientemente amplios para registrar correctamente los efectos del capital humano sobre el crecimiento, dado que éste ejerce su influencia sobre todo en el largo plazo, mientras que si la muestra es relativamente corta a lo más que se puede aspirar es a recoger fluctuaciones de corto plazo.

Este trabajo contribuye a esta discusión sobre la importancia del capital humano presentando una estimación de una función de producción agregada como la propuesta por Mankiw, Romer y Weil (1992) (MRW, en adelante) para la economía española. Para ello, aplicamos técnicas recientes de cointegración a datos correspondientes al período 1910-1995, que muestran cómo la elección del período muestral puede ser uno de los factores que expliquen la disparidad de resultados y, en particular, la pérdida de significatividad del capital humano como factor productivo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se ofrece el marco teórico que se sirve de base al estudio y se expone brevemente la metodología econométrica empleada. En la Sección 3 se presentan los datos utilizados, mientras que en la Sección 4 se muestran los re-

sultados empíricos. Por último, la Sección 5 recoge una serie de consideraciones finales.

2. Marco teórico y metodología econométrica

Siguiendo a MRW, y en consonancia con la amplia literatura empírica en esta área, partimos del modelo de Solow ampliado con capital humano, que especifica la siguiente función de producción Cobb-Douglas:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta L_t^\gamma \quad [1]$$

donde Y , K , H y L representan, respectivamente, nivel de producción, capital físico, capital humano y trabajo, mientras que $A_t = A_0 e^{gt}$ constituye un índice del nivel de la tecnología o productividad total de los factores, que varía con el tiempo (siendo t una tendencia determinística). Tomando logaritmos, la función de producción [1] se convierte en

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \alpha k_t + \beta h_t + \gamma l_t \quad [2]$$

donde $y = \ln(Y)$, $\delta_0 = \ln(A_0)$, $k = \ln(K)$, $h = \ln(H)$ y $l = \ln(L)$, y donde $\alpha + \beta + \gamma$ indicaría el grado de rendimientos de escala de los factores productivos.

La ecuación [2] postula una relación tecnológica de largo plazo entre el nivel de producción, el *stock* de capital físico, el *stock* de capital humano y el trabajo empleado. Dicha relación puede estimarse a partir de series temporales suficientemente largas por medio de técnicas econométricas de cointegración. En este trabajo utilizaremos el procedimiento de contraste con bandas, propuesto por Pesaran y Shin (1991) y Pesaran, Shin y Smith (2001). Dicho procedimiento presenta al menos tres ventajas importantes frente a los dos enfoques alternativos habitualmente empleados en la literatura empírica: el procedimiento uniecuacional de Engle y Granger y el método de Johansen basado en un sistema de ecuaciones. En primer lugar, ambos enfoques requieren que las variables objeto de estudio sean integradas de orden 1, lo que inevitablemente conlleva un proceso previo de contrastes sobre el orden de integrabilidad de las series que puede introducir un cierto grado de incertidumbre en el análisis de las relaciones a largo plazo. Sin embargo, el procedimiento de contraste con bandas permite el estudio de relaciones a largo plazo entre variables, independientemente de que éstas sean integradas de orden 0 [$I(0)$], de orden 1 [$I(1)$] o mutuamente cointegradas. Ello evita algunas de las dificultades habituales a las que se enfrenta el análisis empírico de las series temporales,

tales como la falta de potencia de los contrastes de raíces unitarias y las dudas sobre el orden de integrabilidad de las variables examinadas. En segundo lugar, este procedimiento de contraste con bandas permite distinguir entre la variable dependiente y las variables explicativas, por lo que posee una evidente ventaja frente al método propuesto por Engle y Granger, al tiempo que, al igual que el enfoque de Johansen, hace posible la estimación simultánea de los componentes de corto y largo plazo, eliminando los problemas asociados con variables omitidas y la presencia de autocorrelación. Por último, mientras que los resultados de la estimación obtenidos por los métodos de Engle y Granger o de Johansen no son robustos en muestras pequeñas, Pesaran y Shin (1991) demuestran que los parámetros de corto plazo estimados por su procedimiento son \sqrt{T} -consistentes y que los parámetros de largo plazo son super-consistentes en muestras pequeñas.

En nuestro caso particular, dado que la ecuación [2] sugiere la existencia de una relación tecnológica de largo plazo entre y , k , h y l , la aplicación del procedimiento propuesto se basa en la estimación de los siguientes modelos de corrección del error no restringidos, en los que se considera sucesivamente cada una de estas variables como variable dependiente:

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta k_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta h_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i} \Delta l_{t-i} \\ & + a_5 t + a_6 y_{t-1} + a_7 k_{t-1} + a_8 h_{t-1} + a_9 l_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad [3]$$

donde x_t es y_t , l_t , k_t o h_t y Δ representa el operador de primeras diferencias. Para determinar la existencia de la relación de largo plazo entre las variables, Pesaran, Shin y Smith (2001) proponen dos contrastes alternativos. Por una parte, un estadístico F que contrasta la significación conjunta del primer retardo de las variables en niveles empleadas en el análisis (y_{t-1} , l_{t-1} , k_{t-1} , h_{t-1}). Por otra parte, un estadístico t que contrasta la significatividad individual de la variable dependiente en niveles retardada (x_{t-1}).

Para contrastar la hipótesis nula de no existencia de una relación de largo plazo con el nivel de producción como variable dependiente ($x_t = y_t$), se utilizan varios estadísticos F que representamos como $F(y|k, h, l)$. De forma similar, se definen los estadísticos $F(k|y, h, l)$, $F(h|y, k, l)$ y $F(l|y, k, h)$ para los casos en los que la variable dependiente es el *stock* de capital físico, el *stock* de capital humano y el

trabajo empleado (ecuación [3] con $x_t = l_1, k_1$ y h_t , respectivamente). Adicionalmente, se pueden utilizar estadísticos t para contrastar la hipótesis nula $a_6 = 0$ en el modelo de corrección del error no restringido utilizando el nivel de producción como variable dependiente ($x_t = y_t$ en [3]) con y sin tendencia determinística respectivamente. Estadísticos similares se calculan para los casos en los que la variable dependiente sea el *stock* de capital físico, el *stock* de capital humano y el trabajo empleado (ecuación [3] con $x_t = l_1, k_1$ y h_t , respectivamente).

Pesaran, Shin y Smith (2001) proporcionan un conjunto de valores críticos suponiendo, en primer lugar, que las variables objeto de estudio son I(1) y, en segundo lugar, que dichas variables son I(0). Estos autores proponen un procedimiento de contraste con bandas, de tal forma que si el estadístico F o el estadístico t se encuentran fuera de la banda de valores críticos, se puede extraer una conclusión acerca de la existencia o no de una relación a largo plazo entre las variables en niveles sin necesidad de conocer previamente el orden de integración de las series examinadas. Sin embargo, si los mencionados estadísticos se encuentran dentro de las bandas de valores críticos establecidos, no se puede extraer ninguna conclusión sin antes analizar el orden de integración de las series utilizadas.

En particular, si el análisis empírico muestra que los valores estimados para los estadísticos $F(y|k, h, l)$ y $t(y|k, h, l)$ son mayores que la banda superior de valores críticos, mientras que los valores estimados para los estadísticos $F(k|y, h, l)$, $F(h|y, k, l)$, $F(l|y, k, h)$, $t(y|k, h, l)$, $t(k|y, h, l)$ y $t(l|y, k, l)$ son menores que la banda inferior de valores críticos, ello sugeriría la existencia de una relación única de largo plazo en la que el nivel de producción sería la variable dependiente y el *stock* de capital físico, el *stock* de capital humano y el trabajo empleado constituirían variables independientes.

3. Los datos

Para resolver el problema derivado de la utilización de periodos muestrales reducidos observado en otros trabajos empíricos, hemos intentado ampliar al máximo la disponibilidad de observaciones, consiguiendo series homogéneas anuales que cubren el periodo 1910-1995.

Aunque son bien conocidas las dificultades con que se encuentran las series de datos de muy largo plazo, recientemente se ha hecho un esfuerzo considerable, desde el punto de vista de la historia económica,

para afinar en las estimaciones de los principales agregados macroeconómicos históricos.

En nuestro estudio utilizaremos el *stock* de capital productivo realizado por Cubel y Palafox (2002). Estos autores construyen la serie mediante la técnica habitual de inventario permanente. Dicha técnica adopta la acumulación de activos a lo largo del tiempo en función de su tiempo de utilización, siendo el método habitualmente utilizado en la mayoría de países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico.

Como nivel de actividad, hemos empleado el PIB a coste de factores que ofrece Prados de la Escosura (2003). Este autor combina el acervo cuantitativo proporcionado por la labor de historiadores económicos españoles durante el último cuarto de siglo con una revisión de las series disponibles de la Contabilidad Nacional utilizando un procedimiento de enlace alternativo al comúnmente empleado en la literatura, con objeto de mitigar el sesgo al alza que suelen presentar las series históricas cuando se reescalan los niveles de PIB retrospectivamente a partir de las series expresadas en el año base más reciente. Dicho procedimiento se aplica para obtener las nuevas series del PIB y de sus componentes del gasto y del producto, que después se ajustan a fin de mantener la congruencia aditiva (es decir, la diferencia entre el valor alcanzado directamente para el PIB y la suma de los valores obtenidos para cada componente se distribuye entre los componentes del PIB en proporción a su contribución relativa).

Tanto la serie de *stock* de capital productivo como la del PIB a coste de factores están expresadas en pesetas constantes de 1990.

Respecto al capital humano, aunque desde el punto de vista teórico constituye un factor clave en la explicación del crecimiento de largo plazo, empíricamente se han encontrado dificultades a la hora de aportar evidencia que respalde dicha relación. En este sentido, una de las explicaciones corrientemente aceptada para explicar este hecho señala que el indicador utilizado no mide correctamente el capital humano. Por ello algunos investigadores como Psacharopoulos y Arriagada (1986) y Barro y Lee (2000) y Barro y Lee (1993) han combinado distintas informaciones sobre el sistema educativo para inferir el nivel de estudios alcanzado por la población, como indicador más fiable de capital humano. A medida que se perfeccionaba la tecnología de la inferencia,

mejoraban los resultados del indicador como muestran De la Fuente y Domenech (2002).

Alonso-Meseguer y Sosvilla-Rivero (2004) han estimado el nivel de estudios alcanzado por la población española mediante una metodología que, a nuestro entender, mejora las anteriores expuestas. A partir de la información ofrecida por la EPA de 1977 (primer año del que se dispone de microdatos), reconstruyen el número de años cursados por la población española desde 1910. Esta metodología es superior a las citadas anteriormente, porque no precisa de información para la inferencia del nivel educativo, dado que la EPA pregunta expresamente el nivel educativo que el encuestado ha alcanzado efectivamente.

Por último, y ante la ausencia de una serie suficientemente larga de empleo, utilizamos la fuerza de trabajo como variable aproximativa, combinando la información estadística suministrada por Hoyo y García (1988) y las EPAs de varios años.

4. Resultados empíricos

Aunque la metodología econométrica utilizada permite la estimación de una relación a largo plazo sin conocer con certeza si los regresores son variables $I(0)$ ó $I(1)$, necesitamos asegurarnos de que la variable dependiente es $I(1)$ y que ninguna variable utilizada en el análisis es $I(d)$, con $d \geq 2$. Para ello, se utilizó una combinación de contrastes de estacionariedad, no ofrecidos aquí, pero disponibles en Sosvilla-Rivero y Alonso-Meseguer (2004), que sugieren que todas las series son $I(1)$.

Para realizar los contrastes de cointegración con bandas propuestos por Pesaran, Shin y Smith (2001) es crucial elegir adecuadamente la longitud de desfases p en la expresión [3], así como determinar si se incluye o no una tendencia temporal. Estimamos la ecuación [3] para las cuatro variables dependientes $(y_t, l_1, k_1 y h_t)$ por mínimos cuadrados ordinarios con y sin tendencia temporal, para $p = 1, 2, \dots, 5$. Tanto el criterio de Akaike como el criterio de información bayesiano de Schwarz (SBC) coinciden al seleccionar $p = 2$, independientemente de que se incluya o no una tendencia determinística, excepto para el caso en el que el stock de capital humano aparece como variable dependiente, para el que se selecciona un $p = 3$ (véase Sosvilla-Rivero y Alonso-Meseguer (2004)).

Los Paneles A a D del Cuadro 1 presenta los valores obtenidos para los estadísticos F y t para contrastar, durante el período 1912-1995,

la existencia de una relación de largo plazo en niveles como la postulada en la expresión [2] bajo diferentes escenarios. Estos valores se comparan con los valores críticos ofrecidos para cada caso en Pesaran, Shin y Smith (2001). Como se observa en el Panel A del Cuadro 1, los valores estimados para los estadísticos $F_{IV}(y|k, h, l)$, $F_V(y|k, h, l)$ y $F_{III}(y|k, h, l)$ se sitúan por encima del límite superior, lo que nos lleva a rechazar la hipótesis nula de la inexistencia de la relación a largo plazo con el nivel de producto como variable dependiente, tal y como postula la ecuación [2]. Por su parte, los valores estimados para el resto de estadísticos $F_{IV}(k|y, h, l)$, $F_V(k|y, h, l)$, $F_{III}(k|y, h, l)$, $F_{IV}(h|y, k, l)$, $F_V(h|y, k, l)$, $F_{III}(h|y, k, l)$, $F_{IV}(l|y, k, h)$, $F_V(l|y, k, h)$ y $F_{III}(l|y, k, h)$ son menores que el límite inferior, por lo que no podemos rechazar las correspondientes hipótesis nulas de no existencia de relaciones de largo plazo.

Respecto a los estadísticos t , se rechaza también la hipótesis nula de la inexistencia de la relación a largo plazo con el nivel de producto como variable dependiente (Panel A del Cuadro 1), mientras que no se rechaza dicha hipótesis cuando tomamos como variable dependiente el stock de capital físico, el stock de capital humano y el trabajo empleado (Paneles B, C y D del Cuadro 1, respectivamente)

Así pues, los resultados obtenidos, tomados conjuntamente, sugieren la existencia de una única relación de largo plazo en la que y sería la variable dependiente, mientras que k , h y l serían las variables independientes.

Cabe señalar, no obstante que la tendencia determinística nunca resultó estadísticamente significativa, por lo que se prescindió de dicho término. Los resultados de estimar el modelo de corrección del error no restringido sin tendencia utilizando el nivel de producción como variable dependiente, tal y como sugiere la función de producción, se ofrecen en el Panel A del Cuadro 2 para el período 1912-1995. Como puede observarse, los coeficientes de largo plazo (asociados a las variables en niveles desplazadas) presentan el signo esperado y son todos significativos, excepto el correspondiente al nivel desfasado de la variable stock de capital humano. Respecto a las variables en diferencia logarítmica, se detectan efectos adicionales positivos y significativos en la dinámica de corto plazo de todas las variables explicativas sobre la tasa de crecimiento real, así como de dicha variable desfasada un pe-

CUADRO 1
Estadísticos para el contraste de relación en niveles en el largo
plazo

<i>A) Nivel de producción como variable dependiente (1912-1995)</i> <i>($x_t = y_t$ en ecuación 3)</i>					
<i>Con tendencia determinística</i>			<i>Sin tendencia determinística</i>		
<i>p</i>	<i>F_{IV}(y k, h, l)</i>	<i>F_V(y k, h, l)</i>	<i>t_V(y k, h, l)</i>	<i>F_{III}(y k, h, l)</i>	<i>t_{III}(y k, h, l)</i>
2	4.89 ^a	6.81 ^a	-3.98 ^a	4.94 ^a	-3.85 ^a
<i>B) Stock de capital físico como variable dependiente (1912-1995)</i> <i>($x_t = k_t$ en ecuación 3)</i>					
<i>Con tendencia determinística</i>			<i>Sin tendencia determinística</i>		
<i>p</i>	<i>F_{IV}(k y, h, l)</i>	<i>F_V(k y, h, l)</i>	<i>t_V(k y, h, l)</i>	<i>F_{III}(k y, h, l)</i>	<i>t_{III}(k y, h, l)</i>
2	2.95 ^b	3.28 ^b	-2.81 ^b	2.73 ^b	-1.80 ^b
<i>C) Stock de capital humano como variable dependiente (1912-1995)</i> <i>($x_t = h_t$ en ecuación 3)</i>					
<i>Con tendencia determinística</i>			<i>Sin tendencia determinística</i>		
<i>p</i>	<i>F_{IV}(h y, k, l)</i>	<i>F_V(h y, k, l)</i>	<i>t_V(h y, k, l)</i>	<i>F_{III}(h y, k, l)</i>	<i>t_{III}(h y, k, l)</i>
3	2.94 ^b	2.78 ^b	-3.31 ^b	2.76 ^b	-2.43 ^b
<i>D) Trabajo empleado como variable dependiente (1912-1995)</i> <i>($x_t = h_t$ en ecuación 3)</i>					
<i>Con tendencia determinística</i>			<i>Sin tendencia determinística</i>		
<i>p</i>	<i>F_{IV}(l y, k, h)</i>	<i>F_V(l y, k, h)</i>	<i>t_V(l y, k, h)</i>	<i>F_{III}(l y, k, h)</i>	<i>t_{III}(l y, k, h)</i>
2	1.15 ^b	2.54 ^b	-2.29 ^b	2.29 ^b	-2.17 ^b
<i>E) Nivel de producción como variable dependiente</i> <i>($x_t = h_t$ en ecuación 3)</i>					
<i>1912-1964</i>			<i>1965-1995</i>		
<i>p</i>	<i>F_{III}(y k, h, l)</i>	<i>t_{III}(y k, h, l)</i>	<i>F_{III}(y k, h, l)</i>	<i>t_{III}(y k, h, l)</i>	
2	3.64 ^b	-2.82 ^b	-4.15 ^a	-3.84 ^a	

Nota: $F_{IV}(y|k, h, l)$ es el estadístico F para contrastar $a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = 0$ en el modelo de corrección del error no restringido con el nivel de producción como variable dependiente ($x_t = y_t$ en ecuación 3). $F_V(y|k, h, l)$ y $F_{III}(y|k, h, l)$ son, respectivamente, los estadísticos F para contrastar $a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = 0$ y $a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = 0$ (imponiendo que $a_5 = 0$) en dicho modelo de corrección del error no restringido. Por su parte, $t_V(y|k, h, l)$ y $t_{III}(y|k, h, l)$ son los estadísticos t para contrastar $a_6 = 0$ en el modelo de corrección del error no restringido con el nivel de producción como variable dependiente ($x_t = y_t$ en ecuación 3) con y sin tendencia determinística respectivamente. De forma análoga, se define el resto de contrastes cuando la variable dependiente en (3) es k_t , h_t y l_t . Los valores críticos de los estadísticos F_{IV} , F_V y F_{III} para un nivel de significatividad del 5% y para tres variables explicativas son, respectivamente, (3,38, 4,23), (4,01, 5,07) y (3,23, 4,35). Los correspondiente valores críticos de los estadísticos t_V y t_{III} para un nivel de significatividad del 5% son (-3,41, -4,16) y (-2,86, -3,78). ^a indica que el estadístico se encuentra por encima del límite superior del 95% de confianza. ^b indica que el estadístico se encuentra entre los límites inferior y superior del 95% de confianza. Para el subperíodo 1965-1995 en el Panel E, $a_{10} = 0$ (es decir, no se incluye la variable ficticia de inicio de la Guerra Civil).

ródo. Finalmente, cabe señalar que se incluye una variable ficticia D36, que controla la existencia de un residuo atípico en el año de inicio de la Guerra Civil, presentando un valor estimado negativo y significativo.

CUADRO 2
Estimación del modelo de corrección del error no restringido (3)
con el nivel de producción como variable dependiente

Variable	A) 1912-1995		B) 1965-1995	
	Coefficiente	Estadístico <i>t</i>	Coefficiente	Estadístico <i>t</i>
Constante	0.2831	2.4987	0.5319	2.8372
y_{t-1}	-0.2811	-3.8535	-0.2735	-3.8424
k_{t-1}	0.0573	3.1726	0.0654	3.3617
h_{t-1}	0.1051	1.5683	0.0976	2.8583
l_{t-1}	0.1196	3.4484	0.1107	3.2568
Δy_{t-1}	0.1666	2.2745	0.1430	2.3287
Δk_t	0.3738	3.4134	0.3768	2.3693
Δk_{t-1}	0.1382	2.7465	0.1391	2.6283
Δh_t	0.0503	2.7641	0.0332	2.8234
Δh_{t-1}	0.1673	2.2518	0.1818	2.4318
Δl_t	0.1705	2.0914	0.2790	2.3512
Δl_{t-1}	0.1245	2.0818	0.1812	2.4231
D36 _t	-0.1768	-4.1962		
$\hat{\alpha}$		0.20		0.24
$\hat{\beta}$		0.37		0.36
$\hat{\gamma}$		0.43		0.40
\bar{R}^2		0.6421		0.9005
DW		2.2445		1.8953
N		0.3571		0.3281
LM		0.3142		0.3012
ARCH		0.1534		0.1274

Notas: a) N es un contraste de normalidad de los residuos del modelo, que se distribuye como una $\chi^2(2)$; LM es un contraste de la autocorrelación de los residuos, que se distribuye como una $\chi^2(p)$ y ARCH es un contraste de la hetrocedasticidad condicional autorregresiva de los residuos, que se distribuye como una $\chi^2(q)$. Ninguno de los valores obtenidos es significativo

b) Siguiendo a Bardsen (1989), las elasticidades de largo plazo estimadas a partir del modelo de corrección del error no restringido son los coeficientes de las variables explicativas desfasadas un período (multiplicadas por -1) dividida por el coeficiente de la variable dependiente desfasada un período. De esta forma, $\hat{\alpha} = -(a_7/a_6)$, $\hat{\beta} = -(a_8/a_6)$ y $\hat{\gamma} = -(a_9/a_6)$.

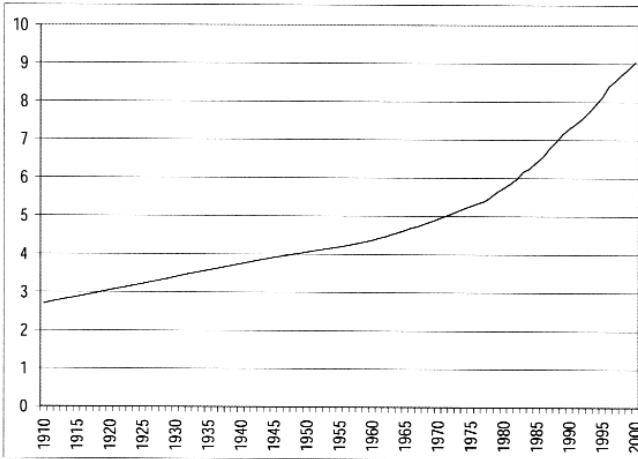
En el Cuadro 2, además del coeficiente de determinación ajustado \bar{R}^2 , mostramos también algunos contrastes estadísticos de validación: DW es el contraste de correlación serial en los residuos de Durbin-Watson; N es el contraste de Jarque-Bera de normalidad de los residuos del modelo; LM es el contraste del multiplicador de Lagrange de corre-

lación serial en los residuos; y ARCH es un contraste de la heterogeneidad condicional autoregresiva de los residuos. Como se observa en dicho cuadro, ninguno de los contrastes de validación muestra señal alguna de mala especificación en la ecuación estimada.

Por último, el Panel A del Cuadro 2 ofrece también las elasticidades de largo plazo estimadas a partir del modelo de corrección del error no restringido: $\hat{\alpha} = 0,20$, $\hat{\beta} = 0,37$ y $\hat{\gamma} = 0,43$, lo que sugiere la existencia de rendimientos constantes a escala.

Sin embargo, cabe preguntarse si la estimación para todo el período muestral pudiera estar ocultando la existencia de posibles de cambios estructurales derivados de las variaciones institucionales o de cualquier otro tipo sobre la relación a largo plazo. De hecho, la explosiva acumulación de capital humano en un periodo relativamente corto como se muestra en el Gráfico 1 puede sesgar el resultado de la estimación de largo plazo utilizando toda la información muestral.

GRÁFICO 1
Años medios de escolarización de la población en edad laboral



Dada esta evidencia de un cambio estructural, procedemos a dividir la muestra en dos subperíodos: 1910-1964 y 1965-1995. Aunque hemos considerado de nuevo los cuatro posibles modelos de corrección del error no restringidos que consideran sucesivamente cada una de estas variables como variable dependiente, únicamente presentamos los resultados para el caso en el que se toma el nivel de producción como variable dependiente, ya que del análisis de los estadísticos F y t se vuelve a concluir la existencia de una única relación de largo plazo en la que y sería la variable dependiente, mientras que k , h y l serían las variables independientes.

Es por ello que utilizamos el estadístico propuesto por Gregory y Hansen (1996) para contrastar la hipótesis nula de ausencia de cointegración, que está diseñado para tener potencia contra alternativas cointegradas en presencia de cambios estructurales. Estos autores proponen varios estadísticos en función del modelo elegido para caracterizar el cambio estructural. Dado el perfil de la variable dependiente (y_t), el modelo de cambio de nivel parece el más adecuado en nuestro caso, obteniendo un valor crítico de -5.781 que resulta significativo al 5% y que identifica un cambio estructural en 1964. Cabe señalar en este sentido que en 1965 el Estado español reconoció el derecho de todos sus ciudadanos a cursar estudios primarios.

Dada esta evidencia de un cambio estructural, procedemos a dividir la muestra en dos subperíodos: 1910-1964 y 1965-1995. Aunque hemos considerado de nuevo los cuatro posibles modelos de corrección del error no restringidos que consideran sucesivamente cada una de estas variables como variable dependiente, únicamente presentamos los resultados para el caso en el que se toma el nivel de producción como variable dependiente, ya que del análisis de los estadísticos F y t se vuelve a concluir la existencia de una única relación de largo plazo en la que y sería la variable dependiente, mientras que k , h y l serían las variables independientes.

Tras establecer los desfases máximos en $p = 2$ en ambos casos a partir de los criterios de información de Akaike y de Schwarz y contrastar la no significatividad de la tendencia temporal, calculamos los correspondientes estadísticos $F(y|k, h, l)$ y $t(y|k, h, l)$. Como se observa en el Panel E Cuadro 1, para el subperíodo 1912-1964, mientras que el valor obtenido para el estadístico $F_{III}(y|k, h, l)$, al situarse dentro de los límites inferior y superior de las bandas, no nos permite concluir nada respecto a la existencia de una relación a largo plazo, el valor obtenido para el estadístico $t_{III}(y|k, h, l)$ sí nos lleva a rechazar la hipótesis nula de la inexistencia de la relación a largo plazo postulada por la ecuación [2]. Respecto al período 1965-1995, ambos estadísticos se encuentran por encima del límite superior, por lo que podemos rechazar dicha hipótesis a un nivel de significación del 5%.

Nos concentraremos exclusivamente en el subperíodo 1965-1995. Los resultados de estimar el modelo de corrección del error no restringido en este último caso se ofrecen en el Panel B del Cuadro 2. Como puede observarse, los coeficientes presentan el signo esperado y ahora sí son todos significativos. Las elasticidades de largo plazo estimadas para k ,

h y l son, respectivamente, 0.24, 0.36 y 0.40, lo que nuevamente sugiere la existencia de rendimientos constantes a escala. Es interesante observar que el valor estimado para la elasticidad correspondiente al stock de capital físico se corresponde casi exactamente con la participación de ese factor productivo en la renta nacional durante el período analizado (véase European Commission (2001), Table 19). Cabe señalar asimismo que el coeficiente estimado para el capital físico es algo inferior al obtenido por Mankiw, Romer y Weil (1992), mientras que los correspondientes al capital humano y al empleo son algo superiores. Ello puede deberse a la distinta técnica econométrica utilizada y a la mejora de la medida del capital humano. En este sentido, De la Fuente y Domenech (2002) muestran cómo los indicadores de capital humano más elaborados ofrecen mayores coeficientes de capital humano. Respecto a la dinámica de corto plazo, volvemos a detectar efectos adicionales positivos y significativos de todas las variables explicativas sobre la tasa de crecimiento real, así como de dicha variable desfasada un periodo. Finalmente, los contrastes de validación no muestran ninguna señal de mala especificación en la ecuación estimada.

5. Comentarios finales

En este trabajo hemos utilizado un indicador de capital humano que consideramos superior al empleado en otros trabajos, pues se basa en información estadística sobre el nivel de educación efectivamente alcanzado para todas las cohortes de población en edad de trabajar. Nuestros resultados empíricos muestran que mientras la estimación para el periodo completo 1910-1995 el coeficiente asociado al capital humano no es significativo, para el subperiodo 1965-1995 se obtiene una relación estructural de largo plazo en la que el capital humano es fuertemente significativo positivo y en la que las elasticidades de largo plazo estimadas, además de corresponder aproximadamente con la participación de los factores productivos en la renta nacional, sugiere la existencia de rendimientos constantes a escala, lo que a su vez respaldaría el marco analítico empleado en este trabajo (el modelo de Solow ampliado con capital humano).

Los resultados obtenidos serían consistentes con diversas teorías sobre el crecimiento. Por una parte, si la producción de determinados bienes con mayor valor añadido requiere un nivel de capital humano determinado, las externalidades de la tecnología utilizada para la producción

de dichos bienes únicamente se generarían cuando dichos bienes fueran producidos, pudiendo establecer una vinculación directa entre un nivel de educación determinado y el comienzo de los efectos positivos generados por las externalidades de la tecnología. Por otra parte, Azariadis y Drazen (1990) muestran que existe un umbral a partir del cual la educación ejerce un efecto positivo sobre el crecimiento a través de externalidades que generan rendimientos crecientes sociales a escala. Ambos razonamientos sugieren que el efecto del capital humano sobre el crecimiento puede necesitar de un nivel determinado para ejercer su influencia. En nuestro caso, el umbral a partir del cual el capital humano pasa a ser significativo positivo estaría fijado en 4,6 años medios de estudio de la población en edad laboral (correspondiente al existente en 1964).

Otra explicación alternativa es ofrecida por autores como Galor y Moav (2002), quienes señalan que el capital físico sería el motor del crecimiento económico en los primeros estadios del desarrollo económico, mientras que, alcanzado un determinado nivel de desarrollo, el capital humano sustituiría al capital físico como primera fuente del crecimiento. De aceptar esta teoría, los resultados obtenidos en este trabajo situarían en 1964 ese punto de inflexión en el proceso de desarrollo de la economía española.

Precisamente la existencia de un umbral o masa crítica a partir del cual el capital humano empezaría a ejercer su influencia en el crecimiento económico podría explicar en parte los dispares resultados obtenidos por los distintos trabajos que estiman la contribución de la educación al capital humano y al crecimiento económico. Al estimar con los modelos con datos de sección cruzada o datos de panel, el signo negativo o la no significatividad de los coeficientes del capital humano puede ser explicada porque una gran variedad de países integrados en las estimaciones y los períodos utilizados podrían encontrarse en fases de su desarrollo en los que no han alcanzado aún el umbral necesario para que la inversión en capital humano tenga efectos positivos sobre el crecimiento. Al contrario, para los resultados de las estimaciones con resultados positivos la selección de países y períodos pueden haber sobrepasado el umbral en el que el capital humano es significativo positivo.

Referencias

- Alonso-Meseguer, J. y S. Sosvilla-Rivero (2004): “Capital humano en España: Una estimación del nivel de estudios alcanzado”, Working Paper 2004-08, FEDEA.
- Azariadis, C. y A. Drazen (1990): “Threshold externalities in economic development”, *Quarterly Journal of Economics* 110, pp. 501-526.
- Bardsen G. (1989): “Estimation of long-run coefficients in error correction models”, *Oxford Bulletin of Econ. and Stats.* 51, pp. 345-350.
- Barro, R. y J. Lee (1993): “International comparisons of educational attainment”, *Journal of Monetary Economics* 32, pp. 363-394.
- Barro, R. y J. Lee (2000): “International data on educational attainment updates and implications”, Working Paper 8911, NBER.
- Cubel, A. y J. Palafox (2002): “El stock de capital productivo de la economía española, 1990-1990”, Working Paper EC 2002-06, IVIE.
- De la Fuente, A. y R. Domenech (2002): “Human capital in growth regression: How much difference does data quality make? an update and further results”, Working Paper D-2002-06, Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Hacienda.
- Freire-Serén, M. J. (2001): “Human capital accumulation and economic growth”, *Investigaciones Económicas* 25, pp. 585-602.
- Galor, O. y O. Moav (2002): “From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development”, *Review of Economic Studies* (forthcoming).
- Gregory, A. W. y B. E. Hansen (1996): “Residual-based test for cointegration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics* 70, pp. 99-126.
- Hoyo, J. D. y A. García (1988): “Análisis y predicción de la población española (1910-2000)”, *Monografía* 5, FEDEA.
- Mankiw, N. G., D. Romer y D. N. Weil (1992): “A contribution to the empirics of economic growth”, *Quarterly Journal of Economics* 107.
- European Comission (2001), *Statistical annex of european economy* European Commission. Bruselas.
- Prados de la Escosura, L. (2003), *El progreso económico de España, 1850-2000* Fundación BBVA, Madrid.
- Pesaran, M. H. y Y. Shin (1991), *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*, volumen 11 de *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* S. Strom (ed.), Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. J. Smith (2001): “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics* 16, pp. 289-326.
- Psacharopoulos, G. y A. Arriagada (1986): “The educational composition of the labour force: An international comparison”, *International Labour Review* 125, pp. 561-574.
- Solow, R. (1994): “Perspectives on growth theory”, *Journal of Economic Perspectives* 8.

Sosvilla-Rivero, S. y J. Alonso-Meseguer (2004): "Estimación de una función de producción MRW para la economía española, 1910-1995", *Estudios sobre Economía Española* 197, FEDEA.

Abstract

Although we do not obtain a significant coefficient for human capital when estimating a production function for the Spanish economy for the 1910-1995 period, we do find a long-run relationship for the 1965-1995 period between out put, physical capital, human capital and labour, with all the estimated coefficients positive and statistically significant.

Keywords: Economic growth, human capital, cointegration.

Recepción del original, octubre de 2003

Versión final, enero de 2005