

ANÁLISIS POR PROVINCIAS DE LA CONTRIBUCIÓN DEL CAPITAL HUMANO A LA PRODUCCIÓN EN LA DÉCADA DE LOS NOVENTA

M^a DEL PÓPULO PABLO-ROMERO GIL-DELGADO

M^a PALMA GÓMEZ-CALERO VALDÉS

Universidad de Sevilla

El objetivo de este trabajo es contrastar en qué medida el capital humano contribuye al crecimiento económico de las distintas provincias españolas, y comprobar si las diferencias de dotación de este factor son explicativas de las diferencias de VAB entre las distintas provincias y de sus tasas de crecimiento, cuando el capital humano es medido, siguiendo a Serrano y Pastor, en términos de trabajadores equivalentes, utilizando los salarios de mercado como ponderaciones de los distintos niveles de educación y experiencia. Los resultados obtenidos mediante la técnica de datos de panel ponen de manifiesto que el capital humano contribuye positivamente a la producción, su diferente dotación explica en un 29,3 por ciento las diferencias de VAB entre las provincias españolas y su crecimiento en un 27,2 por ciento el del VAB.

Palabras clave: datos de panel, capital humano, crecimiento económico.

(JEL C23, J24, O47)

1. Introducción

Los modelos neoclásicos de crecimiento económico actuales se basan en el modelo original de Solow (1956) que hace depender la producción del *stock* de capital físico, del empleo y del progreso tecnológico; modelizándose esta relación a través de una función de tipo Cobb-Douglas. La limitación de ese modelo reside en que para explicar el crecimiento a largo plazo es necesario considerar que el progreso tecnológico es exógeno. Este problema determinó que se profundizara en la especificación de la función de producción. Así, los trabajos de Romer (1986), Lucas

Una versión previa de este trabajo ha sido publicada como WP-EC 2005-14. IVIE. Las autoras agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos y de Pedro Mira, codirector de la revista.

(1988), Rebelo (1991) y Barro (1991), explican el crecimiento a largo plazo eliminando los rendimientos decrecientes de escala por externalidades o introduciendo el capital humano, dando lugar a los modelos de crecimiento endógeno. La posterior aportación de Mankiw, Romer y Weil (1992), que incorpora en el modelo de Solow el capital humano como factor adicional, hizo surgir el interés en el análisis empírico sobre el modo en que este factor explica el crecimiento.

Los intentos de incluir el capital humano en la función de producción determinaron la necesidad de especificar mediante algún tipo de indicador esta variable. La mayor parte de los estudios empíricos realizados utilizaron indicadores basados exclusivamente en la educación. De acuerdo con De la Fuente (2004b), los primeros estudios realizados sobre el tema obtuvieron resultados generalmente positivos debido a que las estimaciones se realizaban con datos de corte transversal, en los que se suavizaban los errores al promediarse sobre periodos largos. Sin embargo, en muchos estudios posteriores, en los que se han utilizado especificaciones en diferencias o técnicas de panel, no se detecta correlación significativa entre educación y productividad¹.

Estas dificultades no han hecho disminuir la importancia explicativa que los investigadores otorgan al capital humano. Algunos de ellos han atribuido la escasa relevancia empírica de esos resultados, al menos en parte, a la mala calidad de los datos que tradicionalmente se han venido utilizando para medir la educación como indicador del capital humano. En De la Fuente y Doménech (2000, 2002 y 2006b) se repasa brevemente la metodología utilizada en numerosos trabajos centrados en los países de la OCDE, donde se pone de manifiesto que buena parte de los problemas son consecuencia de las deficiencias de los datos primarios utilizados para elaborar las series educativas.

Estas deficiencias de los datos primarios han dado origen a estudios en los que se han tratado de corregir esos errores de medición. Entre éstos, De la Fuente y Doménech (2001) han elaborado una nueva serie para una muestra de 21 países de la OCDE con datos censales, encuestas, anuarios y datos no publicados. Asimismo, Cohen y Soto (2007) han construido series educativas de una muestra más amplia de países utilizando información censal y datos de encuestas de la UNESCO. Con datos nacionales y a partir de la información de censos y padrones, De la Fuente y Doménech (2006a) han elaborado nuevas series de años

¹ Un desarrollo más amplio de esta literatura puede encontrarse en la sección 3 del apéndice de De la Fuente y Ciccone (2002) y en De la Fuente (2004b).

medios de formación para España y sus regiones durante el periodo 1960-2000. Igualmente para España, Sosvilla-Rivero y Alonso (2005) construyen, para el periodo 1910-1995, un indicador alternativo al empleado en trabajos previos, pues se basa en información estadística elaborada a partir de las encuestas de la EPA sobre el nivel educativo del individuo. Utilizando estas nuevas series, los autores han detectado correlación significativa entre educación y productividad.

No obstante, en estos trabajos la forma de medir el capital humano es similar a la utilizada en los trabajos iniciales, es decir, por su nivel educativo, ya que lo que realmente se modifica son las series primarias.

Otros autores consideran que la escasa relevancia empírica de los resultados comentada anteriormente se debe, al menos en parte también, al propio concepto de capital humano utilizado, de modo que sus esfuerzos se han centrado en este aspecto (en lugar de mejorar las series primarias), introduciendo nuevos elementos explicativos de éste, como la experiencia, y midiendo el nivel educativo de forma sustancialmente diferente. Entre estas últimas formas de medición destaca la presentada por Mulligan y Sala-i-Martin (1997 y 2000) para los estados de Estados Unidos, en la que el capital humano de una persona se mide en función del número de *zero-skill worker* que serían necesarios para conseguir su misma capacidad productiva, medida ésta última, por su educación y experiencia acumuladas. De modo que el capital humano productivo de cada estado la obtienen sumando el capital del conjunto de sus individuos. Con esta forma de medición, también han detectado correlación significativa entre el capital humano y la productividad. Esta metodología de Mulligan y Sala-i-Martin ha sido posteriormente aplicada al caso de las provincias españolas por Serrano y Pastor (2002), quienes miden el capital humano en términos de *trabajadores equivalentes*.

Partiendo de esta última propuesta, se estima en este trabajo la aportación del capital humano a la producción provincial y se valora en qué modo distintas dotaciones de este factor determinan que existan diferencias de valor añadido y de tasas de crecimiento entre las provincias.

El trabajo está organizado como sigue. En primer lugar, se describen las fuentes de información estadística utilizadas, haciendo especial referencia a los datos relativos al capital humano medido por trabajadores equivalentes. A continuación, se presentan los resultados obtenidos

de las diversas estimaciones realizadas para calcular la elasticidad del *VAB* respecto al capital humano. En esta sección se aplica la técnica de datos de panel a las provincias españolas y, dada las limitaciones que existen en cuanto a disponibilidad de datos de capital humano medido en trabajadores equivalentes, al periodo temporal de 1990-1999. Por último, de acuerdo con las estimaciones realizadas en el apartado anterior, se analiza en primer lugar, en qué medida la divergencia entre el *VAB* por ocupado de cada provincia y el promedio nacional se explica por la diferencia de dotación de capital humano por ocupado de cada una de éstas respecto al promedio. Y en segundo lugar, se explica el modo en que el crecimiento de capital humano afecta al crecimiento provincial y a su promedio.

2. Información estadística utilizada

Para analizar en qué modo el capital humano influye en la producción provincial de España se supone que la función de producción es del tipo Cobb-Douglas, donde se incorporan como factores independientes el capital humano, el stock de capital privado, el de capital público y un factor residual que recoge la influencia de otras variables explicativas, entre las que tradicionalmente se incluye la tecnología. Las fuentes empleadas son las siguientes:

2.1 Valor añadido bruto

Los datos sobre el *VAB* que se han elegido para estimar la función de producción proceden de las series homogéneas al coste de los factores ofrecidas a nivel provincial por Alcaide y Alcaide (2000), expresadas en pesetas constantes de 1986, que han sido convertidas en euros constantes de ese mismo año. Esta fuente de información presenta la ventaja de ofrecer datos anuales para las cincuenta provincias y para la totalidad del periodo analizado.

2.2 Stock de capital privado y público

La información utilizada sobre estas dos variables explicativas procede de las estimaciones realizadas por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y publicadas por la Fundación BBVA, disponibles desde 1965 hasta 2000, ambos inclusive. Tanto para el capital privado como para el público se han utilizado datos netos provinciales expresados en euros constantes de 1986.

Los datos de capital privado se han tomado por su valoración total, mientras que para el capital público sólo se han considerado las funciones de gasto en estructuras urbanas, carreteras, ferrocarriles, puertos y aeropuertos e infraestructuras hidráulicas, con el fin de aproximar esta variable a la de capital público productivo, que tradicionalmente ha sido considerada como variable explicativa del crecimiento regional².

2.3 Empleo

Ya que las series de capital humano ocupado total ofrecidas por el IVIE toman como base de elaboración los datos de la EPA, se ha optado por seguir utilizando esa misma fuente para el empleo. De ese modo se ha elegido la serie de los ocupados por provincias desde 1990 a 1999, tomando como referencia el valor de las tablas anuales.

2.4 Capital humano

El análisis empírico del capital humano resulta una tarea particularmente compleja debido a la dificultad que presenta su adecuada medición, ya que bajo este concepto se recogen aspectos relativos a los individuos como su educación, su experiencia laboral y su capacidad. Los intentos de medir esta variable pueden dividirse en dos grandes categorías³: por un lado, existen métodos que se limitan a ofrecer un indicador del nivel educativo medio como aproximación de la dotación de capital humano y por otro, existen estimaciones que lo valoran a partir de diversos factores de los que tan sólo uno es la educación.

En el caso de España, la mayoría de los indicadores de capital humano utilizados han sido construidos de acuerdo con el primero de los métodos, calculados a partir de las series provinciales de población en edad de trabajar por niveles educativos, ofrecidas por Mas *et al.* (2002). Utilizando estos indicadores se han analizado los efectos del capital humano sobre el crecimiento económico, si bien, como señala De la Fuente (2004b), los resultados obtenidos de estas estimaciones son desalentadores. Por esta razón, este autor junto con Doménech

²Dentro del capital público es conveniente distinguir entre el capital público productivo y el capital público social. Este último incluye el gasto en inversiones en sanidad y educación, y habitualmente no se incluye en la función de producción. Vid (Mas, Pérez y Uriel (2003)).

³Serrano y Pastor (2002) ofrecen una explicación global sobre los diferentes métodos de valoración agregada del capital humano; así como de sus ventajas e inconvenientes.

(2006b) ha construido nuevos indicadores de capital humano (medidos por niveles educativos) realizados a partir de los datos censales de población y no a partir de la serie de Mas *et al.* (2002)⁴. En esta línea se encuentra el trabajo comentado de Sosvilla-Rivero y Alonso (2005), si bien continúan planteándose objeciones a la utilización de estos métodos⁵.

Estas dificultades, han determinado que algunos autores⁶ hayan intentado otras alternativas de medición, en las que, además de tratar de incorporar otros elementos determinantes del capital humano (básicamente la experiencia), se modifica la forma en que se contabiliza la educación⁷.

Con la aparición de la Encuesta de Estructura Salarial 1995 del INE (E.E.S. 95), Serrano y Pastor (2002) han abordado la elaboración de indicadores mixtos de capital humano de acuerdo con estas alternativas. Es decir, incorporan la valoración del mercado de las capacidades adquiridas por los individuos, y lo hacen en términos de *trabajadores equivalentes*. Así, el capital humano de un individuo es igual al cociente del salario predicho para ese individuo, dada su edad (o experiencia) y nivel de estudios, dividido por el salario de un varón de veinte años sin estudios⁸. Los salarios predichos se obtienen a partir de regresiones de Mincer, utilizando los datos nacionales de la EES de 1995, ya que

⁴Estas series tienen sin embargo el problema de ser quinquenales pues los datos censales están disponibles en esas fechas.

⁵Unas se refieren a que sólo se valora el capital humano en base al componente educativo sin considerar otros factores explicativos. Otras se relacionan con el modo en que cada nivel educativo se vincula con el valor final del capital humano. Así, en el caso de utilizar un promedio de años de escolarización, se critica la arbitrariedad de la ponderación que se otorga a cada nivel educativo; mientras que en el caso de utilizar la proporción de población que supera un determinado nivel educativo se critica el hecho de que los distintos niveles educativos son igualmente valorados, sin tener en cuenta las diferencias educativas que existen entre los pertenecientes a un grupo o a otro.

⁶Entre estos estudios se encuentran los trabajos de Jorgenson y Fraumeni (1989) y los de Mulligan y Sala-i-Martin (1997 y 2000).

⁷Para realizar esta nueva alternativa de medición se parte de los salarios de diferentes categorías de individuos en relación a otra categoría utilizada como referencia. Cada salario relativo ofrece información sobre capital humano de cada categoría en trabajadores equivalentes.

⁸Los salarios relativos de la EES 95 varían por edad, sexo y nivel educativo; si bien, "...no se trata de que la capacidad de una persona dependa de su sexo, sino que el sexo determina el tipo de estudio realizado dentro de cada nivel educativo o el tipo de experiencia adquirido en el trabajo" (p.34). Los resultados agregados no muestran cambios significativos al distinguir por sexo, de modo que se puede medir

los autores consideran adecuado suponer que la relación entre edad (experiencia), educación y unidades de eficiencia del capital humano es la misma para todas las provincias y todo el periodo muestral considerado, al entender que el capital humano depende del nivel educativo y de experiencia del individuo, pero no de su región de residencia⁹.

Así, el capital humano de una persona es igual al de un trabajador varón sin estudios ni experiencia más el que tiene por su educación y más el que tiene por su experiencia; valorándose este capital humano por educación y experiencia por su equivalente en trabajadores varones sin estudios ni experiencia, calculados, a su vez, según la relación salarial nacional.

Dado que el capital humano de un trabajador varón sin educación ni experiencia equivale a un trabajador equivalente, cualquier trabajador con más educación y/o experiencia tendrá un capital humano superior a uno. Esta relación se expresa del siguiente modo: $te_l = 1 + E_l + X_l$, donde, te_l es el capital humano (en t.e.) de un ocupado; E_l es el capital humano (en t.e.) de ese ocupado debido a su educación; y X_l es el capital humano (en t.e.) debido a su experiencia.

Al sumar el capital humano de todos los ocupados de la provincia i , la expresión se transforma en la siguiente: $Te_i = L_i + \sum_{l=1}^{L_i} E_l + \sum_{l=1}^{L_i} X_l$. Donde L_i es igual a la población ocupada total de la provincia i y el índice l hace referencia a cada ocupado de esa provincia en un periodo dado.

Si se define $E(i)$ como la educación por ocupado en términos de trabajadores equivalentes en la provincia i , entonces $\sum_{l=1}^{L_i} E_l = L_i \cdot E(i)$. Igualmente, si $X(i)$ es la experiencia por ocupado en la provincia i en términos de trabajadores equivalentes, entonces $\sum_{l=1}^{L_i} X_l = L_i \cdot X(i)$. De este modo:

$$Te_i = L_i + L_i \cdot E(i) + L_i \cdot X(i)$$

el capital humano en términos de trabajadores equivalentes teniendo en cuenta sólo la educación y experiencia.

⁹Parte de la variación salarial relativa se debe a la variación simultánea de edad y educación. En este caso, Serrano y Pastor (2002) entienden que la diferencia salarial por este motivo se debe a la educación pues "... el capital humano fruto de esa interacción no se hubiera conseguido sin la educación previa del sujeto y debe considerarse como capital educación" (p.85).

A partir de esta expresión, es posible separar del concepto de capital humano medido en trabajadores equivalentes el componente Empleo (L), simplemente dividiendo la función por L . Así se obtiene un índice que refleja el grado de educación y experiencia de la población empleada como aproximación del capital humano. En cierto modo, este índice es semejante al utilizado corrientemente como *proxy* del capital humano en los estudios de crecimiento, ya sea por medio de niveles de escolarización o de proporción de ocupados con estudios medios o superiores, si bien, el empleado en este trabajo recoge, adicionalmente, información sobre la experiencia.

Análíticamente, el índice de capital humano de la provincia i se expresa del siguiente modo:

$$Kh_i = Te_i/L_i = (L_i + L_i.E(i) + L_i.X_i(i))/L_i = 1 + E(i) + X(i)$$

Este índice se ha calculado a partir de las series de capital humano publicadas por BANCAJA, que se ofrecen a nivel provincial desde 1990 hasta 2000, para la población activa ocupada, tomando como base de información los datos de la E.P.A. sobre población con diferentes niveles educativos y población con diferente grado de experiencia (medida ésta por la edad de la población)¹⁰; lo que limita el periodo de referencia a los años para los que se dispone de esta información¹¹.

3. Evidencia de la contribución del capital humano a la producción provincial

De acuerdo con la exposición precedente, en este trabajo se analiza en qué modo el capital humano medido en términos de trabajadores equivalentes contribuye a la producción provincial, desde 1990 hasta 1999. Para ello, se parte de una función de producción Cobb-Douglas¹², en la que se establecen como factores independientes el empleo, el *stock* de capital privado, el de público, el índice de capital humano

¹⁰Se establecen ocho grupos educativos: sin estudios, estudios primarios, educación general básica, bachillerato, formación profesional I, formación profesional II, diplomados y licenciados. Se establecen diez grupos de edad: de 16 a 19 años, de 20 a 24, de 25 a 29, de 30 a 34, de 35 a 39, de 40 a 44, de 45 a 49, de 50 a 54, de 55 a 59 y más de 60. Y se ofrecen para la población activa (ocupada y desocupada) en total y por sexos.

¹¹La población ocupada total incluye empleados asalariados y no asalariados de todos los sectores de la economía para ambos sexos.

¹²Se ha optado por esa función por razones operativas, pese a las críticas sobre su limitación de perfecta sustituibilidad entre los *inputs*.

(Kh) y una variable exógena constante que recoge la influencia de factores de escala tales como el progreso tecnológico, economías de aglomeración, situación geoeconómica. . . Analíticamente la función se expresa del siguiente modo:

$$Y_{it} = AKh_{it}^{\alpha}Kpr_{it}^{\beta}Kpu_{it}^{\chi}L_{it}^{\delta} \text{ }^{13}$$

Donde:

Y = valor añadido bruto de las provincias (coste de factores, a euros constantes de 1986)

A = variable exógena que incluye otros factores determinantes de la producción

L = número de ocupados

Kh = índice de capital humano calculado como trabajadores equivalentes por ocupado.

Kpr = stock de capital neto privado productivo a euros constantes de 1986.

Kpu = stock de capital neto público productivo a euros constantes de 1986.

i = cincuenta provincias españolas.

t = años desde 1990 hasta 1999.

α, β, δ y χ = elasticidad del valor añadido bruto respecto a cada uno de los regresores considerados.

Con el fin de poder hacer comparaciones a nivel provincial, la función de producción se expresa por ocupados del siguiente modo:

$$y_{it} = Akh_{it}^{\alpha}kpr_{it}^{\beta}kpu_{it}^{\chi}L_{it}^{-\eta}$$

Donde las variables expresadas en minúsculas representan su valor por ocupados. Se incluye L_{it} , elevado a un coeficiente $(-\eta)$ equivalente a $\alpha - \beta - \chi - \delta$, con el fin de no establecer a priori ninguna restricción

¹³En el caso de que los coeficientes α y δ fuesen iguales, entonces la función de producción se podría expresar como $Y_{it} = ATe_{it}^{\alpha}Kpr_{it}^{\beta}Kpu_{it}^{\chi}$.

respecto a los rendimientos a escala de los factores¹⁴. Si se expresa la función en términos logarítmicos se obtiene:

$$\ln y_{it} = \ln A + \alpha \ln k h_{it} + \beta \ln k p r_{it} + \chi \ln k p u_{it} - \eta \ln L_{it} \quad [1]$$

Esta expresión puede estimarse mediante diversos métodos. Una primera aproximación consiste en realizar un análisis de tipo transversal utilizando las medias de cada variable para todo el periodo. No obstante, no es el más adecuado para tratar los datos disponibles, ya que el uso de medias aritméticas temporales no permite controlar las diferencias no observables entre las provincias y pierde además la información proveniente de la evolución temporal de esas variables.

Otras aproximaciones, usualmente utilizadas en las investigaciones empíricas que analizan el papel del capital humano sobre el crecimiento económico, consisten en emplear especificaciones en diferencias o técnicas de panel. La ventaja de utilizar esta última técnica es que permite controlar esas diferencias no observables entre las provincias y que resultan constantes a lo largo del tiempo¹⁵.

Utilizando datos de panel y considerando rendimientos constantes a escala¹⁶, la especificación final de la función [1] (en términos logarítmicos, en niveles y por ocupados) con efectos fijos¹⁷ y temporales¹⁸, se expresa del siguiente modo:

$$\ln y_{it} = \text{dummy}_i + \text{dut}_t + \alpha \ln k h_{it} + \beta \ln k p r_{it} + \chi \ln k p u_{it} \quad [2]$$

¹⁴Si existieran rendimientos constantes η sería igual a cero, y si los rendimientos fueran crecientes o decrecientes, su valor sería menor o mayor a cero, respectivamente.

¹⁵Con el fin de detectar la presencia de esos efectos individuales se ha procedido a aplicar el contraste F, obteniendo un estadístico $F(49, 437) = 145, 75$, que confirma la importancia de estos efectos fijos, por lo que es adecuado estimar la función utilizando las técnicas de panel de datos.

¹⁶Se acepta la hipótesis de rendimientos constantes a escala ($\eta = 0$) ya que el *test* que lo contrasta es igual a $F(1, 444) = 0, 38$.

¹⁷La especificación con efectos fijos resulta preferible al modelo de efectos aleatorios en base a un *test* de Hausman (el valor del estadístico *chi-cuadrado* (11) = 271,31), dado que los efectos individuales están correlacionados con los regresores.

¹⁸Los resultados que se presentan en este trabajo se hallan a partir de la consideración de *dummies* temporales anuales. No obstante, con el fin de valorar la robustez de los resultados obtenidos se ha estimado también la función de producción utilizando dos periodos temporales iguales, sin que se observen diferencias considerables en los coeficientes.

Los resultados obtenidos de esta estimación por el método de mínimos cuadrados generalizados en presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación¹⁹ aparecen recogidos en la columna (A) del Cuadro 1.

Cuadro 1
Estimación de la función de producción provincial (1990-1999)

	A	B	C	D
	MCG (heter & AR ₍₁₎) TE Niveles	MGM VI.(E.F.) TE Niveles	MGM VI.(E.F.) MyS Niveles	MGM VI.(E.F.) Es. Niveles
Capital Humano	0,25598 (17,26)	0,25914 (10,21)	0,23566 (9,62)	0,28329 (11,24)
Capital Público	0,14994 (8,98)	0,17682 (5,17)	0,17197 (5,23)	0,16663 (5,42)
Capital Privado	0,34425 (13,29)	0,32594 (6,62)	0,37468 (7,79)	0,30408 (6,26)
TEST F De Wald Significatividad Conjunta	6,36e+07	3,7e+06	2,9e+06	3,4e+06
TEST F De Significatividad Conjunta Dummy	322,16	300,23	277,42	295,11
Wu-Hausman F		2,23182	2,65778	2,76164
Durban-Wu-Hausman		5,12380	6,19321	6,43134
Anderson Canon Cor. LR Statistic		200,841	276,757	314,986
Cragg-Donald F Statisc		55,110 11,04 (5%)	84,288 11,04 (5%)	101,21 11,04 (5%)
Hansen J Statistic		2,890	1,133	0,785
Nº Observaciones	500	400	400	400

TE: Trabajadores equivalentes

MyS: Proporción de ocupados con estudios medios y superiores

Es: Promedio años de escolarización

Se obtienen coeficientes aproximados de 0,26 para el capital humano, 0,34 para el capital privado y 0,15 para el capital público, con un

¹⁹Diversos contrastes preliminares confirman la presencia de heteroscedasticidad (el valor de la prueba modificada de Wald para heteroscedasticidad arroja un valor $\chi^2(50) = 7118,39$) y autocorrelación (el *test* de Durbin-Watson tiene un valor igual a 0,434 alejado de dos, el de Arellano- Bond para AR(1) es igual a 14,08 y el de Wooldridge para autocorrelación en datos de panel es $F(1, 49) = 137,380$).

nivel de significación inferior al 1 por ciento para todas las variables. Los elevados valores de las *dummies* temporales (en torno a 4,3)²⁰ reflejan la importancia relativa de otros factores comunes para todas las provincias, diferentes a los tratados²¹.

Las *dummies* provinciales recogen los valores de los efectos individuales para cada provincia²² y reflejan las circunstancias particulares que influyen en la producción provincial y que son diferentes a las explicadas por los regresores considerados. Estos coeficientes oscilan entre -0,63 para la provincia de Soria y 0,88 para la de Madrid. Siendo otros valores elevados los coeficientes de Barcelona (0,79), Valencia (0,49), Baleares (0,34) y Alicante (0,33), que sugieren la contribución positiva de los núcleos urbanos y de sus economías de aglomeración sobre los niveles de renta.

La estimación del modelo anterior no es consistente en ausencia de exogeneidad de los regresores; lo que sugiere la necesidad de modelizar la variable no exógena como predeterminada para que la estimación sea insesgada. Para tratar este problema se ha procedido a la estimación mediante el método generalizado de momentos que permite emplear variables instrumentales en presencia de no exogeneidad y obtener así estimaciones consistentes.

El primer problema que surge al realizar este tipo de estimación es la determinación de cuáles son las variables que se han de instrumentalizar y qué instrumentos utilizar. El primero de los problemas se resuelve a priori recurriendo a la lógica económica y a la propia intuición ya que, en principio, no es fácil conocer cuáles son las variables endógenas. Por ello, hay que realizar una estimación considerando algunas de las variables como endógenas y posteriormente realizar *tests* que ana-

²⁰El coeficiente constante de los periodos temporales se refiere en realidad al valor del efecto fijo de la primera provincia española que es Álava, ya que el programa utilizado omite el valor de su *dummy* individual de forma automática, refiriendo el resto de los coeficientes provinciales respecto a su valor.

²¹De la Fuente (2002b) considera que el valor de la constante explica una parte de la renta regional que no puede ser explicada por el stock de capital (humano o físico); de tal manera, que existen otros factores determinantes del crecimiento económico que aún no han sido totalmente especificados por los modelos neoclásicos utilizados, ya que estos modelos han conseguido capturar su existencia pero no explicarla.

²²Estos efectos individuales son significativos para la práctica totalidad de las provincias, alcanzando el *test F* de significatividad conjunta de los efectos individuales el valor de 322,16. Los coeficientes de las *dummies* de las provincias de Castellón, Jaén y Tarragona, no son significativos. Los valores de estas *dummies* se hallan respecto al valor de Álava que se especifica por las *dummies* temporales.

licen esa endogeneidad y que contrasten que la instrumentalización de las mismas soluciona el problema²³. No obstante, es posible que las variables sean endógenas, e incluso que instrumentando se solucione ese problema, pero que los instrumentos utilizados no sean los adecuados por ser débiles²⁴, lo que se puede controlar a través del test de Cragg-Donald *F statistic*.

La aplicación de estos *tests* sobre distintas estimaciones de la función de producción, utilizando diversos instrumentos sobre las variables, ha permitido llegar a la conclusión de que una forma adecuada de estimar es tomar como instrumentos las variables explicativas capital privado y humano ambas retardadas en uno y dos periodos para la estimación en niveles. Esto no significa necesariamente que el capital público no sea endógeno, sino que no se han encontrado instrumentos adecuados.

En la columna (B) del Cuadro 1 se recogen los resultados de la estimación de la función de producción [2] por el método generalizado de los momentos, utilizando las variables instrumentales capital privado y humano retardadas en uno y dos periodos²⁵, que permite que los estadísticos sean robustos en presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación. Los coeficientes estimados son significativos²⁶ y sus valores son 0,26 para el capital humano, 0,33 para el capital privado y de 0,18 para el capital público²⁷. Asimismo, se aprecia en esta estimación que los efectos individuales son mayores en las provincias de Madrid, Barcelona, Valencia, Baleares y Alicante, y menores en Soria, Cuenca y Teruel.

²³ Es por ello adecuado realizar los *tests* de endogeneidad de Wu-Hausman *F* y Durbin-Wu-Hausman *chi2*, y el de sobreidentificación de los instrumentos de Sargan en presencia de homoscedasticidad o, en su caso, el de Hansen *J*. en presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación.

²⁴ Haciendo que las estimaciones no sean eficientes e incluso que generen un sesgo que podría compensar al producido por la endogeneidad que se desea neutralizar.

²⁵ Se acepta la significatividad conjunta de las variables y la significatividad conjunta de las *dummies* regionales al adoptar los respectivos *tests F* los valores de 3.7e+0,6 y 300,23.

²⁶ Tan sólo los coeficientes de las *dummies* de las provincias de Málaga y Vizcaya no son significativos.

²⁷ De la Fuente (2004a) recoge los resultados de estimaciones alternativas del capital humano en distintas especificaciones de la función de producción con diferentes series educativas, para los países de la OCDE entre 1960 y 1990. Utilizando modelos de efectos fijos, la media de esas estimaciones es de 0,348 (se debe tener en cuenta que la metodología de capital humano seguida en esas estimaciones es diferente a la utilizada en este trabajo).

Los coeficientes resultan ser bastante similares a los estimados por mínimos cuadrados generalizados en niveles, así como el valor de los efectos individuales, resultando ser las mismas provincias, las que tienen mayor y menor valor de esos efectos; lo que tiende a reforzar la robustez de los resultados. Por ello, a partir de ahora, los análisis realizados tendrán como base los resultados de la estimación que utiliza variables instrumentales.

La función [2], expresada en términos agregados, queda entonces especificada del siguiente modo:

$$\ln Y_{it} = \text{dummy}_i + \text{dut}_t + 0.26 \ln K h_{it} + 0.33 \ln K pr_{it} + 0.18 \ln K pu_{it} + 0.23 \ln L_{it}$$

Estos coeficientes estimados pueden compararse con los obtenidos en otros estudios, en los que también se utilizan datos de panel para estimar funciones de producción agregadas que se suponen del tipo Cobb-Douglas, con rendimientos constantes a escala y en las que el valor de los coeficientes mide la elasticidad del output con respecto a los distintos factores productivos, entre los que se encuentra el capital humano.

De la Fuente (2004a) realiza un resumen del valor que toman los coeficientes de capital humano en diversas estimaciones que emplean distintas especificaciones y bases de datos de este factor²⁸ y que han ido siendo realizadas en los últimos quince años por diversos investigadores para la muestra habitual de países de la OCDE y el periodo 1960-1990. La media obtenida por De la Fuente de los valores de estos coeficientes es de 0,348 por efectos fijos, algo superior a los obtenidos en este trabajo, si bien es cierto que no se refieren ni a los mismos ámbitos territoriales, ni al mismo periodo temporal, ni incorporan la experiencia como factor explicativo de la producción.

Para el caso de las regiones españolas, De la Fuente y Doménech (2006a), utilizando una metodología similar a la anterior, estiman el valor del coeficiente del capital humano medido por años medios de escolarización calculados a partir de la información obtenida de censos y padrones, obteniendo, para el periodo 1960 a 2000, el valor de 0,835, considerablemente superior al obtenido en este trabajo. El inconveniente de esta aproximación del capital humano es que los datos tan sólo se ofrecen a nivel regional y en periodos quinquenales.

²⁸Los coeficientes analizados por De la Fuente son los obtenidos en los siguientes trabajos: Cohen y Soto (2007), De la Fuente y Doménech (2000 y 2002), Barro y Lee (1993, 1996 y 2001), Kyriacou (1991) y Nehru *et al.* (1995).

Para el conjunto de la economía española, Sosvilla-Rivero y Alonso (2005) estiman para el periodo de 1965-1995 una función de producción MRW (por tanto, similar a la estimada en este trabajo), en la que el coeficiente del capital humano, medido por el nivel de estudios alcanzado por la población española a partir de la información ofrecida por la EPA, es de 0,36.

Con el fin de completar la comparación del valor del coeficiente de capital humano empleada en este trabajo con las obtenidas empleando metodologías alternativas, se ha procedido a realizar dos nuevas estimaciones de la función de producción [2], utilizando el mismo procedimiento econométrico e instrumentalizando del mismo modo, en la que el capital humano se mide, en un caso, en término de ocupados con estudios medios y superiores y, en otro, por años medios de escolarización. Los principales resultados de estas estimaciones se recogen respectivamente en las columnas (C) y (D) del Cuadro 1.

Se aprecia que los coeficientes que miden la elasticidad del *VAB* respecto al capital humano medido en términos de trabajadores equivalentes (aproximadamente 0,26 en ambos casos) se encuentran a mitad de camino entre el que se halla respecto a la proporción de ocupados con estudios medios y superiores (0,24) y el que lo hace respecto a los años de escolarización (0,28), siendo los valores parecidos entre sí. No obstante, hay que tener en cuenta que en el caso de aproximar el capital humano a partir del valor de los trabajadores equivalentes, el coeficiente refleja no sólo el efecto de la variación del nivel educativo, sino también el de la experiencia del trabajador.

Por otro lado, resulta también interesante analizar los valores que toman los efectos fijos de las provincias en las distintas estimaciones, siendo considerablemente superiores cuando no se tiene en cuenta el efecto de la experiencia de los trabajadores. Esto determina que, aunque las elasticidades no sean notoriamente diferentes, la experiencia es altamente explicativa del nivel de *VAB* alcanzado por cada provincia, siendo un factor que debe ser considerado en la función de producción con el fin de que ésta quede mejor especificada; en sintonía con la afirmación De la Fuente (2002a) referente a la necesidad de aumentar el número de factores de crecimiento considerados para especificar en mayor grado la función de producción.

4. Diferencias de productividad entre provincias

Los resultados obtenidos anteriormente ponen en evidencia que las diferencias de productividad (medida por el *VAB* por ocupado) entre provincias tienen dos orígenes: en primer lugar, una diferente dotación de cualquiera de los tres factores considerados; y en segundo lugar, otras circunstancias propias de cada provincia, que se reflejan en los distintos valores que alcanzan sus coeficientes individuales, como la situación geoeconómica, el grado de aglomeración, la estructura productiva, la capacidad de innovación...

Con el fin de analizar cuál ha sido el origen de las diferencias de *VAB* por ocupado entre las provincias en el periodo de 1990 a 1999, se procede a su estudio partiendo de los resultados de estimar la función de producción provincial [2] por el método generalizado de los momentos-VI. (E.F.) en niveles. Para cada provincia, se ha calculado la aportación de cada factor productivo a su *VAB* por ocupado. Para ello, se han multiplicado las distintas elasticidades estimadas por el logaritmo neperiano de cada factor productivo, para cada año y provincia.

A continuación, se ha calculado en qué medida cada aportación por factor productivo y provincia diverge del correspondiente valor medio nacional para cada año. Realizándose el mismo cálculo para el *VAB* por ocupado provincial y el efecto fijo. Por lo que se obtiene para cada provincia, año y variable un valor que puede expresarse del siguiente modo:

$$y_{it}^0 = \left(\ln y_{it} - \frac{\sum_1^{50} \ln y_{it}}{50} \right), \quad kh_{it}^0 = 0.26 \times \left(\ln kh_{it} - \frac{\sum_1^{50} \ln kh_{it}}{50} \right),$$

$$kpr_{it}^0 = 0.33 \times \left(\ln kpr_{it} - \frac{\sum_1^{50} \ln kpr_{it}}{50} \right),$$

$$kpu_{it}^0 = 0.18 \times \left(\ln kpu_{it} - \frac{\sum_1^{50} \ln kpu_{it}}{50} \right), \quad E.F.^0_{it} = \left(EF_{it} - \frac{\sum_1^{50} EF_{it}}{50} \right),$$

A partir de la diferencia entre y_{it}^0 y la suma de los demás valores calculados se obtiene un término de error para cada año y provincia. Los

valores medios temporales de las diferencias de *VAB* por ocupado provincial respecto a su media y los de las divergencias de las aportaciones por factor para cada provincia, así como las medias temporales de las diferencias por efectos fijos y errores por provincia se recogen en el Cuadro 2 en la primera fila de cada celda provincial.

Cuadro 2
Componentes de la diferencia de la productividad provincial respecto a su promedio
Participación porcentual de cada componente en la diferencia de productividad

	VAB	Efectos Fijos	Capital Humano	Capital Público	Capital Privado	Error
Medias Nivel	y_{it}^o (100)	$E.F_{it}^o$ (prEF _i)	kh_{it}^o (prkh _i)	kpu_{it}^o (prkpu _i)	kpr_{it}^o (prkpr _i)	$Error_{it}$ (prerror _i)
Álava (%)	0,36 (100)	0,05 (14,03)	0,19 (48,94)	-0,01 (6,68)	0,11 (27,91)	0,01 (2,41)
Albacete (%)	-0,18 (100)	-0,22 (48,59)	0,10 (23,26)	0,02 (5,91)	-0,08 (18,91)	3,3E-05 (3,30)
Alicante (%)	0,07 (100)	0,39 (54,27)	-0,21 (29,35)	-0,06 (9,41)	-0,03 (5,49)	0,0003 (1,45)
Almería (%)	-0,28 (100)	-0,05 (14,90)	-0,07 (23,10)	-0,01 (4,80)	-0,13 (40,80)	-0,003 (16,37)
Asturias (%)	0,03 (100)	0,08 (26,32)	-0,13 (42,24)	0,02 (8,30)	0,05 (17,43)	-0,0007 (5,69)
Ávila (%)	-0,12 (100)	-0,39 (49,66)	0,28 (36,55)	0,03 (4,64)	-0,06 (7,88)	-0,0003 (1,25)
Badajoz (%)	-0,29 (100)	-0,13 (41,72)	-0,04 (15,17)	0,004 (2,01)	-0,11 (34,57)	-0,0003 (6,51)
Baleares (%)	0,42 (100)	0,40 (60,73)	-0,03 (5,19)	-0,07 (10,79)	0,12 (19,20)	0,0008 (4,07)
Barcelona (%)	0,36 (100)	0,84 (57,01)	-0,48 (32,85)	-0,06 (4,51)	0,07 (5,16)	0,0003 (0,45)
Burgos (%)	0,07 (100)	-0,09 (33,38)	0,10 (39,34)	0,02 (8,26)	0,03 (13,51)	-0,0004 (5,49)
Cáceres (%)	-0,08 (100)	-0,25 (57,28)	0,06 (15,67)	0,02 (6,54)	0,07 (16,92)	0,0003 (3,58)
Cádiz (%)	0,02 (100)	0,11 (44,86)	-0,07 (30,37)	-0,01 (5,44)	0,01 (6,60)	7,3E-05 (12,36)
Cantabria (%)	0,06 (100)	-0,04 (26,09)	0,04 (25,74)	0,01 (10,57)	0,05 (32,41)	-3,9E-05 (5,17)
Castellón (%)	0,12 (100)	0,07 (45,43)	-0,01 (2,75)	-0,01 (4,52)	0,05 (31,83)	0,001 (15,44)
C. Real (%)	-0,03 (100)	-0,17 (52,89)	0,06 (19,37)	0,02 (8,07)	0,05 (18,04)	-4, 3E05 (1,61)
Córdoba (%)	-0,13 (100)	-0,01 (0,4)	-0,07 (35,79)	0,01 (9,42)	-0,08 (41,70)	0,001 (12,57)
Coruña (A) (%)	-0,17 (100)	0,22 (35,11)	-0,24 (38,92)	-0,09 (14,26)	-0,06 (10,14)	0,0001 (1,18)

Cuadro 2
Componentes de la diferencia de la productividad
provincial respecto a su promedio
Participación porcentual de cada componente en la
diferencia de productividad (*Continuación*)

	VAB	Efectos Fijos	Capital Humano	Capital Público	Capital Privado	Error
Medias Nivel	y_{it}^o (100)	$E.F._{it}^o$ (prEF _i)	kh_{it}^o (prkh _i)	kpu_{it}^o (prkpu _i)	kpr_{it}^o (prkpr _i)	Error _{it} (prerror _i)
Cuenca (%)	-0,35 (100)	-0,52 (62,45)	0,15 (18,84)	0,07 (8,98)	-0,06 (7,64)	0,0004 (2,05)
Girona (%)	0,29 (100)	0,30 (71,74)	-0,01 (4,92)	-0,03 (8,95)	0,03 (7,92)	0,001 (6,45)
Granada (%)	-0,19 (100)	-0,06 (24,33)	-0,03 (13,55)	0,02 (7,60)	-0,11 (43,40)	0,001 (11,09)
Guadalajara (%)	0,30 (100)	-0,41 (36,22)	0,37 (32,36)	0,13 (11,77)	0,21 (19,05)	-0,0005 (0,58)
Guipúzcoa (%)	0,20 (100)	0,11 (49,99)	0,01 (8,98)	0,02 (9,66)	0,06 (27,69)	-1,1E-05 (3,66)
Huelva (%)	-0,04 (100)	-0,12 (51,67)	0,06 (25,67)	0,01 (8,29)	0,01 (6,79)	0,0002 (7,55)
Huesca (%)	-0,05 (100)	-0,42 (52,04)	0,19 (24,12)	0,13 (16,88)	0,031 (4,37)	-0,0009 (2,56)
Jaén (%)	-0,21 (100)	0,01 (6,29)	-0,07 (26,64)	-0,03 (10,80)	-0,13 (47,29)	0,0004 (8,96)
León (%)	-0,14 (100)	-0,21 (61,62)	0,01 (12,24)	0,02 (8,43)	0,04 (13,88)	-0,006 (3,80)
Lleida (%)	0,02 (100)	-0,07 (38,56)	0,05 (27,44)	0,043 (21,60)	0,016 (9,51)	-0,004 (2,85)
Lugo (%)	-0,87 (100)	-0,30 (33,85)	-0,21 (23,48)	-0,10 (12,22)	-0,25 (28,58)	0,01 (1,84)
Madrid (%)	0,46 (100)	0,91 (59,97)	-0,46 (30,05)	-0,07 (4,65)	0,04 (2,80)	0,03 (2,50)
Málaga (%)	0,06 (100)	0,25 (54,21)	-0,12 (26,53)	0,01 (2,82)	-0,04 (9,31)	-0,03 (7,11)
Murcia (%)	-0,06 (100)	0,23 (41,22)	-0,19 (34,58)	-0,04 (7,86)	-0,06 (11,87)	0,002 (4,44)
Navarra (%)	0,21 (100)	0,11 (42,85)	0,02 (14,85)	0,03 (12,36)	0,06 (24,14)	-0,01 (5,78)
Ourense (%)	-0,60 (100)	-0,30 (42,73)	-0,05 (16,94)	-0,08 (14,66)	-0,15 (24,67)	-0,002 (0,98)
Palencia (%)	0,01 (100)	-0,30 (45,92)	0,27 (41,57)	0,02 (4,41)	0,03 (4,88)	-0,02 (3,19)
Palmas (%)	0,20 (100)	0,24 (63,95)	-0,05 (14,56)	-0,02 (7,06)	0,01 (6,78)	0,02 (7,63)
Pontevedra (%)	-0,27 (100)	0,18 (26,4)	-0,23 (34,32)	-0,10 (15,12)	-0,12 (19,31)	0,0003 (4,83)
Rioja (%)	0,24 (100)	0,01 (5,03)	0,17 (59,63)	0,03 (13,93)	0,01 (5,74)	-0,001 (15,65)

Cuadro 2
Componentes de la diferencia de la productividad provincial respecto a su promedio
Participación porcentual de cada componente en la diferencia de productividad (*Continuación*)

	VAB	Efectos Fijos	Capital Humano	Capital Público	Capital Privado	Error
Medias Nivel	y_{it}^0 (100)	$E.F_{it}^0$ (prEF _i)	kh_{it}^0 (prkh _i)	kpu_{it}^0 (prkpu _i)	kpr_{it}^0 (prkpr _i)	$Error_{it}$ (prerror _i)
Salamanca (%)	0,02 (100)	-0,11 (37,14)	0,13 (44,85)	-0,01 (6,07)	0,02 (9,94)	8,9E-05 (1,97)
Segovia (%)	-0,18 (100)	-0,42 (53,41)	0,28 (35,38)	0,01 (2,08)	-0,05 (7,37)	0,0002 (1,74)
Sevilla (%)	-0,03 (100)	0,22 (40,78)	-0,20 (37,65)	-0,01 (3,65)	-0,04 (8,26)	0,002 (9,63)
Soria (%)	-0,18 (100)	-0,58 (52,98)	0,37 (33,86)	0,06 (5,97)	-0,04 (3,90)	-0,001 (3,27)
S. Cruz T. (%)	0,08 (100)	0,19 (60,79)	-0,06 (19,75)	-0,04 (13,94)	-0,01 (3,62)	-7,8E-05 (1,88)
Tarragona (%)	0,21 (100)	0,05 (18,53)	-0,02 (9,26)	0,02 (10,32)	0,16 (56,97)	-0,001 (4,89)
Teruel (%)	-0,01 (100)	-0,49 (50,55)	0,30 (30,94)	0,04 (4,80)	0,12 (13,09)	-2,0E-05 (0,58)
Toledo (%)	-0,03 (100)	-0,06 (48,98)	0,02 (17,24)	0,01 (15,24)	-0,01 (8,36)	0,0001 (10,16)
Valencia (%)	0,21 (100)	0,52 (59,64)	-0,31 (35,17)	-0,01 (2,14)	0,01 (1,64)	0,0001 (1,38)
Valladolid (%)	0,17 (100)	0,10 (35,41)	0,09 (32,00)	-0,05 (18,39)	0,02 (7,44)	-3,2E-05 (6,73)
Vizcaya (%)	0,34 (100)	0,27 (52,78)	-0,07 (14,83)	0,01 (3,38)	0,13 (26,03)	0,0007 (2,95)
Zamora (%)	-0,18 (100)	-0,42 (59,20)	0,21 (30,35)	0,04 (5,64)	-0,01 (2,44)	0,0003 (2,23)
Zaragoza (%)	0,16 (100)	0,28 (63,91)	-0,09 (22,69)	-0,03 (7,68)	0,01 (4,39)	3,4E-05 (1,31)
Global (t)	100	49,78 (79,41)	29,27 (66,35)	7,45 (22,13)	10,85 (33,28)	2,62 (16,99)

nº de observaciones: 400

$$y_{it}^0 = \left(\ln y_{it} - \frac{\sum_1^{50} \ln y_{it}}{50} \right) \quad kh_{it}^0 = 0.26 \times \left(\ln kh_{it} - \frac{\sum_1^{50} \ln kh_{it}}{50} \right) \quad kpr_{it}^0 = 0.33 \times \left(\ln kpr_{it} - \frac{\sum_1^{50} \ln kpr_{it}}{50} \right)$$

$$kpu_{it}^0 = 0.18 \times \left(\ln kpu_{it} - \frac{\sum_1^{50} \ln kpu_{it}}{50} \right) \quad E.F_{it}^0 = \left(EF_{it} - \frac{\sum_1^{50} EF_{it}}{50} \right)$$

$$| kh_{it}^0 | = prkh_{it} \cdot Q_{it} + U_{it} \quad | kpu_{it}^0 | = prkpu_{it} \cdot Q_{it} + U_{it} \quad | kpr_{it}^0 | = prkpr_{it} \cdot Q_{it} + U_{it}$$

$$| EF_{it}^0 | = prEF_{it} \cdot Q_{it} + U_{it} \quad | error_{it}^0 | = prerror_{it} \cdot Q_{it} + U_{it} \quad Q_{it} = | kn_{it}^0 | + | lkp_{it}^0 | + | lkp_{it}^0 | + | IEF_{it}^0 | + | e_{it} |$$

En este cuadro también se refleja de qué modo la divergencia de aportación media de cada factor y efecto fijo contribuye a la diferencia de *VAB* por ocupado provincial expresado en términos porcentuales. En la segunda fila de cada celda aparece el porcentaje que representa cada contribución respecto a la suma de los valores absolutos de todas ellas ($Q_{it} = |kh_{it}^0| + |kpr_{it}^0| + |kpu_{it}^0| + IEF_{it}^0 + |e_{it}|$), ya que la diferencia de signo no permite realizar comparaciones porcentuales directas. Para hallar estos porcentajes, en lugar de realizar una media aritmética de la relación del valor absoluto de cada componente ($|kh_{it}^0|$, $|kpr_{it}^0|$, $|kpu_{it}^0|$ y $|EF_{it}^0|$) y el valor de la suma de esos valores absolutos, Q_{it} , para cada provincia, con el fin de reducir el peso de las observaciones atípicas, se estima una regresión de la forma $|kh_{it}^0| = prkh_i \cdot Q_{it} + u_{it}$ para el capital humano y otras equivalentes para cada uno de los demás factores y efectos fijos de la función de producción, por provincias y en su conjunto.

En la última fila del Cuadro 2, aparece el valor de los coeficientes de estas regresiones para el conjunto de la muestra, que indican que la distinta dotación de capital humano entre provincias explica el 29,27 por ciento de la diferencia de productividad que se observa entre ellas, la distinta dotación de capital privado explica el 10,85 por ciento, la de capital público el 7,4 y las diferencias entre características provinciales el 49,78 por ciento. El término de error se valora en un 2,6 por ciento.

Estos resultados reflejan por un lado, que la menor dotación de recursos productivos, tales como capital privado y humano, repercuten decisivamente en el nivel de productividad alcanzado por cada provincia; pero también reflejan que la mera igualación de dotación de recursos es insuficiente para equiparar las productividades provinciales, ya que sus circunstancias tienen un peso importante en su determinación.

De la Fuente y Doménech (2006a), empleando la misma metodología anterior, determinan que el 39,86 por ciento del diferencial de productividad con respecto al promedio nacional de las regiones españolas en el periodo de 1960 a 2000, se debe al nivel educativo relativo de cada región, siendo para el caso de los países de la OCDE, en el periodo de 1960 a 1990, del 29,09 por ciento según De la Fuente (2004b); valores similares a los obtenidos en este trabajo.

5. Crecimiento de productividad provincial

Con el fin de completar el análisis realizado, resulta conveniente, hallar el modo en que el crecimiento de cada factor explica el crecimiento de la productividad provincial en el periodo indicado.

Para ello, se han calculado las tasas anuales de crecimiento de cada factor productivo por provincia (Δkh_{it} , Δkpu_{it} y Δkpr_{it}), que al multiplicarla por las elasticidades del output respecto a cada factor, muestran la contribución de cada uno de ellos al crecimiento del *VAB* por ocupado de cada provincia ($\alpha\Delta kh_{it}$, $\chi\Delta kpu_{it}$ y $\beta\Delta kpr_{it}$). A partir de la suma de estas contribuciones, se halla la PTF a modo de residuo de Solow. El valor porcentual de la contribución de cada factor y PTF al crecimiento del *VAB* por ocupado para el conjunto de la muestra se recoge en el Cuadro 3²⁹.

Cuadro 3
Contribución al Crecimiento Provincial por Componentes (1990-1999)

	Tasa crecimiento global 100	Capital humano a	Capital privado b	Capital público c	PTF d
Proporción					
Global	100	27,17	29,25	23,86	19,71
(t)		(16,93)	(22,31)	(18,76)	(8,20)

Nº de observaciones: 350

$$ch_{it} = a\Delta Q_{it} + u_{it} \quad cpr_{it} = b\Delta Q_{it} + u_{it} \quad cpu_{it} = c\Delta Q_{it} + u_{it} \quad ptf_{it} = d\Delta Q_{it} + u_{it}$$

$$\Delta Q_{it} = ch_{it} + cpu_{it} + cpr_{it} + ptf_{it}$$

$$ch_{it} = \alpha\Delta kh_{it} \quad , \quad cpu_{it} = \chi\Delta kpu_{it} \quad , \quad cpr_{it} = \beta\Delta kpr_{it} \quad \text{y} \quad ptf_{it} = 1 - PTF_{it}$$

Estos valores indican que el crecimiento de la productividad para el conjunto de provincias españolas queda explicado en un 27,17 por ciento por el crecimiento del capital humano, en un 23,86 por ciento por el del capital público, en un 29,25 por ciento por el del capital privado y en un 19,70 por ciento por la PTF.

De la Fuente (2004b), empleando la misma metodología anterior, determina que el crecimiento de la productividad para una muestra de países de la OCDE, en el periodo de 1960 a 1990, queda explicado en

²⁹ Para su cálculo se ha estimado una regresión de cada componente de crecimiento respecto a la suma del valor absoluto de todos ellos. Para el capital humano, la regresión adopta la forma: $ch_{it} = a\Delta Q_{it} + u_{it}$, donde $\Delta Q_{it} = ch_{it} + cpu_{it} + cpr_{it} + ptf_{it}$, y esos valores se expresan como $ch_{it} = |\alpha\Delta kh_{it}|$, $cpu_{it} = |\chi\Delta kpu_{it}|$, $cpr_{it} = |\beta\Delta kpr_{it}|$ y $ptf_{it} = |PTF_{it}|$, siendo u_{it} una perturbación aleatoria.

un 16,85 por ciento por el crecimiento del capital humano, en un 49,39 por ciento por el del capital físico y en un 33,76 por ciento por la PTF.

6. Conclusiones

En este trabajo se analiza en qué modo el capital humano contribuye a la producción provincial, desde 1990 hasta 1999, empleando para ello los datos de capital humano expresados en términos de trabajadores equivalentes calculados por Serrano y Pastor (2002). Para ello se estima una función de producción con rendimientos constantes a escala considerada en niveles, por el método generalizado de los momentos con las variables instrumentales capital privado y humano retardadas en uno y dos periodos, que queda expresada como:

$$\ln Y_{it} = \text{dummy}_i + \text{dut}_t + 0.26 \ln K h_{it} + 0.33 \ln K pr_{it} + 0.18 \ln K pu_{it} + 0.23 \ln L_{it}$$

Los efectos individuales mayores son los de Madrid, Barcelona, Valencia, Baleares y Alicante, y los menores los de Soria, Cuenca y Teruel.

En términos comparativos, el valor del coeficiente del capital humano estimado en este trabajo (0,26), resulta ser algo inferior a la media obtenida por De la Fuente de los coeficientes estimados para la OCDE en diversos estudios con diversas metodologías (0,34) y al coeficiente estimado por Sosvilla y Rivero para el conjunto de España (0,36). La diferencia más notable se observa al compararlo con la estimación que De la Fuente y Doménech realizan para las regiones españolas utilizando datos censales que mejoran la calidad de los datos utilizados para estimar el capital humano, en cuyo caso alcanza el valor de 0,83. No obstante, hay que considerar que estos estudios no se refieren ni a los mismos ámbitos territoriales, ni al mismo periodo temporal, ni incorporan la experiencia como factor explicativo de la producción.

En relación con otras alternativas de medición del capital humano, se aprecia que los coeficientes que miden la elasticidad del *VAB* respecto al capital humano medido en términos de trabajadores equivalentes (aproximadamente 0,26 en ambos casos) se encuentran a mitad de camino entre el que se halla respecto a la proporción de ocupados con estudios medios y superiores (0,24) y el que lo hace respecto a los años de escolarización (0,28), siendo los valores muy parecidos entre sí. Aunque la elasticidad del capital humano sea similar a la estimada con otras aproximaciones, la experiencia (incluida implícitamente en el capital humano en término de trabajadores equivalentes), es altamente explicativa del *VAB* alcanzado por cada provincia, siendo un factor que

debe ser considerado en la función de producción con el fin de que ésta quede mejor especificada.

La distinta dotación de capital humano entre provincias explica el 29,27 por ciento de la diferencia de productividad que se observa entre ellas, la de capital privado el 10,85 por ciento, la de capital público el 7,45 y las diferencias entre características provinciales el 49,78 por ciento. Estos resultados reflejan que la menor dotación de recursos productivos repercute decisivamente en el nivel de productividad alcanzado por cada provincia; pero también reflejan que la mera igualación de dotación de recursos es insuficiente para equiparar las productividades provinciales, ya que sus circunstancias tienen un peso importante en su determinación.

El crecimiento de la productividad para el conjunto de provincias españolas queda explicado en un 27,17 por ciento por el crecimiento del capital humano, en un 23,86 por ciento por el del capital público, en un 29,25 por ciento por el del capital privado y en un 19,71 por ciento por la PTF.

Referencias

- Alcaide, J., Alcalde, P. (2000), *Magnitudes Económicas Provinciales. Años 1985 a 1999*, Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas (FUNCAS) Departamento de Estadística Regional, Madrid.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): “La econometría de datos de panel”, *Investigaciones Económicas* 14, pp. 3-45.
- Arellano, M. (1992): “Introducción al análisis econométrico con datos de panel”, Documento de Trabajo 9222, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Barro, R. (1991): “Economic growth in a cross section of countries”, *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 407-444.
- Barro, R.J. y Lee, J.W. (1993): “International comparisons of educational attainment”, *Journal of Monetary Economics* 32, pp. 363-94.
- Barro, R.J. y Lee, J.W. (1996): “International measures of schooling years and schooling quality”, *American Economic Review* 86, pp. 218-23.
- Barro, R. J. y Lee, J.W. (2001): “International data on educational attainment updates and implications”, *Oxford Economic Papers* 53, pp. 541-563.
- Cohen y Soto (2007): “Growth and human capital: good data, good results”, *Journal of Economic Growth* 12, pp. 51-76.
- De la Fuente, A. (1995): “Inversión, *catch-up* tecnológico y convergencia real”, *Papeles de Economía Española* 63, pp. 18-34.
- De la Fuente, A. (1996): “Infraestructuras y productividad. Un panorama de la evidencia empírica”, *Información Comercial Española* 757, pp. 25-41.
- De la Fuente, A. (2002a): “Capital humano y crecimiento: nuevas series de escolarización y algunos resultados para la OCDE”, *Economía Industrial* 348, pp. 41-52.
- De la Fuente, A. (2002b): “On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions”, *European Economic Review* 46, pp. 569-599.
- De la Fuente, A. (2004a): “Capital humano y crecimiento en la economía del conocimiento”, Estudio 23, Fundación COTEC, Madrid.
- De la Fuente, A. (2004b): “Capital humano y crecimiento. El impacto de los errores de medición y una estimación de la rentabilidad social de la educación”, Documento de Trabajo D-2004-2 de la Dirección General de Presupuestos. Ministerio de Hacienda, pp. 1-37.
- De la Fuente, A. y Ciccone, A. (2002): “Human capital and growth in a global and knowledge-based economy”, Report for the European Comisión, 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, W.P. 262, Paris.
- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2001): “Educational attainment in the OECD, 1960-1990”, CEPR Discusión Paper 3390.
- 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 3587.

- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2006a): "Capital humano y crecimiento en las regiones españolas", *Moneda y Crédito* 222, pp. 13-78.
- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2006b): "Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?", *Journal of Economic Association* 4(1), pp.1-36.
- INE (1997), *Encuesta de estructura salarial 1995*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Jones, C. (1996): "Human capital, ideas and economic growth", Mimeo, Stanford University.
- Jorgenson, D. y Fraumeni, B. (1989): "The accumulation of human and non-human capital 1948-1984", en Lipsey, R.E. y Tice, H.S. (eds.), *The measurement of saving, investment and wealth*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 227-282.
- Kyriacou, G. (1991): "Level and growth effects of human capital: A cross-country study of the convergence. Hypothesis", C.V. Starr Working Paper 91-26.
- Lucas, R. (1998): "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics* 22, pp. 3-42.
- Mankiw, G., Romer, D. y Weil, D. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics* 107, pp. 407-437.
- Mas, M., Pérez, F., Uriel E., Serrano, L. y Soler, A. (2002), *Capital humano, series 1964-2001*, Bancaja, Valencia.
- Mas, M., Pérez, F. y Uriel E. (Dir.) (2003), *El stock de capital en España y su distribución territorial*, Fundación BBVA, Bilbao.
- Mas, M., Pérez, F. y Uriel E. (1999), *El stock de capital en España y su distribución territorial*, Fundación BBV-IVIE, (4ª ed.).
- Mas, M., Pérez, F. y Uriel E. (2006), *El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial (1964-2003)*. Nueva Metodología, Fundación BBVA, Bilbao. Incluye CD con base de datos.
- Mulligan, C.B. y Sala-i-Martin, X. (1997): "A labor-income-based measure of the value of human capital", *Japan and the World Economy* 9, pp. 159-191.
- Mulligan, C.B. y Sala-i-Martin, X. (2000): "Measuring aggregate human capital", *Journal of Economic Growth* 5, pp. 215-252.
- Nehru, V., Swanson, E y Dubey, A. (1995): "A new database on human capital stocks ind developing and industrial countries: sources methodology and results", *Journal of Development Economics* 46, pp. 379-401.
- Pedraja, F., Salinas, M. y Salinas, J. (2002): "Efectos del capital público y del capital humano sobre la productividad de las regiones españolas", *Papeles de Economía Española* 93, pp. 135-147.
- Rebelo, S. (1991): "Long run policy analysis and long run growth", *Journal of Political Economy* 99, pp. 500-521.
- Romer, P. (1986): "Increasing returns and long run growth", *Journal of Political Economy* 94, pp. 1002-1037.
- Serrano, L. (1997): "Productividad del trabajo y capital humano en la economía española", *Moneda y Crédito* 205, pp. 79-101.

- Serrano, L. (1999): “Capital humano, estructura sectorial y crecimiento en las regiones españolas”, *Investigaciones Económicas* 23, pp. 225-249.
- Serrano, L. y Pastor, J.M. (2002), *El valor económico del capital humano en España*, Bancaja, Valencia.
- Solow, Robert M. (1956): “A contribution to the theory of economic growth”, *The Quarterly Journal of Economics* 70, pp. 65-94.
- Sosvilla-Rivero, S. y Alonso Meseguer, J. (2005): “Estimación de una función de producción MRV para la economía española, 1910-1995”, *Investigaciones Económicas* 29, pp. 609-624.

Abstract

The aim of this paper is to calibrate the extent of human capital contribution to the economic growth of Spanish provinces, as well as to establish whether the differences on this factor endowment are explanatory of the differences of Gross Value Added (GVA) between provinces and their corresponding rates of growth, when human capital, following Serrano & Pastor, is measured in terms of equivalent workers, using market wages as education and experience different's level averages. Results arrived at by means of the technique of panel data show that human capital contributes positively to output and that its shortfall explains the 29,3 per cent of the differences of GVA between Spanish provinces and its growth explains the 27,2 per cent of GVA growth.

Keywords: panel data, human capital, economic growth.

*Recepción del original, noviembre de 2005
Versión final, julio de 2007*