

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

**M<sup>a</sup> del Pópulo Pablo-Romero y M<sup>a</sup> Palma Gómez-Calero\***

WP-EC 2005-14

Correspondencia: M.P. Pablo-Romero. Universidad de Sevilla. Avda. Ramón y Cajal, 1. Sevilla 41018. Tel.: 954 556 164 / Fax: 954 557 629 / E-mail: mpablorom@us.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Mayo 2005

Depósito Legal: V-2404-2005

*IVIE working papers offer in advance the results of economic research under way in order to encourage a discussion process before sending them to scientific journals for their final publication.*

---

\* Universidad de Sevilla.

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

**M<sup>a</sup> del Pópulo Pablo-Romero y M<sup>a</sup> Palma Gómez-Calero**

## **ABSTRACT**

En este trabajo se presenta un análisis de los efectos económicos que el capital humano, medido en términos de trabajadores equivalentes, tiene sobre la producción. Con este fin se ha utilizado una función de producción tipo Cobb-Douglas, en la que el Valor Añadido Bruto es función del capital humano y del capital físico privado y público. Para ello se utilizan datos provinciales referidos a la década de los noventa. Los resultados que se han obtenido mediante la técnica de datos de panel ponen de manifiesto que el capital humano contribuye positivamente a la producción y que sus déficit explican en parte las diferencias entre el valor añadido bruto de las provincias españolas.

*J.E.L. Classification Numbers:* C23, J24, O47 y R11.

*Keywords:* datos de panel, capital humano, crecimiento económico, análisis provincial.

## **RESUMEN**

This paper contains an analysis of the economic effects of human capital on production, measured as Gross Value Added per full-time equivalent worker. To this end, a Cobb-Douglas type production function has been used, with Gross Value Added (GVA) a function of human capital and private and public physical capital. Provincial data from the 1990s were used. Results obtained applying the panel-data technique show human capital makes a positive contribution to production. Besides, human capital deficits may partly explain GVA differences between Spanish provinces.

*Palabras clave:* panel data, human capital, economic growth, provincial analysis.

## 1. Introducción

Los modelos neoclásicos tradicionales se han centrado, casi exclusivamente, en el stock de capital físico como principal determinante del crecimiento económico. Las contribuciones más recientes destacan, además, la importancia del capital humano como factor adicional a la hora de explicar el crecimiento<sup>1</sup>.

No obstante, buena parte de los estudios empíricos no corroboran la relevancia que las nuevas explicaciones teóricas atribuyen a este factor, sobre todo cuando las regresiones de crecimiento se estiman en diferencias o con datos de panel<sup>2</sup>. Estas contradicciones entre teoría y práctica no han hecho disminuir la importancia explicativa que los investigadores otorgan al capital humano, sino que éstos han reforzado sus análisis empíricos en busca de las causas de esas divergencias: ya sea mejorando la estimación del nivel educativo como aproximación al valor del capital humano (De la Fuente, 2004; De la Fuente y Doménech, 2000 y 2002); o bien, dando origen a formas alternativas de estimar este factor. Entre estas alternativas encontramos la presentada por los autores Serrano y Pastor (2002), en la que el capital humano de una persona se mide en función del número de trabajadores equivalentes sin formación ni experiencia que serían necesarios para conseguir su misma capacidad productiva, de modo que el capital humano productivo de una provincia, región o nación se obtiene agregando el de los individuos que la componen.

Basándonos en esta alternativa de Serrano y Pastor, en este trabajo se estima la aportación del capital humano a la producción provincial, así como también se valora para cada provincia, en que modo las dotaciones de este factor determinan las diferencias observadas de valor añadido entre ellas.

El trabajo está organizado como sigue. En primer lugar, se describen las fuentes de información estadística utilizadas, haciendo especial referencia a los datos relativos

---

<sup>1</sup> Entre otros Lucas (1988), Romer (1990), Mankiw, Romer y Weil (1992), y Jones (1996).

<sup>2</sup> De acuerdo con De la Fuente (2004), 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. Las conclusiones de los estudios posteriores en las que se han utilizado especificaciones en diferencias o técnicas de panel han sido mucho más desalentadoras, no detectándose en muchos de ellos una correlación significativa entre la formación y la productividad. Un desarrollo más amplio de esta literatura puede encontrarse en la sección 3 del apéndice de De la Fuente y Ciccone (2002).

al capital humano. A continuación, se presentan los resultados obtenidos de las diversas estimaciones realizadas para calcular la elasticidad del valor añadido respecto al capital humano. En esta sección se aplica la técnica de datos de panel a las cincuenta y dos 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 1990-1998. Por último, de acuerdo con las estimaciones realizadas en el apartado anterior, se analiza en qué medida la divergencia entre el valor añadido bruto de cada provincia y el nacional se explica por la diferencia de dotación de capital humano de cada una de éstas respecto al nivel de España.

## **2. Información estadística utilizada**

Para analizar en qué modo el capital humano influye en la producción provincial de España se ha optado por aproximar los datos a una función de producción tipo Cobb-Douglas, que más adelante detallaremos, en la que se incorporan como factores independientes el capital humano, el stock 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:

- Valor Añadido Bruto

Los datos sobre el valor añadido bruto 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 y dos provincias y para la totalidad del periodo analizado.

- Stock de capital privado y público

La información utilizada sobre estas dos variables explicativas proceden de las estimaciones realizadas por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y publicadas por la Fundación BBVA disponibles desde 1965 hasta 1998, 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 en caso del 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 regional<sup>3</sup>.

- 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 la educación, experiencia laboral y capacidad de los individuos. Los intentos de medir esta variable pueden dividirse en dos grandes categorías<sup>4</sup>: por un lado, existen métodos que se limitan a ofrecer un indicador del nivel educativo medio como aproximación de la dotación media de capital humano; y por otro, existen estimaciones que pretenden valorar el capital humano utilizando diversas variables de las que tan sólo una es la educación.

Básicamente se plantean dos grandes objeciones al primero de los métodos mencionados. Una se refiere a que atribuye a cada nivel educativo el mismo efecto sobre el capital humano, y la otra al modo en que se atribuye el capital humano a personas con diferente grado educativo.

Estas dificultades han determinado que algunos autores<sup>5</sup> hayan intentado otras alternativas de medición. Dado que la dificultad reside en cómo asignar un valor a cada tipo de estudios, la solución que proponen consiste en utilizar las valoraciones fijadas por el mercado y plasmadas en los salarios establecidos para los trabajadores con diferentes estudios; ya que el capital humano correspondiente a cada tipo de educación se refleja en los salarios percibidos. El problema que plantea esta opción es que el salario no depende exclusivamente del capital de cada individuo, sino también de otros factores productivos utilizados. Por ese motivo, estos autores calculan el capital humano

---

<sup>3</sup> Dentro 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, Perez Y Uriel (2003)

<sup>4</sup>Serrano y Pastor (2002) ofrecen una explicación global sobre los diferentes métodos de valoración agregada del capital humano; así como de sus ventajas e inconvenientes.

<sup>5</sup>Entre los estudios más recientes se encuentran los trabajos de Jorgenson y Fraumeni (1989) y los de Mulligan y Sala-i-Martin (1997 y 2000)

de cada sujeto a partir de la relación de su salario con el de un individuo sin ninguna educación.

Las dificultades prácticas para abordar este segundo método de estimación en España, han determinado que la mayoría de los indicadores sintéticos de capital humano utilizados hayan sido el número de años medio y el porcentaje de personas con un cierto nivel educativo mínimo, que generalmente han sido calculados a partir de las series provinciales de población en edad de trabajar por niveles educativos, ofrecidas por Mas, Pérez, Uriel, Serrano y Soler (2002), que han ido avanzando y actualmente cubren el periodo temporal de 1964 a 2001. Utilizando estos indicadores se han analizado los efectos del capital humano sobre el crecimiento económico. Si bien, como señala De la Fuente (2004) los resultados obtenidos de estas estimaciones son desalentadores debido en parte a los indicadores utilizados.

Con la aparición reciente de la Encuesta de Estructura Salarial 1995 del INE, Serrano y Pastor (2002) han abordado la elaboración de indicadores mixtos de capital humano con las características del segundo método de estimación anteriormente comentado, es decir, que incorporan la valoración del mercado de las capacidades (educativas y no educativas) de los individuos. La medición del capital humano para estos autores se realiza en términos de “trabajadores equivalentes”, de modo que el capital humano de un individuo se valora por el número de individuos sin capital humano (varón sin estudios, menor de veinte años) que serían necesarios para alcanzar su capacidad productiva. El salario relativo entre las diferentes categorías de individuos es la fuente de información utilizada para establecer esa equivalencia. Estas series de capital humano publicadas por BANCAJA, se ofrecen a nivel provincial desde 1990 hasta el año 2000, para la población activa, ocupada y desempleada.

En el presente estudio, se utiliza la serie de población ocupada expresada en términos de “trabajadores equivalentes”; lo que supone una desviación respecto a los estudios realizados en España sobre estos temas, y limita el periodo de referencia a los años para los que se dispone de esa información.

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

De acuerdo con la exposición precedente, en este trabajo se pretende analizar en que modo el capital humano medido en términos de trabajadores equivalentes contribuye a la producción provincial, desde 1990 hasta 1998. Para ello se parte de una función de producción Cobb-Douglas<sup>6</sup> en la que se establecen como factores independientes el capital humano, el stock de capital privado, el del público y una variable exógena constataste que recoge la influencia de otros factores tales como el progreso tecnológico, economías de aglomeración, situación geoeconómica...

En esta función no incluimos como variable independiente al empleo, pues el concepto que se maneja de capital humano lo incluye implícitamente, al dividirse éste en empleo, formación y experiencia.

Analíticamente la función se expresa del siguiente modo:

$$Y_{it} = AKh_{it}^{\alpha}Kpr_{it}^{\beta}Kpu_{it}^{\chi}$$

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

Kh = capital humano medido en trabajadores equivalentes

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 y dos provincias españolas

t = años desde 1990 hasta 1998

---

<sup>6</sup> Se ha optado por esa función por razones operativas, pese a las críticas sobre su limitación de perfecta sustituibilidad entre los inputs.

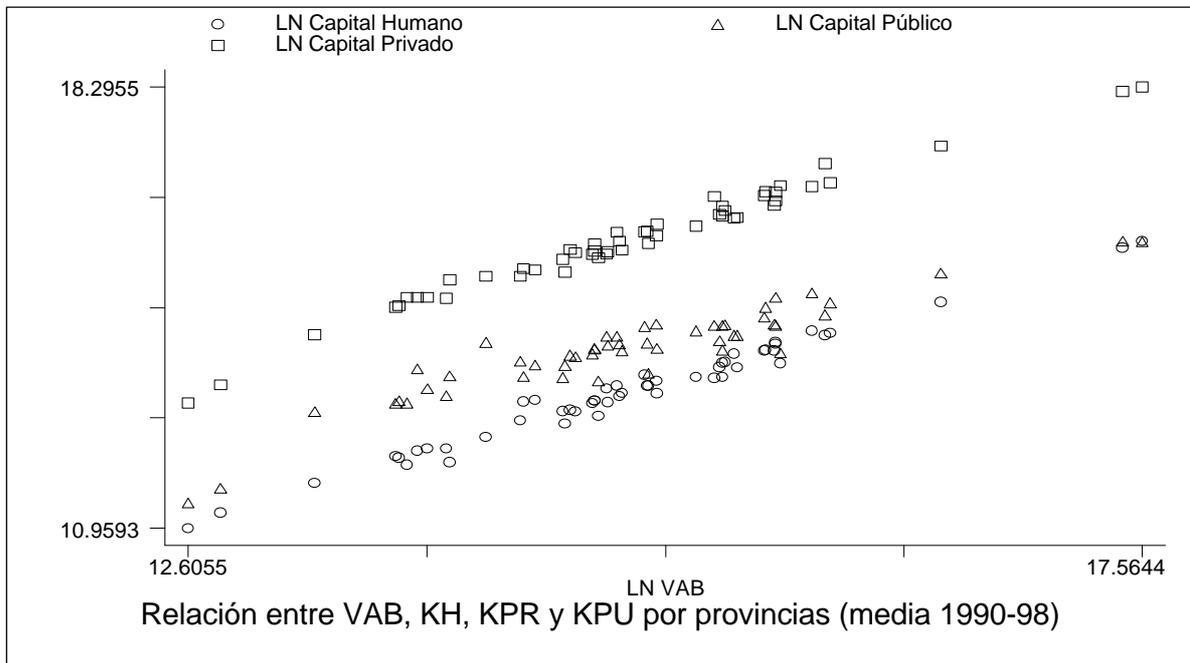
$\alpha$ ,  $\beta$  y  $\chi$  = elasticidad del valor añadido bruto respecto a cada uno de los regresores considerados.

Si se expresa la función en términos logarítmicos se obtiene:

$$\ln Y_{it} = A + \alpha \ln K_{hit} + \beta \ln K_{pr_{it}} + \chi \ln K_{pu_{it}}$$

Esta expresión puede estimarse mediante diversos métodos. Una primera aproximación consiste en obviar la evolución temporal tomando algún indicador para cada variable e individuo que haga referencia a todo el periodo, como puede ser la media temporal. En este caso, se estaría hablando de un análisis de tipo transversal. En el siguiente Gráfico (Gr.1) se muestra el comportamiento de las medias provinciales de cada variable respecto a la media del vab, observándose una clara relación positiva del capital humano respecto al valor añadido, que corrobora los análisis precedentes en los que el capital humano se medía exclusivamente a partir de los niveles educativos sin tener en cuenta otros factores como la experiencia o la tecnología aplicada al puesto de trabajo.

**Gráfico 1**



La función estimada siguiendo este análisis transversal por mínimos cuadrados ordinarios es la siguiente:

$$\ln Y_i = 0.503531 + 0.58696 \ln K_{hi} + 0.5604317 \ln K_{pr_i} - 0.1571713 \ln K_{pu_i}$$

(1.96)                      (8.58)                      (8.09)                      (-3.00)

Los resultados de esta estimación reflejan básicamente la expresión gráfica anterior.

Aunque este análisis permite avanzar en los efectos del capital humano sobre el vab provincial, no es el más adecuado para tratar los datos disponibles, ya que el uso de medias aritméticas elimina parte de la información de estos datos y no permite controlar las diferencias no observables entre las provincias.

Recientemente, las investigaciones empíricas que analizan el papel del capital humano sobre el crecimiento económico emplean especificaciones en diferencias o técnicas de panel que eliminan la variación de corte transversal de los datos antes de proceder a la estimación, lo que tiene la ventaja de controlar esas diferencias no observables entre los individuos; si bien la estimación se vuelve más sensible a los errores de medición de los datos.

Con el fin de confirmar la presencia de esos efectos individuales se ha procedido a aplicar el contraste F, obteniendo un estadístico  $F(51,413)=80,25$ , que confirma la presencia de estos efectos, por lo que es adecuado estimar la función utilizando las técnicas de panel de datos. Existen dos modelos alternativos de estimación: el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios. El primero resulta más adecuado si los efectos individuales están correlacionados con los regresores; mientras que el segundo es aconsejable en caso contrario. El test de Hausman permite contrastar la existencia de correlación, a partir de la hipótesis nula de que las diferencias en los coeficientes no son sistemáticas. En este caso, el valor del estadístico chi-cuadrado  $(3)=421,53$ , rechaza la hipótesis nula, indicando la existencia de correlación, por lo que resulta conveniente utilizar el modelo de efectos fijos.

Para estimar la función de producción señalada anteriormente utilizando el modelo de efectos fijos se puede emplear el estimador intragrupos que ofrece el programa estadístico Stata v.7.0, equivalente a aplicar un estimador de mínimos cuadrados ordinarios sobre las desviaciones ortogonales que proporciona una estimación eficiente y consistente.

Los resultados obtenidos de esta estimación de la función de producción Cobb-Douglas aparecen recogidos en las tablas 1 y 2. La segunda columna de la primera tabla

refleja los principales valores relacionados con esta regresión. Se obtienen coeficientes estimados de 0,28 para el capital humano, 0,44 para el capital privado y 0,10 para el capital público, con un nivel de significación inferior al 1 por ciento para las dos primeras variables y tan sólo del 10 por ciento para el capital público, en consonancia con estudios precedentes. El valor de la constante, 3,23, refleja la importancia relativa de otros factores comunes para todas las provincias diferentes a los tratados, como podría ser, entre otros, el progreso técnico<sup>7</sup>. En este caso se ha optado por no especificarlo en forma de tendencia lineal, como es habitual en otros trabajos<sup>8</sup>, debido al breve periodo de tiempo considerado.

**TABLA 1.**  
**Estimación de la función de producción provincial**  
**(1990-1998)**

VARIABLES	EFFECTOS FIJOS (con dummies)	PRIMERAS DIFERENCIAS	EFFECTOS FIJOS V.I.(con dummies)	PRIMERAS DIFERENCIAS V.I.
CONSTANTE	3,225948 (6,13)	-	3,395212 (5,11)	-
CAPITAL HUMANO	0,279135 (11,42)	0,20029 (8,17)	0,3003038 (10,68)	0,226898 (7,60)
CAPITAL PÚBLICO	0,04991 (1,64)	0,028080 (0,70)	0,0985982 (2,65)	0,0852495 (1,62)
CAPITAL PRIVADO	0,441269 (6,40)	0,5862186 (7,21)	0,3681893 (4,14)	0,4370862 (3,67)
TEST F de significatividad conjunta o Wald	358,35 g. de l.=3	119,25 g. de l.=3	90871727,38 g. de l.=3	264,33 g. de l.=3
TEST F de significatividad conjunta dummy	7540 g. de l.=54	-	6882,54 g. de l.=54	-
Coefficiente de autocorrelación de primer orden	0,662500 (16,53)	0,1560747 (2,90)	0,593530 (13,59)	-0,1146601 (-2,20)
Coefficiente de autocorrelación segundo orden	-0,306097 (-5,79)	-0,132672 (-2,29)	-0,2972735 (-5,45)	-0,1744826 (-3,68)

\*Los datos entre paréntesis corresponden al estadístico t-student robusto a heterocedasticidad, excepto en las estimaciones en primeras diferencias con variables instrumentales en las que el programa Stata no ha permitido obtener estas t-student robustas.

<sup>7</sup> De la Fuente (2002b) considera que el progreso técnico solamente 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.

<sup>8</sup> Se trata de la conocida hipótesis del *catch-up* tecnológico que se aplica entre otros por De la Fuente (1995)

La segunda y cuarta columna de la tabla 2 recogen los valores de los efectos individuales para cada provincia, que reflejan las circunstancias particulares que influyen en la producción provincial y que son diferentes a las explicadas por los regresores considerados. Estos coeficientes de las dummies provinciales oscilan entre valores ligeramente negativos y 1,12 para la provincia de Barcelona. Siendo otros valores elevados los coeficientes de Madrid (1,09), Valencia (0,78), Vizcaya (0,64), Baleares (0,62), La Coruña (0,62), Zaragoza (0,62) y Las Palmas de Gran Canaria (0,61), que sugieren la contribución positiva de los núcleos urbanos y de sus economías de aglomeración sobre los niveles de renta. Estos efectos individuales son significativos para la práctica totalidad de las provincias, alcanzando el test F de significatividad conjunta de los regresores con dummies el valor de 7540.

La eficiencia de este modelo está limitada por la correlación serial que se observa en los términos de error, ya que la autocorrelación de primer orden es equivalente a 0,66, un valor relativamente lejano a 0 que indica la ausencia de autocorrelación. La intuición de esta correlación positiva queda corroborada por el test de Durbin-Watson que ofrece el programa Stata para el modelo de efectos fijos, cuyo valor es 0.639, alejado de 2.

Una alternativa a la estimación por efectos fijos consiste en aplicar mínimos cuadrados ordinarios sobre el modelo transformado en primeras diferencias. Esta forma de estimación ha sido utilizada frecuentemente en el análisis de los factores determinantes del crecimiento económico y en el estudio de la convergencia de la renta entre distintas zonas, al permitir, de acuerdo con algunos autores, soslayar el problema de la no estacionariedad de las variables, evitando el riesgo de estimar regresiones espúreas que a veces aparecen al utilizar los valores en niveles<sup>9</sup>; y que puede ser una de las causas de la autocorrelación observada en el modelo de efectos fijos.

---

<sup>9</sup> Con series no estacionarias se corre el riesgo de estimar regresiones espúreas cuando las variables no están cointegradas. Para solucionar este problema se pueden tomar diferencias de las variables hasta que sean estacionarias o sin serlo están cointegradas. Vid. Serrano (1997).

**TABLA 2.**  
**Estimación de los coeficientes individuales de la función de producción provincial**  
**(1990-1998)**

Provincias	Dummies (efectos fijos)	Dummies (Variables instrumentales)	Provincias	Dummies (efectos fijos)	Dummies (Variables instrumentales)
Álava	0,42930 ( 4,53)	0,45026 (5,00)	León	0,17741 (1,64)	0,19867 (1,94)
Albacete	0,08048 (1,37)	-0,01958 (-0,29)	Lleida	0,35149 (3,78)	0,35821 (4,04)
Alicante	0,49578 (2,98)	0,55733 (3,59)	Lugo	0,11758 (1,44)	0,11873 (1,54)
Almería	0,40448 (2,54)	0,54564 (3,71)	Madrid	1,09011 (5,02)	1,15617 (5,74)
Asturias	0,49387 (3,51)	0,52789 (4,02)	Málaga	0,46066 (3,34)	0,48889 (3,78)
Ávila	-0,8776 (-1,94)	-1,34399 (-2,64)	Melilla	-	
Badajoz	0,32566 (3,21)	0,35200 (3,72)	Murcia	0,49254 (3,58)	0,52887 (4,10)
I. Baleares	0,62485 (3,45)	0,73848 (4,39)	Navarra	0,49745 (4,40)	0,51408 (4,82)
Barcelona	1,12701 ( 4,51)	1,26621 (5,51)	Ourense	0,06243 (0,71)	0,08224 (1,01)
Burgos	0,29261 (3,38)	0,28985 (3,46)	Palencia	0,11423 (1,74)	0,12528 (1,96)
Cáceres	0,31339 (2,99)	0,35236 (3,63)	Palmas	0,61016 (4,99)	0,64357 (5,60)
Cádiz	0,50269 (3,43)	0,56834 (4,21)	Pontev.	0,53166 (4,35)	0,55002 (4,86)
Cantabria	0,37816 (2,78)	0,45328 (3,59)	Rioja	0,39666 (4,94)	0,41436 (5,30)
Castellón	0,32474 (3,15)	0,32835 (3,27)	Salam.	0,24595 (2,53)	0,27916 (3,05)
Ceuta	-0,11334 (-3,50)	-0,17196 (-4,94)	Segovia	-0,04413 (-0,73)	-0,03247 (-0,55)
Ciud. Real	0,21980 (2,23)	0,23651 (2,51)	Sevilla	0,56124 (4,05)	0,57160 (4,44)
Córdoba	0,37506 (3,74)	0,38251 (3,97)	Soria	-0,12584 (-2,98)	-0,12660 (-3,21)
La Coruña	0,62708 (3,78)	0,72135 (4,74)	S.Tenerf.	0,49134 (3,84)	0,52683 (4,39)
Cuenca	-0,07311 (-1,38)	-0,10647 (-1,94)	Tarragona	0,37488 (2,65)	0,42808 (3,21)
Girona	0,43998 (3,89)	0,44053 (4,02)	Teruel	-0,01607 (-0,23)	0,00355 (0,05)
Granada	0,29612 (2,41)	0,33888 (2,98)	Toledo	0,30591 (2,95)	0,31921 (3,26)
Guadal.	-0,01557 (-0,25)	-0,05654 (-0,85)	Valencia	0,78527 (4,61)	0,82217 (5,18)
Guipúzcoa	0,54113 (3,73)	0,61260 (4,58)	Valladolid	0,45367 (4,03)	0,48127 (4,66)
Huelva	0,22030 (2,58)	0,21597 (2,57)	Vizcaya	0,64788 (4,47)	0,67774 (5,03)
Huesca	0,06322 (0,89)	0,04613 (0,66)	Zamora	0,00299 (0,05)	0,00792 (0,13)
Jaén	0,37803 (3,92)	0,39090 (4,31)	Zaragoza	0,62377 (4,80)	0,65507 (5,36)

\*Los datos entre paréntesis corresponden al estadístico t-student robusto a heterocedasticidad

Así, al estimar en primeras diferencias, cuyos valores se recogen en la columna 3 de la tabla 1, se observa una clara reducción de los coeficientes de autocorrelación de primer y segundo orden en relación a los obtenidos mediante la estimación de la función por efectos fijos. Lo que en principio sugiere que el modelo en primeras diferencias es más relevante que el de efectos fijos. No obstante, este modelo no permite observar los efectos individuales, ya que al ser valores constantes se anulan en primeras diferencias, por lo que no permite apreciar los efectos de las circunstancias individuales sobre la variable explicada, resultando menos adecuado para explicar las razones por las que las provincias presentan diferentes niveles de producción.

Asimismo, la eliminación de este valor constante, que recoge como se ha indicado anteriormente entre otros factores el tecnológico, puede ser la causa del aumento de la elasticidad del capital privado respecto a la estimada con el modelo de efectos fijos, que alcanza un valor de 0,58; pudiéndose interpretar este resultado como una sobrevaloración de su influencia en el vab motivada por una incompleta especificación de la función de producción. Por otro lado, el capital público deja de ser significativo, y el capital humano reduce levemente su coeficiente.

Las estimaciones derivadas de los dos modelos anteriores (intragrupos y en primeras diferencias) no son consistentes en ausencia de exogeneidad de los regresores, es decir no son consistentes si el valor que toma uno o algunos de los factores productivos depende del valor añadido bruto, pues en ese caso el término de error en el momento  $t$  tendría alguna influencia en los valores futuros de los factores productivos. Eso implica que es necesario modelizar la variable no exógena como predeterminada para que las estimaciones sean insesgadas. En este análisis, aunque es posible sospechar que futuros valores de alguna de las variables dependen del valor actual del vab, este vínculo parece más claro en el caso del stock de capital privado, pues una situación económica adversa puede suponer una reducción de la inversión futura condicionando el valor del stock de capital; mientras que si es favorable puede aumentar la inversión futura.

Para tratar este problema se ha procedido a la estimación de los dos modelos anteriores mediante el método generalizado de momentos que permite emplear variables instrumentales en presencia de no exogeneidad, eliminando la correlación entre la variable explicativa retardada y el término de error para obtener estimaciones consistentes. El instrumento que se ha utilizado ha sido la variable explicativa capital privado retardada un periodo, tanto para la estimación en niveles como en primeras diferencias.

En las columnas cuarta y quinta de la tabla 1 se recogen los resultados de estas estimaciones tanto por efectos fijos como en primeras diferencias. En ambos casos se acepta el test de Wald de significatividad conjunta de las variables, así como el de significatividad de las dummies regionales de efectos fijos con variables instrumentales. Los coeficientes estimados son en todos los casos significativos, excepto la elasticidad del capital público estimada en primeras diferencias, cuyo nivel de significación sólo es del 11 por ciento.

Los coeficientes estimados en estos dos casos no son tan divergentes como los estimados sin utilizar instrumentos; si bien, en las estimaciones en primeras diferencias todavía se aprecia una mayor elasticidad del capital privado frente a la obtenida por efectos fijos (0,4370 frente a 0,3681), y una menor elasticidad del capital humano (0,2268 frente a 0,3003), que pueden ser debida, como se explicó anteriormente, a la eliminación de los valores constantes que recogen importante información. Esta disminución de las diferencias entre las elasticidades estimadas, así como la disminución de los coeficientes de correlación de primer y segundo orden ponen de manifiesto que la variable instrumental utilizada mejora la estimación de la función de producción en ambos casos. No obstante, únicamente el modelo de efectos fijos con variables instrumentales permite analizar los efectos individuales que pueden tener relevancia a la hora de explicar las diferencias en el vab de las provincias españolas; por lo que los coeficientes estimados por este modelo, así como los coeficientes individuales que se recogen en la tabla 2, son los más adecuados para este análisis.

Con este modelo, se puede concluir que la elasticidad del vab provincial respecto al capital humano es igual a 0,30<sup>10</sup>, al capital privado es de 0,36 y al capital público de 0,098. Asimismo, se aprecia en esta estimación que los efectos individuales son mayores en las provincias de Barcelona, Madrid, Valencia, Baleares y La Coruña; repercutiendo negativamente en provincias tales como Albacete, Ávila, Ceuta, Cuenca, Guadalajara, Segovia y Soria.

Estos resultados pueden sugerir que estamos ante un modelo de crecimiento neoclásico que supone rendimientos constantes a escala del conjunto de factores y

---

<sup>10</sup> De la Fuente (2004) 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 muy diferente de la utilizada en este trabajo)

decrecientes de cada uno de ellos ( $\alpha + \beta + \chi=1$ ). Por este motivo se ha procedido a contrastar esta hipótesis mediante un test de Wald donde la hipótesis nula establece que la suma de las elasticidades es igual a 1, con un resultado de  $F(1,361)= 45,02$ , que rechaza dicha hipótesis estableciendo, por tanto, que la suma de los parámetros relevantes son significativamente diferentes a 1. Por esta razón, se ha procedido a contrastar la hipótesis de rendimientos decrecientes (se ha optado por la suma de las elasticidades igual a 0,75) resultando, en este caso, que la suma de esos parámetros no es significativamente diferente de ese valor [ $F(1,361)=0,24$ ], por lo que se acepta el supuesto de rendimientos a escala decrecientes del conjunto de estos factores. Este resultado puede justificarse por la forma en la que se ha definido la función de producción, en la que los aspectos tecnológicos y otros factores de producción se han considerado constantes a lo largo del tiempo por las limitaciones temporales de los datos utilizados. La especificación de estos factores y la determinación de sus elasticidades puede ser compatible con el enfoque neoclásico de rendimientos constantes a escala; aunque también es posible compatibilizarlo con rendimientos crecientes. Para analizar esta cuestión es conveniente ampliar el marco temporal, y como apunta De la Fuente (2002), aumentar el número de factores de crecimiento considerados especificando en mayor grado la función de producción.

Teniendo en cuenta los resultados de los contrastes anteriores y las limitaciones de los datos de capital humano utilizados, en este estudio no se ha optado por la imposición explícita de rendimientos constantes sino que se ha preferido no establecer ninguna restricción.

#### **4. Diferencias de vab entre provincias**

Los resultados obtenidos anteriormente ponen en evidencia que las diferencias de vab entre provincias tiene 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 cual ha sido el origen de las diferencias de vab entre provincias en el periodo de 1990 a 1998, se procede a su estudio. Se ha partido de la estimación realizada anteriormente de la función de producción provincial por el

método de efectos fijos con variables instrumentales. Para cada provincia, se ha calculado la aportación de cada factor productivo a su vab. Para ello, se ha multiplicado las distintas elasticidades estimadas por la media temporal de los logaritmos neperianos de cada factor productivo, de tal manera que para cada una de las provincias se ha obtenido una función del siguiente tipo:

$$\ln Y^*_i = 3,3952 + \text{dummy}^*_i + 0,3003 \ln Kh^*_i + 0,3681 \ln Kpr^*_i + 0,0985 \ln Kpu^*_i + e^*$$

donde :

- \* = media del logaritmo neperiano de cada variable desde 1990 hasta 1998
- i = provincias
- e = término que recoge la diferencia entre el vab estimado por la función y el vab procedente de las fuentes estadísticas utilizadas.

A continuación, se ha calculado en qué medida la aportación media de cada factor productivo por provincia diverge del correspondiente valor medio nacional; expresándose en términos porcentuales. Asimismo, se ha realizado este cálculo para el vab medio provincial, las dummies, y el término de error. Por lo que se obtiene para cada provincia y variable un valor que puede expresarse del siguiente modo:

$$Y^{\circ}_i = \left( \ln Y^*_i - \frac{\sum_1^{52} \ln Y^*_i}{52} \right) : 100, \quad kh^{\circ}_i = \left( \ln kh^*_i - \frac{\sum_1^{52} \ln kh^*_i}{52} \right) : 100,$$

$$kpr^{\circ}_i = \left( \ln kpr^*_i - \frac{\sum_1^{52} \ln kpr^*_i}{52} \right) : 100, \quad kpu^{\circ}_i = \left( \ln kpu^*_i - \frac{\sum_1^{52} \ln kpu^*_i}{52} \right) : 100$$

$$\text{dummy}^{\circ}_i = \left( \text{dummy}^*_i - \frac{\sum_1^{52} \text{dummy}^*_i}{52} \right) : 100, \quad e^{\circ}_i = \left( e^*_i - \frac{\sum_1^{52} e^*_i}{52} \right) : 100$$

Por último, para las distintas provincias, se ha hallado la participación porcentual de los valores calculados anteriormente para los tres factores productivos, las

dummies y el término de error, respecto al valor obtenido para el vab. De esta forma, los nuevos valores reflejan en que medida la diferencia de la producción media provincial respecto a la media nacional en el periodo estudiado es explicada por la diferente dotación media de factores productivos, por el factor individual y por el término de error. Estos nuevos valores que se recogen en la tabla 3, se expresan del siguiente modo:

$$kh^{\emptyset}_i = kh^{\circ}_i \times 100 / Y^{\circ}$$

$$kpr^{\emptyset}_i = kpr^{\circ}_i \times 100 / Y^{\circ}_i$$

$$kpu^{\emptyset}_i = kpu^{\circ}_i \times 100 / Y^{\circ}_i$$

$$dummy^{\emptyset}_i = dummy^{\circ}_i \times 100 / Y^{\circ}_i$$

$$e^{\emptyset}_i = e^{\circ}_i \times 100 / Y^{\circ}_i$$

Realizando la media de estos valores para todas las provincias, se obtiene que la distinta dotación provincial de capital humano explica el 28 por ciento de la diferencia media del vab de cada provincia sobre el vab nacional; el capital privado explica el 37 por ciento, el capital público el 5 y el 32 las características individuales<sup>11</sup>. El término de error explica en un -2 por ciento la diferencia entre el valor estimado por este conjunto de ecuaciones que se han venido realizando y el verdadero valor de la diferencia media del vab de cada provincia sobre el vab nacional.

Estos resultados reflejan por un lado, que la menor dotación de recursos productivos, tales como el capital privado y humano, repercuten decisivamente en el nivel de vab alcanzado; pero también reflejan que la mera dotación de recursos es insuficiente para alcanzar el valor medio de vab, ya que las circunstancias individuales tienen un peso importante en la determinación del nivel medio del vab provincial en relación con el nivel medio nacional. Resulta curioso apreciar el paralelismo que existe

---

<sup>11</sup> De la Fuente (2004) calcula la contribución de los distintos factores en la productividad relativa en un país promedio de la OCDE, utilizando para medir el capital humano el nivel de educación corrigiendo el sesgo derivado de los errores de medición, y llega a la conclusión de que el capital físico contribuye en un 38,02 por ciento, la educación en un 29,09 por ciento y a la productividad total de los factores el resto. Para las regiones españolas durante el periodo 1964-1991, De la Fuente (2002b) concluye que se pueden descomponer los términos de convergencia en inversión en educación, difusión tecnológica y evolución de la ratio capital/trabajo, con porcentajes del 25%, 35% y 40% respectivamente.

**TABLA 3.**  
**Explicación De La Diferencia Del Vab Provincial Sobre El Vab Nacional En Función De**  
**Sus Componentes**  
**(media 1990-1998)**

	KH	KPU	KPR	E.I.	ERROR
Melilla	30%	11%	44%	16%	0%
Ceuta	28%	11%	42%	25%	-6%
Soria	28%	6%	35%	30%	0%
Ávila	28%	7%	33%	42%	-10%
Segovia	26%	7%	34%	33%	0%
Teruel	31%	8%	30%	31%	-1%
Cuenca	27%	3%	32%	43%	-4%
Guadalajara	38%	5%	26%	45%	-14%
Zamora	27%	6%	33%	34%	0%
Palencia	30%	8%	37%	25%	0%
Albacete	25%	3%	39%	68%	-35%
Huesca	30%	-2%	30%	43%	-1%
Ourense	9%	8%	32%	51%	0%
Lugo	8%	5%	37%	50%	-1%
Salamanca	28%	13%	34%	25%	0%
Huelva	35%	4%	27%	53%	-20%
Rioja	47%	8%	58%	-14%	1%
Burgos	30%	4%	45%	39%	-18%
Ciudad Real	24%	-1%	15%	70%	-8%
Álava (Araba)	72%	31%	65%	-50%	-19%
Cáceres	29%	3%	19%	5%	44%
Lleida	45%	-6%	59%	8%	-6%
Badajoz	-13%	-16%	69%	25%	35%
León	-43%	-30%	-64%	240%	-3%
Toledo	36%	-14%	12%	82%	-17%
Jaén	12%	6%	144%	-54%	-8%
Castellón	-6%	1%	69%	-29%	65%
Almería	24%	0%	37%	-94%	134%
Valladolid	32%	-41%	-24%	121%	13%
Córdoba	41%	30%	17%	11%	0%
Granada	116%	51%	66%	-39%	-94%
Cantabria	36%	12%	62%	101%	-111%
Navarra	22%	9%	24%	43%	2%
Girona	16%	0%	43%	15%	26%
Tarragona	16%	9%	61%	14%	1%
Sta.Cruz Tenerif.	27%	3%	34%	35%	2%
Pontevedra	35%	4%	25%	34%	2%
Palmas (las)	21%	4%	25%	50%	0%
Cádiz	30%	8%	36%	41%	-16%
Guipúzcoa	31%	8%	30%	51%	-20%
Murcia	30%	8%	39%	23%	1%
Málaga	30%	10%	42%	17%	1%
Zaragoza	27%	5%	28%	38%	0%
Asturias	32%	11%	39%	21%	-3%
Balears (Illes)	18%	-1%	43%	48%	-8%
Coruña (A)	33%	5%	31%	47%	-16%
Sevilla	32%	10%	35%	22%	2%
Alicante	28%	6%	46%	19%	2%
Vizcaya	28%	7%	34%	30%	1%
Valencia	28%	8%	36%	28%	1%
Madrid	28%	7%	35%	30%	0%
Barcelona	28%	7%	36%	35%	-6%
Media provincial	28%	5%	37%	32%	-2%

Las provincias están ordenadas por vab medio ascendente

entre los pesos de las explicaciones de los componentes de las provincias con mayor y menor vab medio. En ellas se observa que cae ligeramente la importancia relativa del capital privado como factor explicativo de las diferencias provinciales de vab, y sube, también ligeramente, el peso del capital público. Las ponderaciones del capital humano y de los efectos individuales son muy similares a los de la media de todo el grupo.

## **5. Conclusiones**

1. El capital humano es difícil de medir porque es una variable que incluye aspectos cuantitativos y cualitativos. Eso implica que la medición de este factor haya ido evolucionando y diversificándose.
2. Una forma de medición del capital humano, que desde el punto de vista teórico elimina parte de los errores de medición, es la que tiene en cuenta además de la educación, otras variables, como puede ser la experiencia. En España, la Fundación IVIE ha iniciado estudios de este tipo en los que se mide el capital humano en términos de trabajadores equivalentes. No obstante, todavía existen dificultades para obtener datos en periodos de tiempo prolongados, lo que limita su aplicación a diversos modelos econométricos.
3. Los resultados de las estimaciones utilizando diversos modelos econométricos que incorporan esta forma de medición del capital humano, muestran una relación positiva y significativa entre el vab y el capital humano, cuyas elasticidades oscilan en torno al 20-30 por ciento. Asimismo, para el periodo considerado, en la explicación del vab resulta relevante el capital privado, las dotaciones de factores individuales, los factores atribuibles a la tecnología y, en menor medida, el capital público.
4. La relevancia que la dotación de capital humano tiene sobre el vab provincial determina que las diferentes dotaciones de capital humano entre las provincias explique un 28 por ciento de las diferencias que se han observado en el periodo analizado entre la producción provincial.
5. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la importancia del capital humano como factor explicativo del crecimiento.

## Referencias Bibliográficas

- 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* (Segunda época). Vol. XIV, nº 1, pp. 3-45.
- Arellano, M. (1992): “Introducción al análisis econométrico con datos de panel”, *Documento de Trabajo* nº 9222, Servicio de Estudios del Banco de España.
- De la Fuente, A. (1995): “Inversión, catch-up tecnológico y convergencia real”, *Papeles de Economía Española*, nº 63, pp. 18-34.
- De la Fuente, A.(1996): “Infraestructuras y productividad. Un panorama de la evidencia empírica”, *Información Comercial Española*, nº 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*, nº 348, vol. VI, pp. 41-52.
- De la Fuente, A. (2002b): “On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions”, *European Economic Review*. Vol. 46, Issue 3, pp. 569-599.
- De la Fuente, A. (2004): “Capital humano y crecimiento en la economía del conocimiento”, Estudio nº 23, Fundación COTEC, Madrid.
- 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. nº 262, Paris.
- 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 nº 3587.
- Jones, C. (1996): *Human capital, ideas and economic growth*, Mimeo, Stanford University.
- Jorgenson, D. y Fraumeni, B. (1989): “The accumulation of human and nonhuman capital 1948-1984”, en Lipsey, R.E. y Tice, H.S. (eds.), *The measurement of saving, investment and wealth*, University of Chicago Press, Chicago.
- Lucas, R. (1998): “On the mechanics of economic development”, *Journal of Monetary Economics*, nº 22, pp. 3-42.
- Mankiw, G., Romer, D. y Weil, D. (1992): “A contribution to the empirics of economic growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 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.).
- 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*, nº 9, pp. 159-191.
- Mulligan, C.B. y Sala-i-Martin, X. (2000): “Measuring aggregate human capital”, *Journal of Economic Growth*, nº 5, vol. III, pp. 215-252.
- 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*, nº 93, pp.135-147.
- Romer, P. (1990): “Endogenous technical change”, *Journal of Political Economy*, pp. s71-s102.
- Serrano, L. (1997): “Productividad del trabajo y capital humano en la economía española”, *Moneda y Crédito*, nº 205, pp.79-101.
- Serrano, L. (1999): “Capital humano, estructura sectorial y crecimiento en las regiones españolas”, *Investigaciones Económicas*, vol. 23(2), 225-249.
- Serrano, L. y Pastor, J.M. (2002): *El valor económico del capital humano en España*, Bancaja, Valencia.