

**EXTERNALIDADES DEL CAPITAL HUMANO
EN LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS: 1981-1991**

*Antonio Ciccone**
*Walter García-Fontes***

D-2001- 02

Marzo 2001

* Universitat Pompeu Fabra y CEPR

** Universidad Pompeu Fabra

Este trabajo forma parte del proyecto de investigación “Determinantes del crecimiento a nivel regional y nacional,” cofinanciado por el Fondo Europeo de Desarrollo Regional y la Fundación Caixa Galicia. Deseamos agradecer a Angel de la Fuente sus comentarios.

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Presupuestos no representan opiniones oficiales del Ministerio de Hacienda. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los de los autores, con los que no tiene que coincidir, necesariamente la citada Dirección. Ésta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad.

Correspondencia:

Walter Garcia-Fontes, Departamento de Economía y Empresa, Universitat Pompeu Fabra, Ramon Trias Fargas 25-27, 08005 Barcelona, España. *Email:wgarcia@upf.es.*

Resumen

Estimamos las externalidades del capital humano a nivel de las provincias españolas para el período 1981-1991. Nuestro enfoque empírico adapta el marco teórico de Ciccone y Peri (2000) para ser utilizado con los datos disponibles para España. Nuestro principal resultado muestra que no hay externalidades del capital humano a nivel de las provincias españolas, una vez que se controlan las tendencias que afectan a los salarios individuales a nivel estatal. Si no tomamos en cuenta estos efectos encontramos un rendimiento agregado y externo elevado del capital humano a nivel provincial.

1 Introducción

¿Hay externalidades asociadas con el nivel de capital humano en una región? Esta pregunta empírica aún no ha sido contestada satisfactoriamente, a pesar del hecho de que identificar la intensidad de las externalidades del capital humano es esencial para formular políticas económicas adecuadas. Cuanto más importantes sean las externalidades del capital humano a nivel regional, mayor tendría que ser el esfuerzo que las administraciones regionales tendrían que realizar para subsidiar a la educación y la inmigración de trabajadores altamente cualificados. Las externalidades del capital humano se han postulado en muchos trabajos teóricos a partir de la contribución inicial de Lucas (1988), pero el desarrollo empírico ha sido menor. La razón por la cual la pregunta empírica aún no ha sido contestada es que no está claro cómo identificar las externalidades del capital humano. En consecuencia, a pesar de que actualmente se ha acumulado un trabajo empírico considerable sobre el rendimiento total del capital humano a nivel regional, tenemos muy poca o casi ninguna información sobre el rendimiento externo. Para el caso español, tampoco existen estimaciones sobre el rendimiento externo del capital humano. Mientras que el rendimiento total (agregado) al capital humano a nivel de las provincias españolas ha sido estimado por ejemplo por Calvo (1988), Vila y Mora (1996) y Oliver et al. (1999), no existe, hasta donde sabemos, trabajo empírico que examine si parte del efecto del capital humano sobre una economía regional se debe a una externalidad.

En este artículo proponemos estimar el rendimiento externo al capital humano a nivel provincial para España entre 1981 y 1991. Nuestro enfoque adapta el trabajo de Ciccone y Peri (2000) a los datos disponibles para España. Ciccone y Peri muestran que el rendimiento externo al capital humano se puede estimar a partir de la elasticidad de los salarios medios respecto al

nivel regional del capital humano, manteniendo la composición de la fuerza de trabajo constante. Este resultado teórico es bastante general e identifica las externalidades con todos los casos en que el producto marginal de los trabajadores con mayor educación está por encima del salario que reciben. El marco empírico resultante es semi-paramétrico en el sentido de que mantiene su validez para cualquier patrón de substitutibilidad y complementariedad entre los diferentes tipos de trabajo que se usan en la producción. Nuestro principal resultado muestra que no hay externalidades significativas del capital humano a nivel de las provincias españolas, una vez que controlamos por las tendencias que afectan a los salarios individuales a nivel estatal. Si no tomamos en cuenta estos efectos encontramos elevados rendimientos externos y agregados al capital humano a nivel provincial.

El resto del artículo se estructura de la siguiente forma: En la sección 2 repasamos la literatura relacionada, mientras que en la sección 3 presentamos el modelo teórico. En la sección 4 formulamos el marco empírico de nuestro análisis. Las fuentes de datos y como han sido tratados se presenta en la sección 5. En la sección 6 presentamos los resultados de nuestro análisis empírico y por último la sección 7 presenta las conclusiones.

2 *Literatura Relacionada*

El trabajo de Rauch (1993) está muy relacionado con el nuestro. Emplea datos sobre salarios y capital humano del Censo de los EEUU sobre individuos en 237 ciudades en 1980 para estimar las externalidades en las ciudades usando ecuaciones individuales de salarios.¹ Sus resultados muestran que el efecto externo del incremento de un año en el tiempo medio de educación en las ciudades sobre los salarios de los trabajadores en la misma ciudad es estadísticamente significativo y del orden de un 4 por ciento. El enfoque de Rauch permite identificar las externalidades del capital humano bajo el supuesto de que los trabajadores con diferente capital humano son substitutos perfectos en la producción. La substitutibilidad perfecta simplifica la identificación porque implica que la oferta de capital humano no afecta los salarios de los trabajadores con un capital humano dado si se mantiene constante la productividad total de los

factores. En consecuencia, todos los efectos de la oferta de capital humano sobre los salarios de los trabajadores con un capital humano dado tienen que operar a través de la productividad total de los factores y pueden por ello interpretarse como externalidades.

El supuesto de substitutibilidad perfecta entre los trabajadores con diferente capital humano puede sin embargo producir el resultado empírico erróneo de externalidades del capital humano si hay diferentes trabajadores que son de hecho substitutos imperfectos (Ciccone, Peri, y Almond (1999), Ciccone y Peri (2000), Acemoglu y Angrist (2000)). Esto es así porque un incremento en la oferta de capital humano incrementará en este caso los salarios de algunos trabajadores incluso si no hay externalidades. Este problema se puede evitar siguiendo la metodología de Ciccone y Peri (2000), donde se muestra que se pueden cuantificar las externalidades a través de la estimación del efecto del capital humano sobre los salarios medios manteniendo constante la composición de la fuerza de trabajo.

Rauch (1993) estima las externalidades suponiendo que el tiempo medio de educación está dado exógenamente. Moretti (1998) toma en cuenta la endogeneidad del tiempo medio de educación así como la posibilidad de error de medida y encuentra externalidades de la educación grandes y significativas en las ciudades de EEUU entre 1980 y 1990. Conley et al. (1999) encuentran externalidades de la educación significativas en las regiones malayas utilizando un enfoque de variables instrumentales. Acemoglu y Angrist (2000) no encuentran evidencia de externalidades del tiempo medio de educación a nivel estatal en los EEUU; su enfoque empírico usa instrumentos para el tiempo medio de educación en los estados así como también la educación individual. Nuestro trabajo se diferencia de estos trabajos previos en que seguimos la metodología de Ciccone y Peri (2000) y permitimos que los trabajadores con capital humano diferente sean substitutos imperfectos en la producción. Otra diferencia entre el enfoque de Ciccone y Peri y nuestro enfoque por una parte, y las metodologías de Moretti, Conley et al. y Acemoglu y Angrist por otra, es que nuestro enfoque nos permite estimar las externalidades del tiempo medio de educación sin estimar el rendimiento individual a la educación y la experiencia. Esto permite evitar problemas que pueden aparecer porque la educación individual es endógena

¹ El trabajo teórico sobre externalidades de localización se puede encontrar en Marshall (1890), Jacobs (1969, 1984), Henderson (1988), y Lucas (1988,1999).

o puede estar medida con error (Acemoglu y Angrist (2000)). El hecho de que nuestro enfoque deje de lado la estimación de rendimientos individuales también asegura que los resultados empíricos no están condicionados por supuestos paramétricos que relacionen la educación y la experiencia con los niveles individuales de capital humano o salarios.

Calvo (1988) y Serrano-Martínez (1999) estiman el rendimiento agregado del capital humano y el efecto del capital humano sobre la estructura industrial en España, respectivamente. Utilizan datos de las provincias españolas. Hasta donde sabemos no existen trabajos empíricos previos sobre las externalidades del capital humano para las provincias españolas.²

3 *El modelo básico*

Formulamos el modelo más sencillo que nos permite plantear nuestra idea. Se trata de un modelo con un bien transable y dos tipos de trabajadores: trabajadores de cualificación alta y trabajadores de cualificación baja. Nuestros resultados se mantienen, no obstante, si tenemos un número arbitrario de grupos de cualificación. Supongamos que el *output* Y del bien transable producido en la provincia p en el año t depende del número total de trabajadores de cualificación baja L y el número total de trabajadores de cualificación alta H así como de la tecnología A

$$(1) \quad Y_{pt} = A_{pt} F(L_{pt}, H_{pt}).$$

La función agregada de producción se supone que está sujeta a rendimientos constantes a escala condicionados a la productividad total de los factores $F(\mathbf{I}L, \mathbf{I}H) = \mathbf{I}F(L, H)$ y tiene primeras y segundas derivadas diferenciables con continuidad.

Supongamos también que el mercado de trabajo en cada provincia es perfectamente competitivo y, en consecuencia, que los salarios reales de equilibrio de los trabajadores de cualificación alta y

² Existen sin embargo estudios sobre la relación entre los salarios individuales y la educación, por ejemplo Oliver et al. (1998) y Vila y Mora (1996). Estos artículos utilizan los mismos datos que nosotros para las estimaciones individuales pero aparte de ello tienen poca relación con el objetivo de nuestro trabajo.

baja son iguales a sus productos marginales de la producción manteniendo la tecnología agregada constante

$$(2) \quad w_{pt}^L = A_{pt} F_1(L_{pt}, H_{pt}) = A_{pt} F_1(l_{pt}, 1-l_{pt})$$

$$(3) \quad w_{pt}^H = A_{pt} F_2(L_{pt}, H_{pt}) = A_{pt} F_2(l_{pt}, 1-l_{pt})$$

donde $l = L/N$ y N es el total de trabajadores, $N = L + H$. La segunda igualdad en (2) y (3) usa la propiedad de rendimientos constantes de la función de producción agregada y el hecho de que en el equilibrio del mercado de trabajo la suma de las fracciones de trabajadores de baja y alta cualificación es igual a 1, $l + h = 1$. Las ecuaciones (2) y (3) suponen que cada región es un mercado laboral, o sea, que trabajadores idénticos en la región tendrían que obtener salarios idénticos. La formulación no implica ningún supuesto sobre la (falta de) migración. En particular, las empresas pueden contratar a sus trabajadores a nivel estatal.

Nuestro objetivo es ver si la oferta de trabajadores de cualificación alta afecta al nivel de tecnología de cada provincia. En consecuencia, permitimos que el nivel de tecnología agregada A en (1) se incremente con alguna medida x de la cualificación de la fuerza de trabajo de la provincia. La forma funcional particular usada es

$$(4) \quad A_{pt} = B_{pt} x_{pt}^q N_{pt}^d$$

donde x es una medida agregada de la intensidad de trabajadores de cualificación alta en la provincia. B captura todos los otros determinantes de la productividad total de los factores en la provincia. Probaremos dos diferentes medidas para x : la fracción de trabajadores de cualificación alta en la provincia y el cociente entre trabajadores de cualificación alta y baja en la provincia. Incluimos N en (4) para controlar por la posible existencia de efectos agregados de escala en la productividad. Véase Sveikauskas (1975), Segal (1976), Moomaw (1981), Henderson (1986) y Rauch (1993) para trabajos empíricos sobre los efectos de escala en las ciudades de los EEUU.

Las dos medidas de la intensidad de trabajadores de cualificación alta en la provincia que utilizaremos en el trabajo empírico permiten expresar la fracción de los dos tipos de trabajadores como una función de la medida agregada de la intensidad de trabajadores de cualificación alta

$$(5) \quad l_{pt} = g^L(x_{pt})$$

$$(6) \quad h_{pt} = g^H(x_{pt}).$$

Por ejemplo, si usamos el cociente de trabajadores de alta y baja cualificación, $x = h/l$, entonces $l = 1/(1+x)$ y $h = x/(1+x)$. Utilizaremos este resultado para expresar el salario medio en función de la medida x de intensidad de los trabajadores de cualificación alta.

El salario medio w en la provincia p en el momento t se define como el salario de los dos grupos ponderados por su tamaño relativo

$$(7) \quad w_{pt}(x_{pt}, l_{pt}) = w_{pt}^L(x_{pt})l_{pt} + w_{pt}^H(x_{pt})(1-l_{pt})$$

donde hemos usado el hecho de que (2)-(6) implican que los salarios de los trabajadores de cualificación alta y baja pueden escribirse como una función de la medida agregada de la intensidad de los trabajadores de cualificación alta.

La ecuación (7) expresa que un incremento en los salarios medios observados en una provincia puede provenir de dos fuentes. En primer lugar el incremento puede provenir de un aumento de la proporción de trabajadores de cualificación alta en la fuerza de trabajo. En segundo lugar, el incremento puede provenir de un aumento de los salarios de los trabajadores de distinta cualificación, pero manteniendo la composición de la fuerza de trabajo inalterada. El principal resultado teórico de este artículo muestra que este segundo efecto puede usarse para estimar la intensidad de las externalidades del capital humano. Más precisamente, la intensidad de las

externalidades del capital humano pueden estimarse a partir del efecto del capital humano sobre los salarios medios manteniendo la composición de la fuerza de trabajo constante.

Para entender nuestra metodología de estimación de las externalidades del capital humano supongamos que no hay externalidades asociadas con la intensidad de los trabajadores de cualificación alta. En este caso nuestro principal resultado teórico propone que, si se produce en la provincia un pequeño incremento en la intensidad de trabajadores de cualificación alta, los salarios medios no deberían cambiar siempre y cuando se mantenga constante la composición de la fuerza de trabajo. Intuitivamente esto es así porque a los trabajadores de cualificación alta se les paga su producto marginal en cada provincia en el caso en que no hay externalidades. En consecuencia, el incremento en los salarios totales asociado con un incremento pequeño en la intensidad de trabajadores de cualificación alta en la provincia iría completamente a los “nuevos” trabajadores de cualificación alta (que son los responsables del incremento en la intensidad de trabajadores de cualificación alta). Por ello los salarios totales que van a los trabajadores que ya están en la provincia no se incrementan con la intensidad de los trabajadores de cualificación alta en la provincia.

Es por ello que, si mantenemos constante la composición de la fuerza de trabajo, el incremento porcentual que observemos en los salarios medios como respuesta a un incremento porcentual de nuestra medida de la calidad de la fuerza de trabajo se puede interpretar como el efecto externo del capital humano. Esta metodología adopta, además, el punto de vista más general sobre las externalidades del capital humano, ya que define estas externalidades como cualquier instancia en la cual los trabajadores de cualificación alta obtienen salarios por debajo de su producto marginal a nivel regional.

Estas ideas intuitivas las formalizamos en la siguiente proposición:

Proposición 1: La elasticidad de los salarios medios con respecto a la medida agregada de calidad del trabajo (x) cuando mantenemos la composición de la fuerza de trabajo (l) constante es igual a la intensidad de la externalidad del capital humano q ,

$$(8) \quad \frac{\partial \ln \left(w_{pt}^L(x_{pt})l_{pt} + w_{pt}^H(x_{pt})(1-l_{pt}) \right)}{\partial \ln x_{pt}} = q.$$

Demostración: Véase que $w_{pt}^L(x) = B_{pt} x_{pt}^q N_{pt}^d F_1(l_{pt}(x), 1-l_{pt}(x))$ y en consecuencia que

$$(9) \quad \begin{aligned} \frac{\partial w_{pt}^L(x_{pt})}{\partial x_{pt}} &= q B_{pt} x_{pt}^{q-1} N_{pt}^d F_1(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt})) \\ &+ B_{pt} x_{pt}^q N_{pt}^d \left(F_{11}(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt})) - F_{12}(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt})) \right) l'(x_{pt}) \end{aligned}$$

En forma similar,

$$(10) \quad \begin{aligned} \frac{\partial w_{pt}^H(x_{pt})}{\partial x_{pt}} &= q B_{pt} x_{pt}^{q-1} N_{pt}^d F_2(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt})) \\ &+ B_{pt} x_{pt}^q N_{pt}^d \left(F_{21}(l_{pt}(x), 1-l_{pt}(x)) - F_{22}(l_{pt}(x), 1-l_{pt}(x)) \right) l'(x_{pt}) \end{aligned}$$

Los rendimientos constantes a escala de la función agregada de producción de los trabajadores de cualificación alta y baja para un nivel dado de tecnología implican que $F_1 l + F_2 h = F$. Además $F_{11} l + F_{12} h = 0$ y $F_{21} l + F_{22} h = 0$. Combinando las dos últimas ecuaciones obtenemos $(F_{11} - F_{21})l + (F_{12} - F_{22})h = 0$. En consecuencia, la media ponderada de (9) y (10) con las ponderaciones iguales a la fracción de trabajadores de cada tipo es

$$(11) \quad \begin{aligned} &\frac{\partial w_{pt}^L(x_{pt})}{\partial x_{pt}} l_{ct} + \frac{\partial w_{pt}^H(x_{pt})}{\partial x_{pt}} (1-l_{ct}) \\ &= q B_{pt} x_{pt}^{q-1} N_{pt}^d \left(F_1(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt}))l(x_{pt}) + F_2(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt}))(1-l(x_{pt})) \right) \\ &= q B_{pt} x_{pt}^{q-1} N_{pt}^d F(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt})) \end{aligned}$$

En consecuencia,

$$(12) \quad \frac{\partial \ln(w_{pt}^L(x_{pt})l_{pt} + w_{pt}^H(x_{pt})(1-l_{pt}))}{\partial \ln x_{pt}} = \frac{qB_{pt}x_{pt}^{q-1}N_{pt}^d F(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt}))}{B_{pt}x_{pt}^q N_{pt}^d F(l(x_{pt}), 1-l(x_{pt}))} x_{pt} = \mathbf{q}. \quad \text{QED}$$

Véase que la elasticidad de los salarios medios respecto a la medida x de la calidad de la fuerza de trabajo permite identificar las externalidades del capital humano únicamente cuando se mantiene constante la composición de la fuerza de trabajo. Si no se mantiene constante esta composición, entonces tendremos el efecto total del cambio en la composición de la fuerza de trabajo sobre los salarios medios, de acuerdo a los dos efectos mencionados en la ecuación (7).

4 Análisis empírico

La idea básica de nuestro análisis empírico de las externalidades del capital humano en las provincias se basa en la Proposición 1. Para poner en práctica esta idea necesitamos obtener los salarios medios manteniendo la composición de la fuerza de trabajo constante para todas las provincias españolas en dos momentos del tiempo. Estos salarios medios se pueden construir con datos sobre las proporciones de trabajadores con distintos niveles de cualificación y sus salarios medios por provincias. Además de trabajar con estos datos, hemos construido unas medidas basadas en salarios medios *ajustados* que eliminan las diferencias salariales relacionadas con factores que no son relevantes para el tema que estamos analizando. Para ver con detalle como realizamos este ajuste denotamos w_{ispt} al salario del individuo i con nivel educativo s en la provincia p en el momento t , y z_{ispt} a las características de este individuo que queremos eliminar en nuestra medida de salarios medios. Construimos una medida de salarios medios ajustados de trabajadores con ese nivel educativo en la provincia p en el momento t mediante la siguiente regresión

$$(13) \quad \ln w_{ispt} = \sum_{q=0}^P \mathbf{a}_{qst} D(p=q) + \sum_{k=0}^K \mathbf{b}_{st} z_{ispt} + u_{ispt}$$

donde P es el número total de provincias, K son las características individuales que controlamos, $D(p = q)$ es una variable ficticia que es diferente de 0 e igual a 1 sólo si $p = q$; u_{ispt} es un residuo. El cálculo de esta regresión proporciona estimaciones de $\hat{\mathbf{a}}_{qst}$, el salario medio de los trabajadores con cualificación s en la provincia p en el momento t ajustados por las características z .

A continuación usamos estos salarios ajustados por cualificación, provincia y tiempo para construir un salario medio ajustado manteniendo la composición constante

$$(14) \quad \ln \hat{w}_{pt}^F = \ln \sum_{s=1}^S l_{spT} \hat{\mathbf{a}}_{spt} .$$

Véase que las proporciones l_{spT} corresponden a las del año base T . Los salarios medios calculados en (14) nos permiten evaluar el incremento porcentual en salarios medios ajustados manteniendo la composición de la fuerza de trabajo fija, $\ln \hat{w}_{pt}^F - \ln \hat{w}_{pT}^F$. A continuación estimamos la intensidad de las externalidades formulando empíricamente la versión discreta de

$$(15) \quad \ln \hat{w}_{pt}^F - \ln \hat{w}_{pT}^F = \text{Controles} + \mathbf{q}(\ln x_{pt} - \ln x_{pT}) + u_p .$$

Los “controles” incluyen el cambio en el empleo total en la provincia para eliminar los cambios debidos a efectos de escala. El hecho de que trabajemos con tasas de crecimiento implica que las diferencias permanentes en salarios a nivel regional no afectan nuestros resultados. Por ejemplo, si las empresas en el sector servicios de las provincias de Madrid o Barcelona pagan unos salarios 30 % más elevados que las empresas en Almería a causa de un coste de vida mayor, entonces estas diferencias en salarios no afectarán a nuestros resultados siempre y cuando estén fijas durante el período de tiempo considerado. En general, los cambios que incrementan los salarios medios en todas las provincias por igual (como la inflación a nivel estatal) no afectan a los resultados dado que simplemente quedan absorbidos por la constante de nuestras regresiones³.

Al estimar la ecuación (15) es necesario tomar en cuenta que la proporción de trabajadores de cualificación alta y el número total de trabajadores en cada provincia (que entran en los controles) son posiblemente endógenos y están medidos con error. Además se miden con error tanto el cambio porcentual en la medida de la intensidad el trabajo cualificado como el incremento en la fuerza de trabajo. El error de medida refiere en este caso no sólo al problema habitual de medición y aproximación de las variables utilizadas en este trabajo, sino también a un problema adicional: Los sistemas educativos de las distintas provincias presentan diferencias importantes en calidad que no estamos tomando en cuenta y, por lo tanto, las medidas de educación deberían ajustarse por estas diferencias en calidad de los sistemas educativos. Lamentablemente estos datos sobre educación ajustados por la calidad no existen.

La metodología de variables instrumentales también puede ayudar a corregir los sesgos que puede comportar el no tomar en cuenta cambios en los precios de producción de cada provincia. Este problema se puede interpretar como un problema de variables omitidas. En efecto, nuestro modelo formula que el cambio en los salarios reales medios es una función del cambio en nuestra medida de la calidad de la fuerza de trabajo, $\%(w/p) = f(\%x)$. Si tuviéramos cambios en los precios de producción en cada provincia entre 1981 y 1991, podríamos estimar directamente

³ Los salarios se podrían ajustar usando algún deflactor del PIB calculado a nivel provincial. Véase más abajo el comentario sobre la utilización de variables instrumentales para corregir el problema de no disponer de este

esa última ecuación. Como estos datos no existen, estimamos $\% w = f(\% x)$. Por lo tanto el cambio porcentual en los precios de producción aparecería como una variable omitida en la parte derecha de la ecuación. Siempre y cuando esta variable no esté correlacionada con los instrumentos que utilizaremos, el método de variables instrumentales corregirá los posibles sesgos.

Por todas estas razones utilizaremos la técnica de variables instrumentales para la estimación. Los instrumentos que usamos son la estructura demográfica provincial en 1981. La hipótesis identificadora es que la estructura demográfica provincial en 1980 es independiente del cambio tecnológico provincial 1981-1991 no contabilizados en (15), de los errores de medida y de las variables omitidas.

5 Los datos

Hemos utilizado tres fuentes de datos en este estudio. Los datos individuales provienen de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* de 1981 y 1991, mientras que los datos provinciales provienen del proyecto *Capital Humano* que desarrolla el *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas* (IVIE) para la fundación *Bancaja*. Por último para las variables instrumentales hemos utilizado datos sobre la composición de la estructura demográfica de la población en base a los *Censos de Población*. Utilizamos los datos para las 50 provincias excluyendo a Ceuta y Melilla.

Datos Individuales

Los datos individuales provienen de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* de 1981 y 1991. Para aproximar lo mejor posible los ingresos salariales, hemos restringido la muestra a cabezas de familia entre 15 y 65 años con ingresos por cuenta ajena en empleos no agrícolas, que

tipo de deflatores.

trabajen más de 15 horas semanales. Nos quedamos así con 10.998 individuos para 1981 y 9.181 para 1991.

Los datos individuales son necesarios para poner en práctica la ecuación (13). La variable dependiente será el logaritmo de la siguiente variable:

- ◆ *Ingresos salariales*. Ingresos por trabajo dependiente, en pesetas corrientes.

La ecuación (13) la estimamos para los dos años y para los niveles educativos definidos por la siguiente variable:

- ◆ *Educación*. Variable categórica con cuatro niveles educativos, agregados para homogeneizar las dos encuestas y los datos del IVIE: Primarios o inferiores, secundarios (BUP, COU y FP), Diplomatura y Licenciatura. Se construyen variables ficticias utilizando esta variable categórica.

En consecuencia estimamos la ecuación (13) 8 veces (para los dos años 1981 y 1991 y para cada uno de los cuatro niveles educativos). Los controles que utilizamos en la ecuación (13) son los siguientes:

- ◆ *Sexo*.
- ◆ *Experiencia*. Esta variable se construye como *Edad* menos *Años de Educación* (construida en base a la variable *Educación*) menos 6. Se construye una variable categórica agrupando la experiencia en 4 niveles: hasta 10 años de experiencia, 10-20, 20-30, y 30 o más. En base a esta última variable categórica se construyen variables ficticias.
- ◆ *Tipo de Hogar*. Variable categórica con 3 categorías: adulto que vive solo, adultos sin menores y adultos con menores. A partir de esta variable se construyen variables ficticias.
- ◆ *Inmigrante*. Variable que controla si el individuo inmigró o no en el año anterior a la realización de la encuesta.

En las estimaciones individuales se mantiene una constante y se elimina un nivel para cada variable ficticia. En el Cuadro 1 presentamos estadísticas descriptivas de estas variables.

Datos Provinciales

Los datos a nivel provincial del proyecto *Capital Humano* nos proporciona datos sobre ocupados por distintos niveles educativos para el año 1981 y para el año 1991.

Agrupamos los niveles educativos en cuatro niveles, que corresponden a los cuatro niveles educativos con los que hemos trabajado a nivel individual con los datos individuales. La primer variable que construimos son las proporciones l_{spt} de la ecuación (14):

- ◆ *Proporción de ocupados por nivel de educación.* Con esta variable construimos los salarios medios de la ecuación (14) y calculamos el incremento porcentual en salarios medios ajustados manteniendo la composición constante. Estas dos variables serán nuestra variable dependiente en la segunda etapa de nuestra estimación.

Adicionalmente construimos las siguientes variables a nivel provincial:

- ◆ *Fracción de población ocupada con educación superior a educación primaria.* Construida con los datos del proyecto Capital Humano de IVIE. Con esta variable construimos las dos variables que utilizamos en las estimaciones de la segunda etapa:
LED1: La variación porcentual de la fracción de población ocupada con educación superior a educación primaria.
LED2: La variación porcentual del cociente entre población ocupada con educación superior a primaria y la población de ocupados con primaria o inferior.

Estas serán nuestras medidas de la intensidad de trabajadores con cualificación alta a nivel provincial.

Como variable que nos de una medida de escala, para la segunda etapa de la estimación, utilizamos:

- ◆ *Población ocupada por provincia.* Datos de la Encuesta de Población Activa (LEMP).

Estos datos los completamos con datos del Censo de Población de 1981 de la población por distintos grupos de edad en cada provincia, con los cuales construimos las variables instrumentales para la segunda etapa de la estimación:

- ◆ *Proporciones de población por grupos de edad.* La proporción de población en grupos de edad de 5 años, del Censo de Población de 1981: de 0 a 4 años, de 5 a 9, y así sucesivamente en 18 grupos donde el último es la proporción de población con más de 85 años.

6 Resultados

A continuación presentamos los resultados de nuestra estimación. En primer lugar presentamos la estimación utilizando el cambio porcentual en los salarios medios sin ajustar por características individuales (Cuadro 2). Estimamos 4 modelos. Los Modelos 1 y 3 utilizan nuestra primera variable de intensidad de trabajo cualificado en la provincia (LED, cambio porcentual en la fracción de ocupados con estudios secundarios o superiores), mientras que los Modelos 2 y 4 utilizan la segunda variable propuesta para la intensidad de trabajo cualificado (LED2, cambio porcentual en el cociente entre el número de trabajadores ocupados con estudios superiores a secundaria y los que tienen primaria o menos). Los Modelos 1 y 2 incluyen el cambio porcentual en la ocupación en la provincia (LEMP) mientras que los Modelos 3 y 4 lo excluyen. Para cada modelo mostramos la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y por Variables Instrumentales (IV). El Cuadro 2 incluye no sólo las estimaciones de los rendimientos externos del capital humano sino también el rendimiento total al capital humano. El rendimiento total se estima usando

$$(16) \quad \ln \hat{w}_{pt} - \ln \hat{w}_{pT} = \text{Controles} + \alpha(\ln x_{pt} - \ln x_{pT}) + v_p .$$

Donde $\ln \hat{w}_{pt} - \ln \hat{w}_{pT}$ es el incremento en los salarios medios, \mathbf{a} es el rendimiento total al capital humano y v_p es un error estocástico. La estimación de los rendimientos totales al capital humano usa los mismos instrumentos que la estimación de los rendimientos externos.

Los resultados del Cuadro 2 muestran que tanto el rendimiento total al capital humano como los rendimientos externos aparecen estadísticamente significativos a un nivel del 5 por ciento a nivel de las provincias españolas, cuando usamos los salarios medios sin ajustar por características personales. Si utilizamos la fracción de trabajadores con educación igual o superior a la secundaria como nuestra medida de la intensidad agregada del capital humano (Modelo 1), el rendimiento total se estima entre 0,448 (MCO) y 0,429 (IV). Esto implica que un incremento de un 10% en la fracción de trabajadores con educación igual o superior a la secundaria en una provincia incrementa el salario en promedio entre 4,29 y 4,48%. Véase que las estimaciones por VI y por MCO son similares. Esto podría ser debido a que la movilidad laboral durante este período ha sido muy reducida o porque los sesgos introducidos por los problemas de endogeneidad y errores de medida se cancelan entre sí. Si tomamos en cuenta que la proporción media de trabajadores con educación igual o superior a secundaria en las provincias españolas era de 23% en 1981, esto implica que un incremento de un 5% en la proporción indicada resultaría en un incremento de los salarios medios de casi un 10%. La intensidad de los rendimientos externos al capital humano también es grande. De acuerdo con el Modelo 1, un incremento del 10% en la fracción de trabajadores con educación igual o superior a la media en una provincia incrementa el nivel de la productividad total de los factores entre un 3,14 y 3,29%. Aquí también las estimaciones por IV y por MCO son relativamente similares y ambas estimaciones son significativas al nivel del 5%.

Si utilizamos nuestra medida alternativa de la intensidad agregada de capital humano (Modelo 2), es decir el cociente entre el número de trabajadores con educación igual o superior a la secundaria y los que tienen educación inferior a la secundaria, también obtenemos un rendimiento total y externo significativo al nivel del 5%. El rendimiento total se estima entre 0,364 (MCO) y

0,473 (VI). Esto implica que un incremento del 10% en el cociente entre el número de trabajadores con educación igual o superior a la secundaria y los que tienen educación inferior a la secundaria incrementa los salarios medios entre 3,64 y 4,73 por ciento. En este caso la estimación por VI es aproximadamente un 30% más grande que la estimación por MCO, lo que sugiere que esta última puede estar sesgada hacia abajo por errores de medida. Si tomamos en cuenta que aproximadamente había 1 trabajador con educación secundaria o superior por cada 3 trabajadores con educación inferior a secundaria en 1981 en promedio en las provincias españolas, esto implica que un incremento del 7% en el cociente entre los dos tipos de trabajadores provoca un incremento en los salarios medios de aproximadamente un 10%. El efecto externo se estima entre 0,263 (MCO) y 0,337 (VI). En consecuencia, de acuerdo con el Modelo 2, un incremento en una provincia de un 10% en el cociente entre trabajadores con educación superior a la secundaria y los de educación inferior incrementa el nivel de la productividad total de los factores entre un 2,63 y un 3,37%.

No se obtienen efectos de escala significativos ni en el Modelo 1 ni en el Modelo 2. La variable de empleo entra significativamente en la ecuación de salarios medios (tanto si mantenemos constante la composición de la fuerza de trabajo como si no) únicamente en el caso de MCO e incluso en este caso es sólo marginalmente significativa. En los Modelos 3 y 4 excluimos la variable de empleo. En forma no sorprendente los rendimientos totales y externos al capital humano continúan siendo significativos, aunque su valor se reduce un poco.

A continuación estimamos los mismos modelos pero utilizando como variable dependiente el cambio porcentual en el salario medio ajustado por las características individuales, como se indica en la ecuación (14). Para obtener los salarios medios utilizados en la ecuación (14), en una primera etapa estimamos el salario medio para cada provincia de acuerdo a la idea presentada en la ecuación (13) incluyendo como controles individuales el sexo, la experiencia, el tipo de hogar y la inmigración. En la sección 5 se explica como se construyen las variables ficticias asociadas a estos controles. Los resultados más relevantes de estas regresiones se presentan en el Cuadro 3.

Los signos de las estimaciones de las distintas variables consideradas son los esperados. Véase que el objetivo de estas regresiones es simplemente obtener unos salarios medios corregidos por algunos efectos individuales, y no estimar el rendimiento del capital humano, por lo que no se utilizan algunas de las técnicas habituales en este tipo de análisis (véase por ejemplo Calvo (1988) o Oliver et al. (1998)).

En base a la ecuación (14), se estima en una segunda etapa la intensidad de las externalidades del capital humano, y los resultados se presentan en el Cuadro 4. Aparecen dos resultados destacables. En primer lugar, tanto las estimaciones de los rendimientos totales como de los rendimientos externos caen notablemente. Los rendimientos totales en general son aproximadamente la mitad de los valores estimados en el Cuadro 2, mientras que los rendimientos externos son aproximadamente un tercio. Por otra parte, mientras que los rendimientos totales continúan siendo significativos a un nivel del 5%, ahora los rendimientos externos no son significativamente diferentes de 0 a un nivel del 10%. En consecuencia, no hay evidencia de externalidades significativas del capital humano al nivel de las provincias españolas una vez que controlamos las diferencias salariales utilizando nuestras características individuales (sexo, tipo de hogar, experiencia y inmigración).

El Modelo 1 muestra ahora un rendimiento total entre 0,2 (VI) y 0,225 (MCO). En consecuencia, el efecto causal sobre los salarios medios de un incremento del 10% en la proporción de trabajadores con educación secundaria o superior se estima en aproximadamente un 2 %, mientras que era de un 4,5% en el Cuadro 2. Esto también es verdad para el rendimiento externo. Mientras que la estimación para el Modelo 1 era de aproximadamente un 0,32 cuando utilizamos los salarios medios sin ajustar por características individuales manteniendo fija la composición de la fuerza de trabajo, es aproximadamente un 0,125 una vez que ajustamos los salarios (aproximadamente un tercio del resultado que obteníamos con los salarios sin ajustar). Se observa el mismo patrón para el Modelo 2. Las estimaciones por VI de los rendimientos totales con salarios sin ajustar es de 0,473 y cae a un 0,212 con los salarios ajustados (45% del valor con salarios sin ajustar). Cuando consideramos los rendimientos externos la comparación es entre 0,337 (salarios sin ajustar) y 0,126 (salarios ajustados). En consecuencia, la estimación del efecto externo del capital humano se reduce en dos tercios cuando ajustamos apropiadamente los salarios.

¿Qué es lo que explica esta caída tan pronunciada? Para contestar a esta pregunta tenemos que mirar a las tendencias que afectan a los salarios individuales a nivel estatal en España entre 1981 y 1991. Estas tendencias en parte se capturan en nuestras regresiones individuales de salarios (14) y los resultados se resumen en el Cuadro 3. Una de las características notables de los resultados del Cuadro 3 es el cambio en la diferencia de salarios entre hombres y mujeres. Puede apreciarse en las columnas “Diplomatura” y “Licenciatura” que las diferencias salariales entre las mujeres y hombres con estudios universitarios ha ido decreciendo entre 1981 y 1991. Nuestras medidas de los rendimientos totales y externos del capital humano usando salarios ajustados elimina esta tendencia a nivel estatal antes de proceder a la estimación de las externalidades del capital humano, mientras que las medidas con salarios sin ajustar no lo hace. Las regresiones con los salarios sin ajustar proporcionan en consecuencia estimaciones del rendimiento total y externo del capital humano que están sesgadas hacia arriba por las siguientes razones. En nuestros datos, las provincias con una estructura demográfica que ha llevado a un incremento importante en la medida agregada de la intensidad del capital humano también presentan una participación relativamente elevada de mujeres con educación universitaria en la fuerza de trabajo. Dado que los salarios de estas mujeres han estado creciendo más rápido que los salarios de los hombres entre 1981 y 1991, encontramos que los salarios medios aumentan más rápidamente en las provincias con un incremento importante en la medida de la intensidad agregada del capital humano y ello es en debido a que hay más mujeres trabajando en estas provincias (y sus salarios han estado creciendo por encima de la tendencia). No obstante, una vez que utilizamos salarios ajustados eliminamos todos los cambios a nivel estatal (y no provincial) en la estructura de salarios individuales asociados con el sexo (u otras variables que incluimos en la regresión a nivel individual en (14)). En

consecuencia, estamos eliminando el efecto provocado por la composición de la fuerza de trabajo con respecto al trabajo femenino y su nivel de educación.

De momento nos hemos concentrado en los efectos de controlar por el sexo en las ecuaciones individuales de salarios. Sin embargo, son igualmente importantes algunas de las otras variables incluidas en (14). Por ejemplo, la variable de composición familiar es también clave para el resultado de ausencia de externalidades del capital humano a nivel provincial en España. Esta variable probablemente captura efectos de la oferta de trabajo. Para ver esto nótese que el Cuadro 4 indica que los hombres casados con hijos tienen más ingresos que los hombres casados sin hijos. Como nuestro trabajo es sobre salarios y productividad, no sobre la oferta de trabajo, es esencial controlar por la composición familiar al nivel individual antes de estimar el rendimiento total o externo del capital humano en las provincias españolas.

7 Conclusiones

Hemos estimado las externalidades del capital humano para las provincias españolas durante el período 1981-1991. Nuestro resultado principal es que las externalidades no son significativas al nivel del 10%. Nótese, no obstante, que los intervalos de confianza de nuestras estimaciones son relativamente grandes. En consecuencia, sería crucial obtener más datos para arribar a conclusiones definitivas sobre la cuestión de las externalidades del capital humano en las provincias españolas. Otra dimensión en la cual se puede mejorar el trabajo es en el alcance espacial de las externalidades. Suponemos que cada provincia española es un mercado de trabajo y que las externalidades (si las hay) están presentes en ese mercado de trabajo. Debido a la falta de datos a un nivel geográfico más detallado que el provincial, es inevitable hacer esta suposición, que, por otro lado, es habitual en gran parte del trabajo empírico que se realiza en España.

Apéndice

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas

Variables individuales

	1981 (%)	1991 (%)
Sexo		
Hombres	94	90
Mujeres	6	10
Experiencia		
Hasta 10 años	8	7
Hasta 20 años	23	25
Hasta 30 años	25	28
Más de 30 años	44	40
Tipo de Hogar		
Adulto sólo sin hijos	1	4
Pareja sin hijos	25	31
Pareja con hijos	74	65
Educación		
Hasta Primaria	70	66
Hasta Secundaria	20	19
Diplomatura	5	8
Licenciatura	5	7

Ingresos en pesetas corrientes

	1981		1991	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica
Hasta primarios	525.066	218.076	1.240.755	590.297
Hasta secundarios	746.632	388.188	1.677.596	1.174.892
Hasta Diplomatura	927.322	488.018	2.115.976	776.042
Licenciatura	1.142.579	565.340	2.520.801	1.073.461

Cuadro 2: Estimación con salarios medios sin ajustar

	Modelo 1				Modelo 2			
	Externalidades		Rend. Total		Externalidades		Rend. Total	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
LED1	0,329* (3,870)	0,314* (3,123)	0,448* (5,194)	0,429* (4,223)				
LED2					0,263* (3,004)	0,337* (2,309)	0,364* (3,964)	0,473* (3,091)
LEMP	0,139 (1,110)	0,061 (0,377)	0,244** (1,923)	0,225 (1,382)	0,077 (0,600)	0,049 (0,266)	0,164 (1,214)	0,219 (1,141)
Constante	0,625* (8,631)	0,643* (7,402)	0,627* (8,553)	0,644* (7,337)	0,576* (5,307)	0,493* (2,713)	0,555* (4,882)	0,421* (2,208)
Observ.	50	50	50	50	50	50	50	50
Estad. F	7,86*	6,18*	13,71*	9,56*	4,85*	3,82*	8,05*	5,31*

	Modelo 3				Modelo 4			
	Externalidades		Rend. Total		Externalidades		Rend. Total	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
LED1	0,284* (3,797)	0,293* (3,502)	0,368* (4,739)	0,351* (4,037)				
LED2					0,240* (3,077)	0,312* (2,780)	0,314* (3,805)	0,363* (3,073)
Constante	0,672* (11,493)	0,665* (10,174)	0,711* (11,697)	0,723* (10,654)	0,610* (6,652)	0,526* (3,988)	0,627* (6,546)	0,569* (4,099)
Observ.	50	50	50	50	50	50	50	50
Estad. F	14,42*	12,26*	22,46*	16,29*	9,47*	7,73*	14,48*	9,44*

Notas: Estadísticos t entre paréntesis. *: Significativo al nivel del 5%. **: Significativo al nivel del 10%.

Cuadro 3: Resultados de las ecuaciones de salarios utilizadas para corregir los salarios medios

	Primaria o menos		Secundaria		Diplomatura		Licenciatura	
	1981	1991	1981	1991	1981	1991	1981	1991
Pareja sin hijos	0,58* (3,32)	0,15* (3,32)	1,26* (4,16)	0,14* (2,53)	-0,06 (0,88)	0,02 (0,31)	-0,25* (-5,04)	0,13** (1,88)
Pareja con hijos	0,61* (3,48)	0,18* (4,03)	1,34* (4,44)	0,14* (2,59)	0,05 (0,12)	0,06 (0,30)	--	0,25* (3,82)
Mujer	-0,49* (-21,21)	-0,42* (-16,44)	-0,27* (-7,31)	-0,29* (-7,52)	-0,29* (-4,78)	-0,14* (-3,83)	-0,30* (-3,04)	-0,11* (-2,15)
Inmigrante	-0,07 (-1,04)	-0,25** (0,11)	-0,02 (-0,18)	-0,39* (-2,20)	-0,36 (-1,40)	-0,93* (-5,63)	-0,30 (-1,21)	-0,02 (-0,13)
Experien.: 10-20 años	0,22* (6,20)	0,27* (5,57)	0,24* (8,61)	0,22* (5,50)	0,25* (4,85)	0,13* (3,24)	0,25* (4,50)	0,19* (4,31)
Experien.: 20-30 años	0,28* (8,10)	0,35* (7,23)	0,34* (11,49)	0,39* (9,20)	0,27* (5,10)	0,31* (7,33)	0,36* (6,11)	0,24* (4,99)
Experien.: > 30 años	0,19* (5,72)	0,33* (7,13)	0,35* (12,04)	0,46* (10,39)	0,35* (5,68)	0,29* (6,40)	0,26* (3,81)	0,27* (4,79)
Observ.	7648	6027	2180	1721	631	757	539	676
R^2	0,15	0,12	0,17	0,19	0,18	0,20	0,30	0,19
Estad. F	23,81*	13,89*	7,49*	6,82*	3,55*	4,36*	3,62*	2,62*

Notas: Se omiten las siguientes variables ficticias: Hogar compuesto de adulto, Hombre, No inmigrante, Hasta 10 años de Experiencia. Se incluye también una constante y las 49 variables ficticias de provincia cuyos valores estimados no se muestran en el cuadro. Estadísticos t entre paréntesis.

* Significativo al nivel del 5%.

** Significativo al nivel del 10%.

Cuadro 4: Estimación con salarios medios ajustados

	Modelo 1				Modelo 2			
	Externalidades		Rend. Total		Externalidades		Rend. Total	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
LED1	0,136 (1,419)	0,125 (1,104)	0,225* (2,398)	0,200** (1,813)				
LED2					0,107 (1,133)	0,126 (0,803)	0,188* (2,017)	0,212 (1,381)
LEMP	0,073 (0,521)	-0,030 (-0,167)	0,087 (0,632)	0,046 (0,258)	0,047 (0,337)	-0,041 (-0,213)	0,051 (0,714)	0,036 (0,187)
Constan te	1,128* (13,839)	1,145* (11,680)	1,182* (14,807)	1,204* (12,608)	1,110* (9,478)	1,110* (5,622)	1,138* (9,840)	1,111* (5,806)
Observ.	50	50	50	50	50	50	50	50
Estad. F	1,02	1,04	3,05**	2,04	0,66	0,75	2,21	1,34

	Modelo 3				Modelo 4			
	Externalidades		Rend. Total		Externalidades		Rend. Total	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
LED1	0,112 (1,343)	0,136 (1,453)	0,196* (2,404)	0,185* (2,018)				
LED2					0,093 (1,107)	0,147 (1,220)	0,173* (2,088)	0,194** (1,641)
Constan te	1,153* (17,685)	1,134* (15,566)	1,212* (18,951)	1,220* (17,087)	1,130* (11,455)	1,067* (7,565)	1,160* (11,901)	1,135* (8,174)
Observ.	50	50	50	50	50	50	50	50
Estad. F	1,80	2,11	5,78*	4,07*	1,23	1,49	4,36*	2,69**

Notas: Estadísticos t entre paréntesis. *: Significativo al nivel del 5%. **: Significativo al nivel del 10%.

Cuadro 5: Cambios porcentuales 1981-1991

	Salarios medios, composición fija	Salarios medios	Salarios ajustados, composición fija	Salarios ajustados, composición variable
Alava	-5.15	-8.82	-5.36	-7.86
Albacete	-7.43	-2.36	-11.48	-7.11
Alicante	-0.56	-3.02	0.48	-0.67
Almería	2.61	6.13	-2.66	-0.34
Avila	14.06	10.78	8.82	6.96
Badajoz	13.91	16.43	8.87	11.09
Baleares	5.18	5.38	11.56	11.7
Barcelona	-0.16	-0.64	2.96	2.7
Burgos	-6.53	-5.02	-1.41	0.13
Cáceres	-2.87	-0.52	-2.94	1.12
Cádiz	-7.84	-6.21	-10.92	-8.25
Castellón	2.26	1.27	-0.8	-2.02
Ciudad Real	0.38	3.09	4.92	7.17
Córdoba	-8.19	-6.6	-11.06	-10.8
La Coruña	-2.12	-4.99	-3.17	-5.16
Cuenca	13.49	15.46	3.75	3.66
Gerona	-4.45	-10.69	19.77	14.22
Granada	4.05	7.19	-5.95	-7.23
Guadalajara	13.18	17.26	7.37	11.43
Guipúzcoa	-6.6	-8.07	-2.48	-3.52
Huelva	-6.11	-10.36	0.81	-7.74
Huesca	-4.64	-8.26	0.18	0.37
Jaén	18.94	23.63	6.68	11.07
León	-1.46	-5.02	-2.19	-2.13
Lérida	2.43	5.48	3.14	10.28
La Rioja	1.52	-1.03	-1.97	-4.19
Lugo	12.33	13.03	14.77	14.99
Madrid	-5.7	-6.77	-9.88	-14.37
Málaga	3.21	7.12	-1.02	2.44
Murcia	2.43	3.44	-2.07	-2.53
Navarra	-6.64	-7.9	2.63	2.38
Orense	21.09	21.31	11.81	12.9
Asturias	-8.28	-9.81	-11.46	-12.05
Palencia	-12.65	-14.33	-8.09	-12.8
Las Palmas	-3.03	-3.13	-11	-12.68

Pontevedra	-11.14	-10.93	-9.07	-10.94
Salamanca	-0.27	1.85	-1.16	2.14
SC Tenerife	-16.43	-14.65	-21.05	-18.23
Cantabria	3.08	1.99	5.01	3.38

Segovia	11.54	12.2	11.95	11.79
Sevilla	-10.34	-6.61	-5.73	-2.8
Soria	14.99	15.46	19.97	22.16
Tarragona	-3.42	-5.12	0.4	-0.66
Teruel	8.62	6.74	10.67	9.22
Toledo	-0.21	-3.36	5.32	0.24
Valencia	-5.27	-9.21	-0.41	-2.83
Valladolid	3.04	4.24	3.63	1.88
Vizcaya	-8.45	-10.57	-7.45	-7.39
Zamora	-13.14	-8.58	-15.95	-8.6
Zaragoza	-3.23	-6.9	1.22	-2.51

Bibliografía

- Acemoglu, D. y J. Angrist (2000), "How large are the social returns to education: evidence from compulsory schooling laws", Mimeo., MIT, Junio.
- Calvo, J.L. (1988), "Rendimientos del capital humano en educación en España", *Investigaciones Económicas*, vol. XII, no. 3, p. 473-482.
- Ciccone, A. y G. Peri (2000), "Human capital and Externalities in cities", CEPR Working Paper 2599, Julio.
- Ciccone, A., Peri, G. y D. Almond (1999), "Capital, wages and growth: theory and evidence", CEPR Working Paper 2199, Mayo.
- Conley, T, Flier, F. y G. Tsiang (1999), "Local market human capital and the spatial distribution of productivity in Malaysia", Mimeo., Northwestern University, Febrero.
- Henderson, V. (1986), "Efficiency of resource usage and city size", *Journal of Urban Economics*, vol. 18, p. 23-56.
- Henderson, V. (1988), *Urban Development: Theory, Fact and Illusion*, Oxford University Press, Oxford, UK.
- Jacobs, J. (1969), *The Economy of Cities*, Random House, Nueva York.
- Jacobs, J. (1984), *Cities and the Wealth of Nations*, Random House, Nueva York.
- Lucas, R.E. (1988), "On the mechanisms of economic development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, p. 3-41.
- Lucas, R.E. (1999), "Externalities and cities", Mimeo., University of Chicago, Octubre.
- Marshall, A. (1890), *Principles of Economics*, Macmillan, Londres.
- Moomaw, R. (1981), "Productivity and city size: a critique of the evidence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 95, p. 194-223.
- Moretti, E. (1998), "Social returns to education and human capital externalities: evidence from cities", Mimeo., University of California, Berkeley, Noviembre.

- Oliver A., J., Raymond Bara, J.L., Roig Sabaté, J.L. y A. Roca Parés (1998), “Función de ingresos y rendimiento de la educación en España”, *Papeles de Economía Española*, no. 77, p. 115-129.
- Rauch, J. (1993), “Productivity gains from geographic concentration in cities”, *Journal of Urban Economics*, vol. 34, p. 380-400.
- Segal, D. (1976), “Are there returns to city size”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 58, p. 234-251.
- Serrano-Martínez, L. (1999), “Capital humano, estructura sectorial y crecimiento en las regiones españolas”, *Investigaciones Económicas*, vol. XXIII (2), p. 225-249.
- Sveikauskas, L. (1975), “The productivity of cities”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 89, p. 393-413.
- Vila, L. y J. G. Mora (1996), “Educación e ingresos de los trabajadores en España: Evolución en los años ochenta”, en *Economía de la Educación: Temas de estudio e investigación*, J. Grao y A. Ipiña (eds.), Gobierno Vasco, Departamento de Educación, Universidades e Investigación, Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco.