

SALARIOS REGIONALES Y DOTACIONES DE CAPITAL HUMANO*

Lorenzo Serrano

WP-EC 99-04

Correspondencia: Universitat de València. Facultad de Ciencias Económicas
Depto. de Análisis Económico. Campus de los Naranjos, s/n. Ed. Departamental Oriental
46022 VALENCIA / E-mail: Lorenzo.Serrano@uv.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, s.a.

Primera Edición Marzo 1999

ISBN: 84-482-2061-7

Depósito Legal: V-1331-1999

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previa a su remisión a las revistas científicas.

* El autor agradece, sin implicarle, los comentarios de Xavier Sala-i-Martin sobre el problema de los errores de medida en las variables explicativas, así como la ayuda financiera de la DGICYT (SEC98-0895).

SALARIOS REGIONALES Y DOTACIONES DE CAPITAL HUMANO

Lorenzo Serrano Martínez

R E S U M E N

Este trabajo analiza los salarios regionales en España y contrasta su relación con las distintas dotaciones de capital humano de cada región. Para ello se utilizan técnicas que consideran la posibilidad de error de medida en la variable capital humano. Los resultados muestran que, una vez se considera la posibilidad de diferencias regionales en la utilidad que proporciona una misma retribución monetaria del capital humano, los salarios muestran una elasticidad unitaria respecto al capital humano. Por tanto, con una utilidad por unidad de capital humano similar a nivel regional, no habría incentivos a la emigración ni ganancias de bienestar a obtener de una hipotética mayor movilidad territorial de los recursos humanos.

Palabras clave: Capital humano, error de medida, salarios.

A B S T R A C T

This paper analyses the regional wages in Spain and tests their relationship with the different regional human capital endowments, using an approach that takes into account the possible measurement error in human capital indicators. The results indicate that, when allowing for the possibility of regional differences in the utility provided by an equal wage, wages show a unitary elasticity respect to human capital. Therefore, with such a similar regional utility by unit of human capital, there would be neither incentives to migrate nor welfare gains to achieve through a higher hypothetical labour mobility.

Key words: Human capital, measurement error, wages.

1. INTRODUCCIÓN.

El grado de movilidad del trabajo es un factor fundamental en el análisis de las desigualdades espaciales. La teoría económica postula que las personas emigrarán buscando aquella residencia que previsiblemente les reporte un mayor nivel de bienestar (utilidad). Las desigualdades regionales en cuanto a salarios, tasas de paro, servicios públicos, clima, o cualquier otra variable que influya en la calidad de vida de los individuos, supondrán un incentivo a la emigración hacia las zonas con mejores características. En este sentido, ya desde Sjaastad (1962), se concibe la decisión de emigrar dentro de la teoría del capital humano como una inversión en la que se compara el valor actualizado de los beneficios futuros a obtener con el coste presente asociado a la emigración.

En el caso español existe abundante evidencia [Bentolila y Dolado (1991), Ródenas (1994a y 1994b), Bentolila (1992 y 1997) o Pérez y Serrano (1998)] de que han existido dos fases claramente diferenciadas en los flujos migratorios interterritoriales. Hasta mediados de los 70 se produjeron intensos flujos migratorios desde las regiones menos desarrolladas del sur y centro hacia zonas más ricas como Cataluña, el País Vasco o Madrid. A partir de ese momento los flujos migratorios netos son prácticamente inapreciables, a pesar de que subsisten importantes diferencias entre los niveles de renta per cápita, los salarios y las tasa de paro de las distintas regiones. La mayoría de los trabajos enfatiza el carácter negativo de esta escasa movilidad interna del trabajo que perpetúa las diferencias espaciales, dificulta los procesos de ajuste y afecta negativamente a la ocupación y al crecimiento.

La movilidad, de acuerdo con este tipo de aproximaciones, debería traducirse en un proceso migratorio que tendería a ir erosionando esas diferencias hasta que se diese una situación de indiferencia en cuanto al atractivo de las distintas regiones. Como resultado, el equilibrio sería eficiente y se caracterizaría por niveles similares de salarios o tasas de paro, o por diferencias que servirían para compensar características propias de la región que, como el clima, afectan a la calidad de vida. En este sentido, en Raymond y García Greciano (1996) se asocia la convergencia económica regional hasta los 70, y la inexistencia posterior de convergencia, a la evolución de los flujos migratorios en España. La convergencia sería más costosa en el futuro debido a que los flujos migratorios habrían dejado de ser un mecanismo adicional de convergencia.

En definitiva, el aspecto a destacar es que a pesar de que existen notorias diferencias entre regiones, la población ya no emigra, o no lo hace de modo apreciable, desde las regiones con más paro o menos salarios a las regiones con menos paro y mayores salarios. Los resultados de

Dolado y Bentolila (1991) muestran la escasa respuesta de la tasa migratoria neta interregional a los salarios relativos que, además, depende inversamente de la tasa de paro.

Por otra parte, Antolín y Bover (1993), con datos individuales referidos a 1993, ofrecen evidencia acerca de la importancia de los factores individuales y de su influencia en el efecto estimado de las variables regionales. Uno de esos factores es el nivel educativo. A este respecto hay que considerar que, como ya se apuntaba en Sjaastad (1962), los sujetos considerarán la renta que pueden esperar obtener en cada región dada su ocupación y formación, no los niveles medios de renta. Siendo esto así, lo que determina el atractivo de una región no son unos salarios particularmente elevados sino una mayor retribución del capital humano. Un mayor salario medio debido a una mayor dotación de capital humano no es un incentivo a la emigración. En Serrano (1998) se ofrece evidencia de que la variable relevante para emigrar parece ser el salario relativo por año de estudios terminados y no el salario relativo.

El propósito de este trabajo es comprobar hasta qué punto las diferencias salariales, dadas las diferentes características específicas de cada región, reflejan diferencias en la dotación de capital humano o, por el contrario, existen diferencias en la retribución del capital humano a escala regional que debieran impulsar flujos migratorios de mayor magnitud. En el primer caso no habrá incentivos a emigrar, ni podrá esperarse que los flujos migratorios contribuyan a la convergencia regional. La convergencia económica sólo podría lograrse mediante la convergencia previa en los niveles de formación, un proceso lento y costoso. En el segundo caso existirían incentivos potenciales a la emigración, y ganancias asociadas a ese proceso desde el punto de vista de eficiencia y reducción de la desigualdad. Las políticas deberían estar encaminadas a eliminar los obstáculos a la movilidad personal con acciones en el mercado de la vivienda, los sistemas de prestación de desempleo, etc.

Sin embargo, el análisis empírico plantea un problema fundamental como es el de la adecuada medición del capital humano. Los niveles educativos de los individuos, que son la variable de que se dispone, sólo son un indicador aproximado de su capital humano, que se desconoce. Por tanto, el capital humano está siempre medido con error. La cuestión es que cuando existen errores de medida en las variables explicativas se tiende a infraestimar los auténticos coeficientes asociados a éstas.

Por ello se propone utilizar la metodología desarrollada para estos casos en Griliches y Hausman (1986). Con ella resulta posible estimar adecuadamente con datos de panel, aunque no se disponga de variables instrumentales externas y aunque los errores de medida estén serialmente

correlados. Una aproximación de esas características parece especialmente apropiada cuando la variable explicativa es el capital humano.

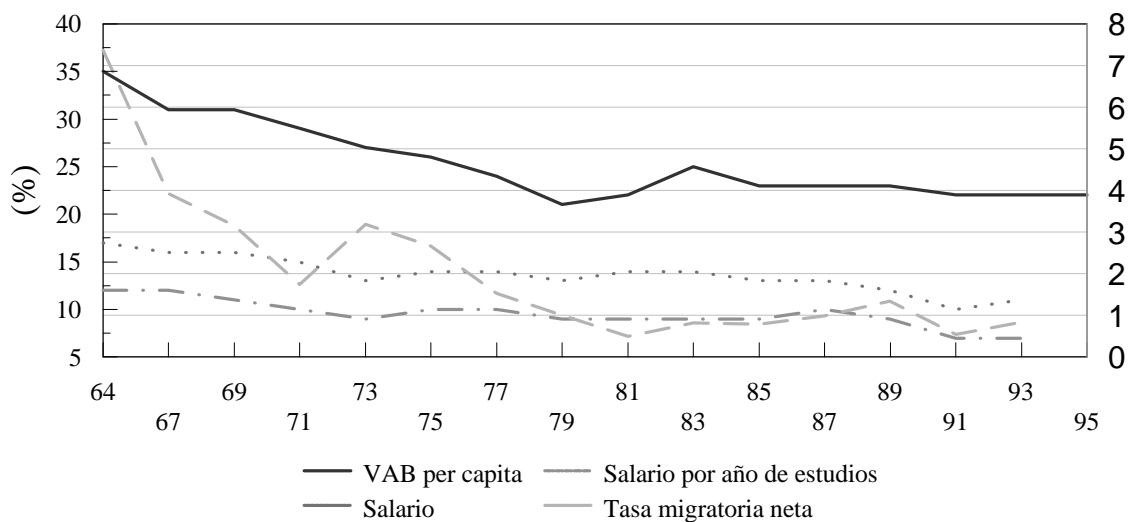
En el segundo apartado se ofrece una breve descripción del caso español. El tercero analiza la metodología utilizada para estimar con datos de panel y error de medida en la variable explicativa. En el cuarto apartado se ofrecen los resultados obtenidos en el análisis empírico. Finalmente, las principales conclusiones se recogen en el último apartado.

2. DESIGUALDAD, MOVILIDAD Y CAPITAL HUMANO EN ESPAÑA.

La movilidad espacial del trabajo en España se manifiesta a través de las migraciones internas. Para apreciar la evolución de la intensidad de los flujos migratorios vamos a utilizar dos indicadores como son la tasa migratoria bruta (migraciones interprovinciales respecto la población total) y la “tasa migratoria neta interprovincial” (cambios de provincia de residencia respecto a la población total). El gráfico 1 ilustra la dramática disminución experimentada por los flujos migratorios netos, cuya tasa parte de unos niveles próximos al 8 por mil para terminar en cifras cercanas al 1 por mil. En el gráfico 2 se muestra la evolución de la tasa migratoria bruta interprovincial que oscila en torno al 6 por mil. Ambos gráficos ponen de relieve el carácter inicialmente asimétrico de las migraciones, consistentes en su mayoría en migraciones con origen en las regiones menos desarrolladas y destino en las más desarrolladas. Desde mediados de los setenta las migraciones muestran un carácter más equilibrado, por lo que las migraciones ya no dan lugar a cambios significativos en la distribución espacial de la población. Durante el periodo 1962-1975 algunas provincias pierden dos millones de habitantes en beneficio de otras. Por el contrario, durante los siguientes veinte años las migraciones apenas generan cambios en la distribución de la población.

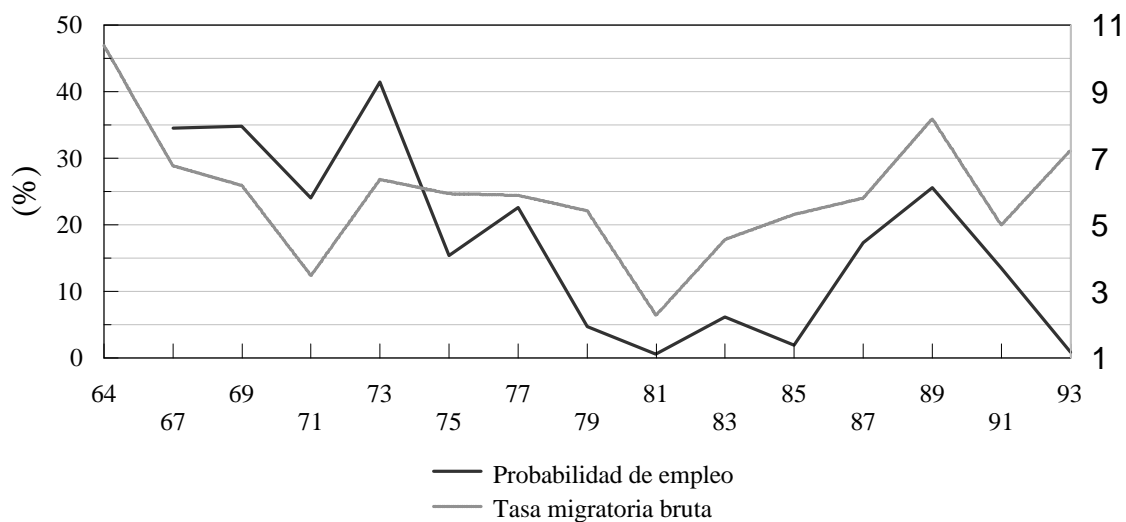
El gráfico 1 permite comparar las migraciones netas con diferentes indicadores de desigualdad espacial. Se trata de los coeficientes de variación del VAB per cápita, de la remuneración por asalariado y del salario medio por año de estudio. El primero de ellos refleja la desigualdad espacial del desarrollo en España. Aunque se aprecia una clara reducción hasta finales de los 70, coincidiendo con el periodo de mayores flujos migratorios netos, ese proceso se interrumpe a partir de ese momento, permaneciendo el coeficiente de variación en el 25%.

Gráfico 1. Coeficientes de variación y migraciones provinciales



Fuente: INE. Tasa migratoria en tantos por mil, resto en %.

Gráfico 2. Probabilidad de empleo y tasa migratoria



Fuente: INE. Probabilidad de empleo en % y tasa migratoria en tantos por mil

Pese a la magnitud de la desigualdad, las decisiones migratorias parecen no haber respondido en consonancia, perpetuando tal situación. Raymond y García Greciano (1996) no dudan en atribuir a la evolución de las migraciones tanto la convergencia inicial como su estancamiento posterior. Otros autores [Dolado y Bentolila (1991) o Ródenas (1994b)] hacen hincapié en la relación contraria, señalando la reducción de las diferencias interregionales como una de las causas del descenso de las migraciones netas. Unos y otros coinciden en señalar la crisis económica y el creciente desempleo como principal responsable de la evolución de las migraciones. El gráfico 2 muestra la evolución de la probabilidad de empleo (definida como la relación entre el empleo neto creado y el paro del periodo anterior). Puede observarse la coincidencia entre la reducción de la probabilidad de empleo y las migraciones netas.

Sin embargo, y volviendo a los indicadores de desigualdad, hay que señalar que las grandes diferencias en VAB per cápita se reducen en gran medida al considerar la remuneración por asalariado y aún más si se trata de la remuneración por año de estudio. El coeficiente de variación de esta última variable se sitúa por debajo del 10% al final del periodo. Es decir, las diferencias territoriales de la retribución laboral considerando la formación de los trabajadores son mucho menores de lo que el VAB per cápita puede dar a entender.

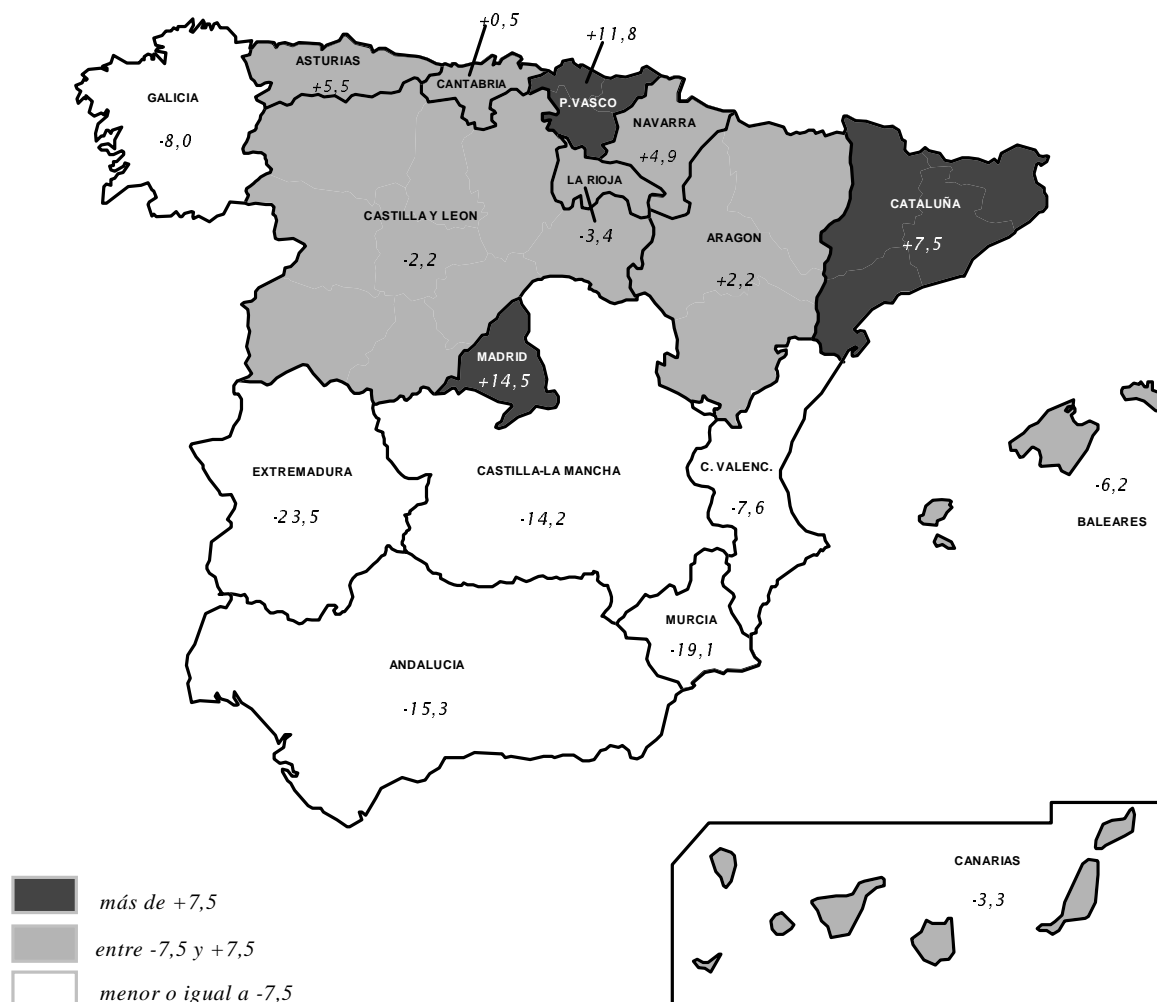
El mapa 1 muestra las diferencias salariales entre las diferentes comunidades autónomas españolas en 1993 en tantos por cien respecto a la media nacional. Puede apreciarse la existencia de una clara diferencia entre las regiones del sur y Galicia, con salarios inferiores a la media nacional (especialmente en el caso de Extremadura), y las regiones del norte con salarios mucho más elevados (especialmente en Madrid y el País Vasco). Esas notorias diferencias se corresponden con una situación similar en términos de años medios de estudios terminados por parte de los asalariados de las distintas regiones, tal y como queda reflejado en el mapa 2. En él se muestran las diferencias relativas en años medios de estudios terminados de los asalariados de cada región en tantos por cien respecto a la media nacional.

Los niveles educativos presentan una situación de desigualdad en cuanto a dotaciones de capital humano que reproduce el patrón geográfico observado en los salarios. Así, de nuevo, las regiones del sur y Galicia presentan los niveles educativos más bajos (Extremadura destaca nuevamente por este concepto), mientras que la mitad norte muestra niveles educativos por encima de la media nacional. Madrid, Navarra y el País Vasco son las comunidades con trabajadores más formados en promedio.

Mapa 1

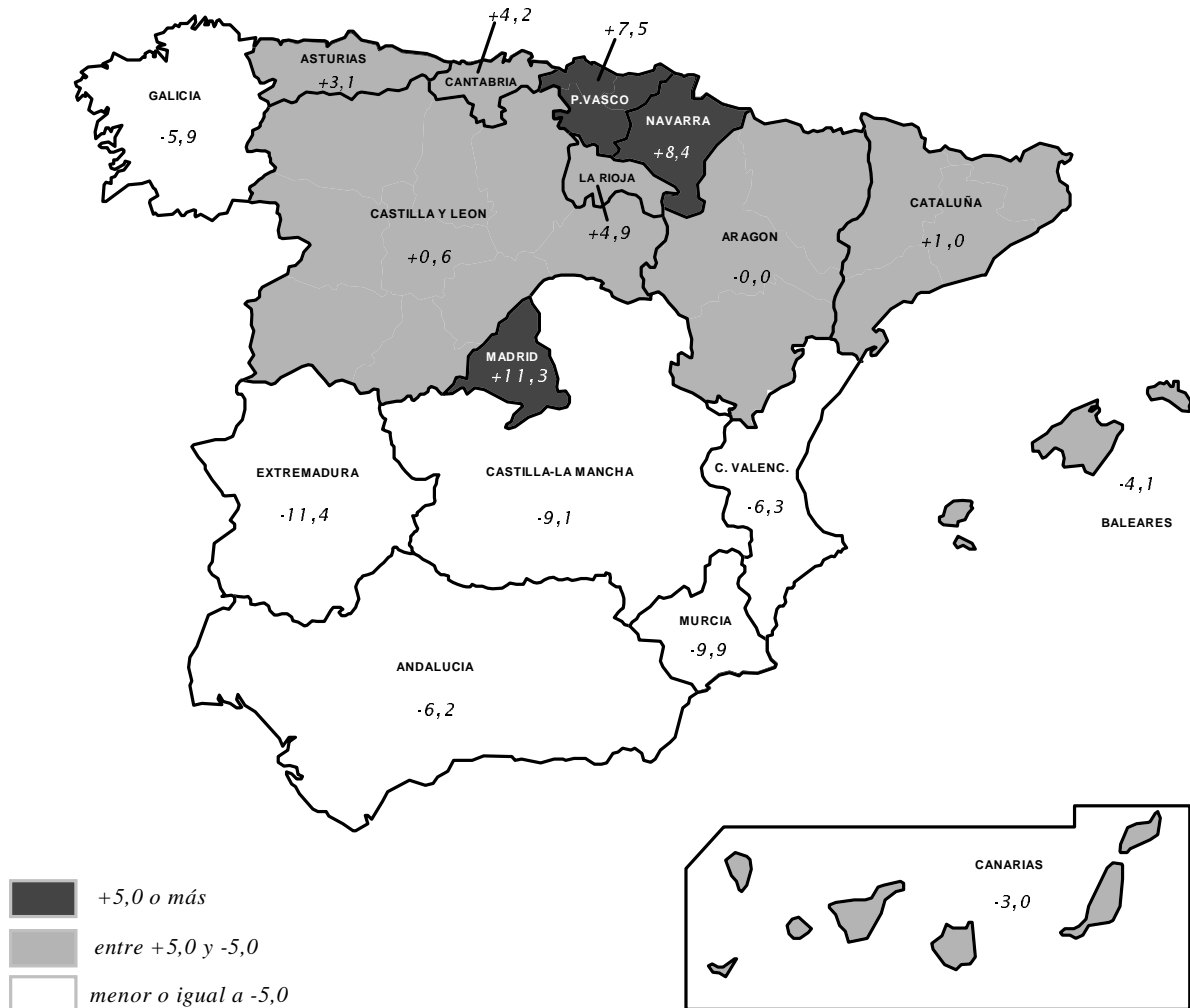
Salarios relativos regionales (Diferencias en % respecto a la media nacional)

1993



Mapa 2

Años medios de estudios terminados (Diferencias en % respecto a la media nacional) 1993



Es esta fuerte correspondencia entre los salarios relativos y las diferencias en los niveles de estudios terminados la que sugiere la posibilidad de que los primeros simplemente estén reflejando las distintas dotaciones de capital humano de los trabajadores en cada zona.

En definitiva, las distintas dotaciones de capital humano de los individuos podrían hacer posible que, pese a las diferencias de renta existentes, los incentivos a emigrar puedan ser bastante débiles. En realidad, si la utilidad obtenida por unidad de capital humano es similar en toda España no habría razón alguna para esperar migraciones importantes.

3. ERRORES DE MEDIDA Y DATOS DE PANEL.

El problema del error de medida en las variables explicativas es bien conocido, así como el procedimiento de estimación por variables instrumentales utilizado para hacerle frente. Sin embargo, en numerosos casos no resulta sencillo encontrar un variable instrumental adecuada. Esto es, una variable cuyos valores estén correlacionados con los auténticos (pero desconocidos) valores de la variable explicativa de interés, y a la vez poco o nada con el error de medida.

El del capital humano es un caso paradigmático ya que, realmente, no existe información que corresponda al concepto económico de capital humano en sentido estricto. En la práctica se utiliza información relativa a los años de estudios, los niveles educativos terminados, etc. para aproximar el capital humano. Así, en la literatura del crecimiento [Benhabib y Spiegel (1994), Barro y Lee (1994) o Islam (1995) por ejemplo] se utilizan los años medios de estudios terminados, el porcentaje de población con estudios medios completados o variables similares como representativas de la dotación promedio de capital humano de un país o una región.

Sin embargo, tal y como señalan Mulligan y Sala-i-Martin (1995), al margen de otras consideraciones, no hay porqué suponer que cada año de educación o cada grado académico es equivalente en cuanto a capital humano independientemente de cuál sea el área de estudio o la calidad de las infraestructuras educativas y del profesorado. Además, resulta evidente que una parte significativa del capital humano se obtiene fuera del sistema educativo formal (por ejemplo en el propio puesto de trabajo).

Así, aunque las variables educativas sean las que mejor permiten aproximar el capital humano, no por ello dejan de ser una medida con error para las que no existen instrumentos adecuados. La literatura se ha conformado hasta la fecha, hasta donde alcanza mi conocimiento de esta cuestión, con señalar el problema achacándole en algunos casos la falta de significatividad del capital humano.

Afortunadamente, en un contexto de datos de panel puede solventarse el problema de los errores de medida en las variables explicativas sin necesidad de instrumentos externos, aunque consideremos que los errores de medida poseen correlación serial. Esta es la aproximación que va a ser utilizada en este trabajo siguiendo la metodología propuesta en Griliches y Hausman (1986). El siguiente ejemplo ilustra el procedimiento.

Sea un modelo en forma logarítmica como el siguiente:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta z_{it} + \eta_{it} \quad [1]$$

donde α_i son los efectos individuales inobservados que pueden estar correlacionados con la variable de interés z_{it} y η_{it} son perturbaciones aleatorias ruido blanco. Sin embargo, z_{it} no se observa, en su lugar se dispone de un indicador aproximado x_{it} :

$$x_{it} = z_{it} + u_{it} \quad [2]$$

donde u_{it} es el error de medida que por ahora supondremos ruido blanco. Estimando con mínimos cuadrados ordinarios (MCO) a partir de las variables observadas:

$$y_{it} = \bar{\alpha} + \beta x_{it} - \beta u_{it} + \eta_{it} + (\alpha_i - \bar{\alpha}) \quad [3]$$

donde el estimador del parámetro β puede sufrir dos tipos de sesgos. Uno debido a la correlación entre x_{it} y los efectos individuales α_i . Otro a la baja debido a la correlación negativa entre la variable observada x_{it} y el nuevo error compuesto (que incluye el error de medida u_{it} de la variable z_{it}).

Existen métodos alternativos de eliminar el primer tipo de sesgos (el estimador intragrupos, tomando diferencias) y cada uno de esos métodos tiene efectos distintos sobre el sesgo debido al error de medida. Aprovechando esa circunstancia puede identificarse ese sesgo, obteniéndose un valor no sesgado del parámetro β . Si el error de medida es estacionario y no está autocorrelacionado en el tiempo puede calcularse el límite en probabilidad de los diferentes estimadores:

$$plim \beta_j = \beta \left(1 - \frac{2\sigma^2}{var(d^j x)} \right) \quad [4]$$

$$plim \beta_w = \beta \left(1 - \frac{T-1}{T} \frac{\sigma^2}{var(\hat{x})} \right) \quad [5]$$

donde T es el número de periodos de la muestra y

$$d^j x_{it} = x_{it} - x_{it-j}, \quad \hat{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_{it} \quad [6]$$

Obsérvese que a partir de cada par de estimaciones β_j , β_w y de los valores computados de $var(d^j x)$ y $var(\hat{x})$ podemos resolver sucesivos sistemas para los valores desconocidos de la varianza del error de medida (σ^2) y el coeficiente del capital humano (β).

El problema se complica si el error de medida muestra autocorrelación a lo largo del tiempo. En el caso de las variables educativas y el capital humano es razonable suponer que el error de medida muestra cierta persistencia temporal. En ese caso hay que considerar la persistencia temporal de los dos componentes que se conjugan en la variable educativa: la del error de medida (componente ruido de la variable educativa) y la del auténtico capital humano (componente señal de la variable educativa).

Cuanto más elevada sea la correlación positiva del error de medida, mayor será la parte del error que se elimine tomando primeras diferencias. Del mismo modo, cuanto mayor sea la correlación positiva de la señal que la variable educativa posee del capital humano, tomar primeras diferencias eliminará más señal y agravará el problema del sesgo por error de medida. La mejor

alternativa depende de cada caso particular. Sin embargo, parece lógico suponer que la señal es más persistente que el error de medida. Bajo esa hipótesis puede procederse siguiendo una estrategia de estimación en línea con la sugerida por Griliches y Hausman (1986).

- 1) En primer lugar realizar un contraste de Hausman entre efectos fijos y aleatorios para ver si los efectos individuales están correlacionados con las variables explicativas. Si no puede rechazarse esa hipótesis habrá que transformar los datos para corregir el sesgo de efectos fijos.
- 2) En ese caso habría que estimar por MCO para diferencias temporales de diferente orden. Si los parámetros estimados difieren entre sí, ello indica que puede existir un problema de error de medida. Recordemos que si éste existe se producirán sesgos de diferente magnitud en función del orden de diferencia de que se trate (véase ecuación 4).
- 3) Si existiese tal error de medida, habría que estimar por variables instrumentales para diferencias de distinto orden, utilizando como instrumentos valores adelantados y/o desfasados de la variable educativa. Los instrumentos posibles dependen en cada caso del orden de las diferencias y del grado de correlación supuesto para el error de medida. En este trabajo supondremos que el error de medida sigue un proceso de media móvil de orden q , $MA(q)$. Este supuesto refleja la persistencia limitada del error de medida. Se irán suponiendo medias móviles de orden superior hasta que las estimaciones por variables instrumentales no difieran en función de la longitud de la diferencia practicada en los datos.

4. ANÁLISIS EMPÍRICO.

La relación objeto de interés en este trabajo es la relación entre los salarios relativos y las dotaciones relativas de capital humano. Si existe suficiente movilidad del trabajo los individuos se desplazarían hasta que, en equilibrio, la retribución en términos de la utilidad por unidad de capital humano coincida (o sea tan similar que no compense el coste asociado a la emigración). Es importante advertir que los salarios por unidad de capital humano pueden ser distintos, compensando diferencias regionales en otros factores relacionados con la calidad de vida (clima, dotación de servicios públicos, etc.) que vamos a considerar en buena medida como permanentes

a lo largo del periodo. La hipótesis de movilidad se traduce en que, dadas esas características regionales (α_i), los salarios relativos deben ser proporcionales a las dotaciones de capital humano.

Obsérvese que en este aspecto el capital humano puede considerarse como un caso especial. En una situación de equilibrio cualquier otro tipo de capital ha de obtener la misma retribución nominal en todas las regiones de un mismo país. Sin embargo, eso no es así para el capital humano. La razón es que el capital humano es el único tipo de capital que es inseparable de su propietario y, por tanto, lo que debe igualarse es la utilidad que la retribución vigente en cada región generaría para su propietario en esa misma región. Situar el capital humano en otra región implica que su propietario emigra a esa región, a diferencia de lo que sucede con cualquier otro tipo de inversión.

Si especificamos en términos logarítmicos la relación entre salarios relativos (w) y capital humano relativo (h):

$$w_{it} = \alpha_i + \beta h_{it} + \eta_{it} \quad [7]$$

la hipótesis de movilidad es equivalente a considerar que $\beta=1$.

Como ya ha sido expuesto anteriormente, el problema consiste en que no podemos medir las dotaciones relativas de capital humano. Sólo podemos aproximarlas con error a partir de los datos acerca de los niveles educativos de cada zona. Así podemos aproximar el logaritmo del capital humano relativo (h) a partir de los años medios de estudios de los asalariados de cada región respecto al conjunto del país (e). Sin embargo, incurrimos en un error de medida aleatorio (v):

$$e_{it} = h_{it} + v_{it} \quad [8]$$

En la estimación utilizamos inevitablemente las variables observables:

$$w_{it} = \alpha_i + \beta e_{it} + \eta_{it} - \beta v_{it} = \alpha_i + \beta e_{it} + u_{it} \quad [9]$$

Para estimar en una situación como ésta el parámetro β con precisión, vamos a seguir la estrategia de estimación expuesta en el apartado anterior, aplicándola al caso de las regiones españolas a lo largo del periodo 1964-1993. Los salarios relativos se han obtenido de la variable coste laboral

por asalariado de *Renta Nacional de España y su distribución provincial* (Fundación BBV). Los años medios de estudio terminados por los asalariados se han obtenido de Serrano (1997)¹.

En el cuadro 1 se ofrecen los resultados de la estimación del panel y del contraste de Hausman entre el estimador de efectos fijos y el de efectos aleatorios. Se rechaza la hipótesis de ausencia de correlación entre los efectos regionales y la variable años de estudio terminados en favor del estimador intragrupos. El valor estimado de β por ese método es 0,207. Un valor significativo, pero muy alejado de la unidad y de la hipótesis de movilidad. Sin embargo, debemos comprobar si el estimador intragrupos está sujeto a los problemas de error de medida de la variable capital humano.

Cuadro 1. Ecuación salarial con datos de panel.

	(1) Intragrupos	(2) Efectos aleatorios
β	0,207 (2,53)	0,375 (4,89)
R ²	0,945	0,934
Hausman (χ_1^2)	35,5	

Nota: Entre paréntesis t-ratios. R² es el coeficiente de determinación.

En el cuadro 2 se ofrecen los resultados obtenidos al tomar diferencias de diferente orden en la expresión [9] y estimar por MCO. En la primera columna aparece el orden de la diferencia (como disponemos de 15 observaciones temporales la diferencia máxima factible es de orden 14), en la segunda el valor estimado de β . El rango de valores obtenidos es muy amplio desde 0 hasta 0,73. Estos resultados tan dispares ponen de manifiesto que existe un serio problema de error de medida del capital humano. A partir de esos resultados y de la estimación intragrupos podrían obtenerse estimaciones adecuadas de β a partir de parejas de expresiones como la [4] y la [5]. Sin embargo, hay que considerar que estaríamos aplicando relaciones que sólo serían válidas si el error de medida fuese un ruido blanco. La variabilidad de los β estimados al tomar diferencias de distinto orden nos permite desechar esa hipótesis.

¹ En este trabajo se ofrecen estimaciones en base a los datos de la encuestas individuales de la *Encuesta de Población Activa*. La metodología es similar a la empleada en Mas *et al.* (1995) o Mas *et al.* (1998) para obtener series de ocupados a nivel provincial por estudios terminados.

Cuadro 2. Ecuación salarial. Estimación en diferencias.

Orden de diferencia j	β	t-ratio $H_0: \beta=0$	t-ratio $H_0: \beta=1$	R^2
1	$-0,83 \cdot 10^{-2}$	-0,08	-10,48	$0,3 \cdot 10^{-4}$
2	0,059	0,7	-11,24	$0,2 \cdot 10^{-2}$
3	0,128	1,58	-10,77	0,012
4	0,195	2,2	-9,09	0,025
5	0,23	2,63	-8,81	0,039
6	0,185	2,11	-9,28	0,028
7	0,182	1,88	-8,44	0,025
8	0,256	2,38	-6,91	0,046
9	0,327	2,59	-5,33	0,063
10	0,354	2,22	-4,06	0,056
11	0,447	2,2	-2,72	0,068
12	0,437	1,77	-2,27	0,06
13	0,641	1,77	-0,98	0,089
14	0,731	1,63	-0,59	0,151

Dado que los resultados parecen indicar la existencia de errores de medida autocorrelacionados, lo adecuado es estimar por variables instrumentales, utilizando como instrumentos valores desfasados o adelantados de la variable educativa. Los instrumentos posibles dependen del grado de correlación supuesto para el error de medida y de la longitud de la diferencia aplicada a los datos en cada caso.

En el cuadro 3 se ofrecen las estimaciones obtenidas por variables instrumentales bajo el supuesto de que el error de medida es ruido blanco. Las estimaciones, que oscilan entre 0 y 0,673, son en su mayoría significativamente distintas de 0, pero sólo en dos casos no podríamos rechazar la hipótesis de movilidad ($\beta=1$). El hecho de que las estimaciones sean distintas entre sí confirma que el error de medida sigue algún tipo de correlación serial y, por tanto, que estas estimaciones siguen adoleciendo de sesgos a la baja por su causa. En el caso de que el patrón supuesto se ajustase a la realidad, los β estimados deberían ser los mismos para cualquier orden de diferencia de los datos.

Cuadro 3. Ecuación salarial. Estimación en diferencias.

Variables instrumentales con error de medida ruido blanco.

Orden de diferencia j	β	t-ratio $H_0: \beta=0$	t-ratio $H_0: \beta=1$	R^2
1	$0,48 \cdot 10^{-2}$	-0,15	-3,16	$0,1 \cdot 10^{-5}$
2	0,278	1,47	-3,83	0,01
3	0,132	1,06	-6,93	$0,5 \cdot 10^{-2}$
4	0,286	2,1	-5,23	0,023
5	0,292	2,5	-6,05	0,035
6	0,331	2,85	-5,76	0,051
7	0,232	1,97	-6,51	0,028
8	0,284	2,32	-5,84	0,044
9	0,393	2,7	-4,18	0,068
10	0,51	2,83	-2,72	0,088
11	0,574	2,46	-1,82	0,084
12	0,471	1,74	-1,95	0,058
13	0,648	1,65	-0,89	0,078
14	0,673	1,44	-0,69	0,121

Por tanto, hay que considerar algún tipo de dependencia temporal del error de medida. El cuadro 4 ofrece las estimaciones obtenidas suponiendo el esquema de autocorrelación más sencillo posible: un error de medida MA(1). El rango de variación de β en este caso va desde 0,421 a 1,35. Las estimaciones son significativamente distintas de cero prácticamente sin excepción. De hecho, tan solo en cuatro de las catorce estimaciones puede rechazarse la hipótesis de $\beta=1$. Estos resultados son más favorables a la hipótesis de movilidad, pero siguen apreciándose diferencias entre las estimaciones según el orden de diferencia de los datos. Esto resulta indicativo de que el grado de persistencia del error de medida es mayor del supuesto.

Cuadro 4. Ecuación salarial. Estimación en diferencias.

Variables instrumentales con error de medida MA(1).

Orden de diferencia j	β	t-ratio $H_0: \beta=0$	t-ratio $H_0: \beta=1$	R^2
1	1,35	2,38	0,02	0,029
2	0,967	3,11	-0,1	0,054
3	0,677	2,98	-1,42	0,055
4	0,421	2,45	-3,37	0,038
5	0,921	3,58	-0,3	0,071
6	0,761	3,69	-1,15	0,082
7	0,621	3,41	-2,07	0,08
8	0,528	3,11	-2,78	0,076
9	0,476	2,97	-3,27	0,081
10	0,698	3,43	-1,48	0,124
11	0,992	3,73	-0,02	0,174
12	0,657	2,22	-1,16	0,091
13	0,725	1,76	-0,66	0,088
14	0,609	1,21	-0,78	0,089

Considerando que el error de medida sigue una distribución MA(2), lo cual dada la naturaleza bienal de los datos implica suponer una persistencia de cuatro años en el error, el cuadro 5 ofrece las estimaciones correspondientes. Los valores estimados de β oscilan entre 0,346 y 1,018 y en cinco casos son prácticamente 1. En este caso las estimaciones no sólo son significativamente distintas de 0 en casi todos los casos sino que en ningún caso puede rechazarse que β sea la unidad. Estos resultados no permiten rechazar la hipótesis de movilidad entre las regiones españolas. Precisamente ya que no puede rechazarse la hipótesis de $\beta=1$ cualquiera que sea el orden de la diferencia, no parece que sea necesario considerar un mayor grado de persistencia temporal del error de medida. Sin embargo, se ha considerado la posibilidad de que el error de medida sea de tipo MA(3). Es decir, una persistencia del error de seis años.

Cuadro 5. Ecuación salarial. Estimación en diferencias.

Variables instrumentales con error de medida MA(2).

Orden de diferencia j	β	t-ratio $H_0: \beta=0$	t-ratio $H_0: \beta=1$	R^2
1	0,346	0,8	-1,53	$0,3 \cdot 10^{-2}$
2	0,572	2,07	-1,55	0,027
3	0,708	3,01	-1,23	0,063
4	0,629	2,83	-1,66	0,064
5	0,673	3,11	-1,5	0,088
6	0,844	3,47	-0,64	0,107
7	1,018	3,59	0,06	0,087
8	0,983	3,81	-0,06	0,11
9	0,622	2,8	-1,69	0,072
10	0,712	3,13	-1,26	0,106
11	1,011	3,4	0,04	0,149
12	1,011	2,93	0,03	0,149
13	0,967	2,14	-0,07	0,125
14	0,572	1,13	-0,84	0,078

Los resultados obtenidos bajo este supuesto se ofrecen en el cuadro 6. La estimación del parámetro β oscila entre 0,595 y 1,538, es significativamente distinto de cero excepto en un caso y, de nuevo, no puede rechazarse en ningún caso la hipótesis de $\beta=1$. Estos resultados confirman los obtenidos bajo el supuesto de que el error de medida era MA(2) y refuerzan la evidencia a favor de la hipótesis de movilidad.

Una vez considerado el problema de error de medida del capital humano los resultados indican que no puede rechazarse la hipótesis de que, a escala regional, la elasticidad de los salarios relativos respecto al capital humano relativo sea unitaria. Es decir, tomando como dadas aquellas características específicas del territorio que afectan a la utilidad que reporta un determinado salario, los salarios son proporcionales al capital humano. Un aumento relativo de un 1 por cien del capital humano promedio de una región se traduce en un aumento idéntico del salario relativo.

No puede rechazarse la hipótesis de movilidad del trabajo. En ese caso las diferencias salariales observadas estarían reflejando las distintas dotaciones promedio de capital humano y los distintos niveles de utilidad que un mismo salario por unidad de capital humano reporta en las distintas regiones.

Cuadro 6. Ecuación salarial. Estimaciones en diferencias.

Variables instrumentales con error de medida MA(3).

Orden de diferencia j	β	t-ratio $H_0: \beta=0$	t-ratio $H_0: \beta=1$	R^2
1	0,625	1,48	-0,89	0,014
2	1,18	3,54	0,35	0,085
3	0,64	2,52	-1,41	0,051
4	0,595	2,08	-1,82	0,067
5	1,154	4,52	0,6	0,197
6	1,255	4,46	0,9	0,232
7	1,364	4,13	1,1	0,258
8	0,969	3,26	-0,1	0,178
9	1,538	4,34	1,52	0,158
10	1,257	3,75	0,76	0,145
11	1,228	3,64	0,67	0,167
12	1,056	2,76	0,14	0,134
13	1,35	2,73	0,71	0,189
14	1,007	1,99	0,01	0,208

5. CONCLUSIONES.

La existencia de diferencias salariales puede ser la consecuencia de dos situaciones distintas con implicaciones opuestas entre sí. En un caso esas diferencias responden fundamentalmente a las distintas características de los trabajadores de cada territorio y de los propios territorios. Bajo esta hipótesis la utilidad obtenida con una misma dotación de capital humano sería similar en todas las regiones. Las diferencias salariales se deberían fundamentalmente a las desiguales dotaciones de capital humano de los trabajadores en cada región. Las diferencias en la retribución del capital humano se deberían a cuestiones tales como el clima y otros factores específicos de cada región que afectan a la calidad de vida. Por tanto, esas diferencias salariales no implicarían ineficiencia alguna y no existirían incentivos a la emigración. En esta situación no cabría esperar flujos migratorios importantes, ni que estos contribuyan de forma significativa a la convergencia regional. Esta última vendría determinada por la convergencia en las dotaciones de capital humano.

Bajo la otra hipótesis, las diferencias salariales constituirían una situación ineficiente y pondrían de manifiesto la escasa movilidad de los trabajadores. Habría que eliminar las barreras que frenan las migraciones para conseguir una mayor y mejor asignación de los recursos y un mayor bienestar. En este caso habría que impulsar unos flujos migratorios más intensos que, además, contribuirían a la convergencia regional.

Este trabajo ha analizado mediante un panel de datos la relación entre salarios relativos y dotaciones de capital humano a escala regional durante el periodo 1964-1993. Para ello se ha utilizado una metodología que permite obtener estimaciones adecuadas del efecto del capital humano sobre los salarios aunque existan errores de medida persistentes en la variable utilizada para aproximar el capital humano.

Los resultados indican que existe realmente un problema de error de medida, y que una vez se considera éste explícitamente, no puede rechazarse que la primera de las hipótesis señaladas sea la correcta. Las estimaciones indican que no puede rechazarse una elasticidad unitaria de los salarios relativos respecto a las dotaciones relativas de capital humano. La significatividad de los efectos regionales señala la existencia de diferencias permanentes en la retribución del capital humano en cada región que compensarían los diferentes niveles de utilidad que una misma retribución supone en cada región debido a características intrínsecas a cada una de ellas.

Si estos resultados reflejan de modo correcto el caso español y las diferencias se deben a la desigualdad espacial en capital humano, la falta de mayores migraciones no implicaría falta de movilidad alguna. La movilidad existiría pero no habría razones para emigrar. Por otra parte, la reducción futura de la desigualdad regional sólo podría conseguirse mediante la convergencia de las dotaciones de capital humano. Debido a los periodos de tiempo que el propio proceso educativo supone, se trataría de un mecanismo lento y costoso, pero en el que, por otra parte, los poderes públicos tienen mucho que decir dado el papel fundamental del sector público en materia educativa. La política educativa podría considerarse, desde esta perspectiva, como un poderoso instrumento de política regional.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Antolín, P. y O. Bover (1993): "Regional migration in Spain: the effect of personal characteristics and of unemployment, wage and house price differentials using pooled cross-sections", Documento de Trabajo 9318, Banco de España, Madrid.
- Barro, R. y J.W. Lee (1994): "Sources of economic growth", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1-46.
- Benhabib, J. y M. Spiegel (1994): "The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics*, 34, 143-173.
- Bentolila, S. y J.J. Dolado (1991): "Mismatch and internal migration in Spain, 1962-86", en F. Padoa-Schioppa (ed.), *Mismatch and labour mobility*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Bentolila, S. (1992): "Migración y ajuste laboral en las regiones españolas", Documento de Trabajo 9204, CEMFI.
- Bentolila, S. (1997): "Sticky labor in Spanish regions", *European Economic Review (Papers and Proceedings)*, 41.
- Fundación BBV (varios años): *Renta Nacional de España y su distribución provincial*, Bilbao.
- Griliches, Z. y J. Hausman (1986): "Errors in variables in panel data", *Journal of Econometrics*, 31, 93-118.
- Islam, N. (1995): "Growth empirics: a panel data approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), 1127-1170.
- Mas, M. , F. Pérez, E. Uriel y L. Serrano (1995): *Capital humano. Series históricas 1964-1992*, Fundación Bancaja.
- Mas, M. , F. Pérez, E. Uriel y L. Serrano (1998): *Capital humano. Series históricas 1964-1997 Segunda edición ampliada*, (edición electrónica) Fundación Bancaja.
- Mulligan, C. y X. Sala-i-Martin (1995): "Measuring aggregate human capital", Working Paper 5016, NBER.
- Pérez, F. y L. Serrano (1998): *Capital humano, crecimiento económico y desarrollo regional en España (1964-1997)*, Fundación Bancaja.
- Raymond J.L. y B. García Greciano, (1996): "Distribución regional de la renta y movimientos migratorios", *Papeles de Economía Española*, 67, 185-201.
- Ródenas, C. (1994a): *Emigración y economía en España*, Editorial Civitas, Madrid.
- Ródenas, C. (1994b): "Migraciones interregionales en España, 1960-1989", *Revista de Economía Aplicada*, 2, 5-36.
- Serrano, L. (1997): *Capital hum*Universitat de València.
- Serrano, L. (1998): "Capital humano y movilidad espacial del trabajo en la economía española", Documento de Trabajo WP-EC 98-06, IVIE.
- Sjaastad, L.A. (1962): "The costs and returns of human migration", *Journal of Political Economy*, 70 (5), 80-93.