

SALARIOS REGIONALES Y DOTACIONES DE CAPITAL HUMANO*

LORENZO SERRANO

Universitat de València

Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE)

Este trabajo analiza el posible sesgo inducido por el error de medición del capital humano y su efecto en el análisis de la relación entre salarios y capital humano en las regiones españolas. Para ello se utilizan técnicas que consideran explícitamente la posibilidad de error de medida. Los resultados muestran la existencia de un problema de infraestimación debido al error de medida. Una vez se considera éste, los salarios muestran una elasticidad mucho mayor respecto al capital humano. Por tanto, los incentivos a la emigración inducidos por las diferencias salariales no serían tan grandes como parece, al responder a diferencias de capital humano en un grado superior al aparente cuando en los análisis empíricos no se considera el error de medida del capital humano.

Palabras clave: capital humano, salarios regionales, error de medida, movilidad del trabajo.

Clasificación JEL: C23, J31, J61, R23.

La adecuada medición del capital humano es un problema fundamental a la hora de analizar empíricamente su efecto sobre otras variables económicas. 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.

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 (2000), al margen de otras consideraciones, no hay por qué suponer que cada año de educación o cada grado académico es equivalente en cuanto a capital humano independientemente de

(*) El autor agradece, sin implicarle, los comentarios de Xavier Sala-i-Martin sobre el problema de los errores de medida en las variables explicativas, los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos y del ponente, también anónimo, de la Revista, así como la ayuda financiera de la DGCICYT (SEC98-0895). Una versión preliminar de este trabajo ha aparecido como Documento de Trabajo del IVIE WP-EC-9904.

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).

La cuestión es que cuando existen errores de medida en las variables explicativas se tiende a infraestimar los auténticos coeficientes asociados a éstas. Así, los contradictorios resultados obtenidos acerca del efecto del capital humano sobre el crecimiento podrían deberse principalmente a este problema. De la Fuente y Domenech (2001) muestran como el efecto estimado del capital humano en los países de la OCDE depende de la base de datos utilizada, pasando a ser significativo al utilizar datos educativos más precisos. Los resultados en Freire (2001), utilizando una muestra de países más amplia, indican un problema de infraestimación que podría deberse a la existencia de errores de medida.

Para abordar este problema vamos a utilizar la metodología desarrollada en Griliches y Hausman (1986) para casos con errores de medida en las variables explicativas. 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 correlacionados. Una aproximación de esas características parece especialmente apropiada cuando la variable explicativa es el capital humano.

En este trabajo esa metodología se aplica al caso de los salarios regionales en España. La aplicación es relevante, porque una adecuada estimación de la relación entre las dotaciones regionales de capital humano y los salarios es necesaria para interpretar el grado de desigualdad espacial y de movilidad del trabajo. 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 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 desde mediados de los 70 los flujos migratorios netos son prácticamente inapreciables, a pesar de que subsisten importantes diferencias entre los niveles de renta per cápita, salarios y tasas 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 Bentolila y Dolado (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 el contrario, de la Fuente (1999), utilizando modelos adaptados de la literatura del crecimiento, no encuentra evidencia de un descenso en la movilidad de la población española, ni de pérdida de sensibilidad a diferenciales interregionales de variables de oportunidad económica.

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.

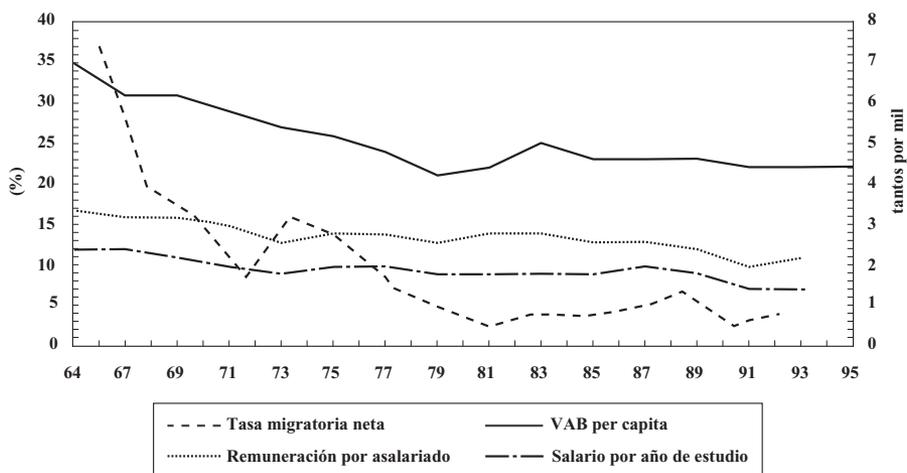
El propósito de este trabajo es doble. Por un lado, analizar el sesgo inducido por el error de medición del capital humano. Por otra parte, comprobar hasta qué punto las diferencias salariales regionales en España reflejan, efectivamente, diferencias en la dotación de capital humano. Si los salarios responden a las dotaciones de capital humano los incentivos a emigrar serán menores de lo que podría suponerse en principio, y no debería esperarse que los flujos migratorios contribuyan a la convergencia regional en el futuro con la misma intensidad que en el pasado. La convergencia económica sólo podría lograrse mediante la convergencia previa en los niveles de formación, un proceso lento y costoso.

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

1. DESIGUALDAD, MOVILIDAD Y CAPITAL HUMANO EN ESPAÑA

La movilidad espacial del trabajo en España se manifiesta a través de las migraciones internas. El gráfico 1 ilustra la dramática disminución experimentada por los flujos migratorios netos, cuya tasa (cambios netos de provincia de residencia respecto a la población total) parte de unos niveles próximos al 8 por mil para terminar en cifras cercanas al 1 por mil. Este gráfico pone de relieve el carácter inicialmente asimétrico de las 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.

Gráfico 1: COEFICIENTES DE VARIACIÓN Y MIGRACIÓN



El gráfico 1 permite comparar las migraciones netas con diferentes indicadores de desigualdad espacial. Pese a la magnitud de la desigualdad en términos de VAB *per cápita*, las decisiones migratorias parecen no haber respondido en consonancia, perpetuando tal situación. Sin embargo, las diferencias 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.

Esta reducida y decreciente dispersión de la remuneración por año de estudio es coherente con unos flujos migratorios moderados. Sin embargo, no puede explicar por sí sola el abrupto descenso de la intensidad migratoria, fenómeno que estaría íntimamente ligado a la dramática reducción de las oportunidades de empleo provocadas por la grave crisis iniciada en la década de los 70. Raymond y García Greciano (1996), Bentolila y Dolado (1991), Ródenas (1994b) o de la Fuente (1999) ofrecen evidencia al respecto para el caso español.

Esa escasa desigualdad en salario por año de estudios confirma que los niveles educativos reproducen a grandes rasgos el patrón geográfico observado en los salarios [véase Pérez y Serrano (1998)]. 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 sólo estén reflejando en buena medida 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 en realidad más débiles de lo que podría pensarse.

2. 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 una 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 capital humano es un caso paradigmático ya que, realmente, no existe información que corresponda al concepto económico de capital humano en sentido estricto. 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 la 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. Ésta es la aproximación que va a ser utilizada en este trabajo siguiendo la metodología propuesta en Griliches y Hausman (1986). Es evidente que, disponiendo de un panel de datos, es posible utilizar retardos de la propia variable como instrumentos para tratar de solucionar el problema del error de medida. Sin embargo, si existen efectos individuales correlacionados con la variable esos retardos no serían válidos. La idea básica propuesta por Griliches y Hausman consiste en aprovechar la circunstancia de que diferentes transformaciones de los datos dan lugar a diferentes tipos de sesgos en la estimación. Utilizando el estimador intra-grupos o aplicando diferencias de cualquier orden podemos eliminar el sesgo al alza debido a la correlación con los efectos individuales. Sin embargo, cada una de estas transformaciones da lugar a sesgos a la baja de distinta magnitud debido al error de medida. Por tanto, diferencias entre las estimaciones en función del orden de la diferencia aplicada son indicativas de la existencia de error de medida.

En el caso de las variables educativas y el capital humano es razonable suponer que también el error de medida muestre cierta persistencia temporal. En ese caso hay que considerar la persistencia temporal de los dos componentes que se conjugan en la variable educativa (x_{it}): la del error de medida (u_{it} , componente ruido de la variable educativa) y la del auténtico capital humano (h_{it} , componente señal de la variable educativa).

Cuanto más elevada sea la correlación serial del error de medida, mayor será la parte del error que se elimine tomando primeras diferencias. Del mismo modo, cuanto mayor sea la correlación serial 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. En cualquier caso parece lógico suponer que la señal es más persistente que el error de medida.

Bajo esa hipótesis, una estrategia de estimación en línea con la sugerida por Griliches y Hausman (1986) supondría en primer lugar realizar un contraste de Hausman para ver si los efectos individuales están correlacionados con las variables explicativas. Si se rechaza esa hipótesis la estimación de efectos aleatorios está sesgada y habrá que transformar los datos para corregir el sesgo de efectos fijos. En ese caso habría que estimar por MCO para diferencias temporales de diferente orden. Si los parámetros estimados difieren según el orden de la diferencia temporal, ello indica que puede existir un problema de error de medida. 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. En ese caso el conjunto válido de instrumentos para $d^j x_{it}$ excluye los valores de la variable adelantados o retrasados q o menos períodos (es decir, excluye desde x_{it+q} a x_{it-q} , ambos inclusive, y desde x_{it-j+q} a x_{it-j-q} , también ambos inclusive). Idealmente se supondrían medias móviles de orden superior hasta que las estimaciones por variables instrumentales no difirieran en función de la longitud de la diferencia practicada en los datos.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

La relación objeto de interés en este trabajo es la relación entre los salarios relativos y las dotaciones relativas de capital humano. Es importante advertir que los salarios por unidad de capital humano pueden ser distintos, compensando diferencias regionales en tasas de paro u 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. Además vamos a considerar la posibilidad de que los salarios regionales están influidos también por la estructura sectorial de la región y por la dotación de capital por ocupado¹.

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

$$w_{it} = \alpha_i + \beta h_{it} + \gamma ur_{it} + \delta k_{it} + \vartheta sec_{it} + \eta_{it} \quad [1]$$

donde ur_{it} es la tasa relativa de paro, k_{it} es el logaritmo de la dotación relativa de capital físico por ocupado de la región, sec_{it} es la diferencia relativa de peso del

(1) Estas variables adicionales han sido añadidas a sugerencia de los evaluadores. La lógica de incluir el capital físico por ocupado viene dada por su influencia en el producto marginal del trabajo y la de éste en el salario.

empleo agrícola en la región i y α_i un efecto fijo regional. Los términos relativos siempre definidos en relación a la media nacional².

Para estimar en una situación como ésta el parámetro β , vamos a seguir la estrategia de estimación expuesta en el apartado anterior, aplicándola al caso de las regiones españolas a lo largo del período 1964-1993. Los salarios relativos se han obtenido como cociente entre la variable coste laboral y el número de asalariados de *Renta Nacional de España y su distribución provincial* (Fundación BBV), datos cuya naturaleza bienal impone esa periodicidad en el análisis. Posteriormente se han deflactado esos valores utilizando el IPC de cada región (INE). Para deflactar durante el periodo anterior a 1978, período para el que el INE no facilita datos por CC.AA., se han agregado los índices de precios provinciales ponderando por el peso de los salarios nominales de cada provincia en la región a la que pertenecen a lo largo del tiempo. El *stock* de capital físico a precios constantes de cada región se ha obtenido de *El stock de capital en España y su distribución provincial* (Fundación BBV-Ivie) a través del banco de datos Sophinet (bancoreg.fbbv.es). Los años medios de estudio terminados por los asalariados se han obtenido de Serrano (1997)³ asignando 0 años a los analfabetos, 3,5 a los asalariados sin estudios o con estudios primarios, 11 a los que han completado estudios medios, 16 a los que tienen estudios universitarios anteriores al superior y 17 a aquéllos con estudios superiores. Las tasas de paro se han tomado de Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1998). El peso del sector agrícola se ha obtenido como el cociente entre el peso del empleo agrícola en la región menos el existente en España dividido por este último.

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 (u):

$$e_{it} = h_{it} + u_{it} \quad [2]$$

En la estimación utilizamos inevitablemente las variables observables:

$$\begin{aligned} w_{it} &= \alpha_i + \beta e_{it} + \gamma r_{it} + \delta k_{it} + \theta \text{sec}_{it} + \eta_{it} - \beta u_{it} = \\ &= \alpha_i + \beta e_{it} + \gamma r_{it} + \delta k_{it} + \theta \text{sec}_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad [3]$$

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

(2) Obsérvese que no se trata de una típica regresión minceriana, ya que el logaritmo del salario no depende de los años de estudios, sino del logaritmo de los mismos. Por tanto, β no mide el aumento relativo del salario conseguido con cada año, sino el debido a cada aumento porcentual de los años de estudios.

(3) 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.

rechaza la hipótesis nula de ese contraste, esto es, la hipótesis de ausencia de correlación entre los efectos fijos regionales y la variable años de estudio terminados. Por tanto, hay que rechazar la estimación de efectos aleatorios en favor del estimador intragrupos. Al margen del efecto significativo y negativo de la tasa de paro, del efecto positivo del capital físico por ocupado o del efecto negativo de un mayor peso del sector agrícola en la economía, el valor estimado de β por ese método es 0,228. Un valor significativo, aunque de magnitud moderada. 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	0,228 (2,50)	0,343 (4,12)
γ	-0,025 (-3,07)	-0,026 (-3,82)
δ	0,142 (5,67)	0,153 (6,70)
θ	-0,033 (-1,91)	-0,073 (-6,48)
R^2	0,948	0,937
Hausman (χ_4^2)		18,92

Nota: Entre paréntesis t -ratios. R^2 es el coeficiente de determinación. El valor del contraste de Hausman permite rechazar la ausencia de correlación entre los efectos fijos y las perturbaciones al 1%, por lo que se rechazaría la estimación (2) en favor de la (1).

En el cuadro 2 se ofrecen los resultados obtenidos al tomar diferencias de diferente orden en la expresión [3] 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 -0,13 hasta 0,37. Estos resultados tan dispares ponen de manifiesto que existe un serio problema de error de medida del capital humano.

Dado que los resultados parecen indicar la existencia de errores de medida, lo adecuado es estimar por variables instrumentales. En la medida en que dichos errores estén autocorrelacionados habrá que utilizar como instrumentos valores

Cuadro 2: ECUACIÓN SALARIAL. ESTIMACIÓN EN DIFERENCIAS

Orden de diferencia j	β	t-ratio $H_0: \beta = 0$	t-ratio $H_0: \beta = 1$	γ	δ	θ	R^2
1	-0,135	-1,34	-11,22	0,011	0,103*	-0,074**	0,063
2	-0,046	-0,48	-11,05	0,018**	0,092**	-0,067**	0,074
3	0,111	1,14	-9,15	-0,002	0,102**	-0,065**	0,068
4	0,196	1,83	-7,48	-0,004	0,118**	-0,066**	0,087
5	0,241	2,25	-7,11	-0,015	0,108**	-0,063**	0,117
6	0,217	2,09	-7,58	-0,027**	0,112**	-0,053**	0,175
7	0,212	1,92	-7,14	-0,036**	0,110**	-0,038	0,229
8	0,268	2,27	-6,22	-0,042**	0,098**	-0,032	0,293
9	0,318	2,38	-5,11	-0,041**	0,106**	-0,023	0,346
10	0,258	1,59	-4,58	-0,036**	0,145**	0,006	0,400
11	0,284	1,43	-3,62	-0,035**	0,171**	0,010	0,455
12	0,369	1,66	-2,84	-0,045**	0,192**	-0,002	0,523
13	0,352	1,22	-2,26	-0,048**	0,240**	0,001	0,628
14	0,370	1,21	-2,06	-0,044**	0,269**	0,006	0,773

Nota: R^2 es el coeficiente de determinación.

En las columnas 5-7 ** indica significativo al 5% y * al 10%.

suficientemente 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, del modo expuesto en el apartado 2.

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 valores negativos (no significativos) y 0,45, son significativamente distintas de 0 sólo en seis de los catorce casos. 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. Ello indica una correlación serial mayor que la supuesta y, por ello, algunas de las variables instrumentales (algunos de los retardos utilizados como instrumentos) no son adecuadas y deben eliminarse.

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). A modo de ilustración del método empleado, esto quiere decir que el primer desfase o adelanto de la variable educativa se descarta como instrumento. El rango de variación de β en este caso va desde 0,35 a 1,63. Las estimaciones son significativamente distintas de cero prácticamente en todos los casos (once de catorce). Además, en bastantes de ellas no puede rechazarse la hipótesis de $\beta = 1$. Estos resultados son más

**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 $H_0: \beta = 1$	γ	δ	θ	R^2
1	-0,259	-0,70	-3,41	0,011	0,115**	-0,074**	0,057
2	0,366	1,62	-2,80	0,019**	0,093**	-0,073**	0,085
3	0,117	0,78	-5,92	-0,002	0,099**	-0,064**	0,065
4	0,323	1,96	-4,11	-0,003	0,115**	-0,068**	0,089
5	0,352	2,48	-4,57	-0,014	0,107**	-0,064**	0,122
6	0,377	2,73	-4,51	-0,028**	0,109**	-0,056**	0,192
7	0,295	2,17	-5,19	-0,037**	0,109**	-0,043*	0,235
8	0,329	2,44	-4,98	-0,043**	0,096**	-0,036	0,298
9	0,390	2,53	-3,96	-0,041**	0,103**	-0,024	0,351
10	0,346	1,84	-3,49	-0,036**	0,142**	0,004	0,407
11	0,409	1,77	-2,56	-0,035**	0,168**	0,006	0,464
12	0,378	1,53	-2,53	-0,044**	0,193**	-0,003	0,519
13	0,451	1,47	-1,79	-0,048**	0,242**	-0,001	0,636
14	0,330	1,03	-2,10	-0,046**	0,265**	0,004	0,766

Nota: R^2 es el coeficiente de determinación.
En las columnas 5-7 ** indica significativo al 5% y * al 10%.

**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 $H_0: \beta = 1$	γ	δ	θ	R^2
1	1,633	2,41	0,93	0,015	0,081	-0,082**	0,093
2	1,076	2,73	0,19	0,015	0,058	-0,073**	0,111
3	0,797	2,77	-0,70	0,017**	0,071*	-0,067**	0,112
4	0,481	2,24	-2,42	0,006	0,093**	-0,071**	0,092
5	1,095	3,44	0,29	-0,011	0,090**	-0,069**	0,151
6	0,870	3,53	-0,52	-0,025**	0,098**	-0,057**	0,217
7	0,595	2,78	-1,89	-0,036**	0,100**	-0,044*	0,252
8	0,522	2,73	-2,50	-0,041**	0,090**	-0,039	0,307
9	0,424	2,46	-3,34	-0,041**	0,100**	-0,0246	0,348
10	0,464	2,16	-2,50	-0,035**	0,138**	0,005	0,416
11	0,578	2,07	-1,51	-0,033**	0,160**	0,007	0,473
12	0,465	1,70	-1,96	-0,043**	0,190**	-0,003	0,524
13	0,350	1,06	-1,96	-0,047**	0,241**	0,001	0,624
14	0,357	1,06	-1,91	-0,044**	0,274**	0,002	0,767

Nota: R^2 es el coeficiente de determinación.
En las columnas 5-7 ** indica significativo al 5% y * al 10%.

favorables a la hipótesis de una elasticidad elevada de los salarios respecto al capital humano, 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 podría ser mayor del supuesto.

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 0,25 y 1,53. De nuevo, las estimaciones son significativamente distintas de 0 en casi todos los casos y en varios de ellos no puede rechazarse que β sea la unidad.

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 $H_0: \beta = 1$	γ	δ	θ	R ²
1	1,536	2,22	0,77	0,015	0,087	-0,080**	0,088
2	1,118	2,83	0,29	0,016	0,057	-0,073**	0,114
3	0,912	3,12	-0,29	0,017*	0,065	-0,068**	0,124
4	0,869	3,24	-0,48	0,017	0,074*	-0,078**	0,137
5	0,854	3,02	-0,51	0,009	0,082**	-0,086**	0,148
6	0,829	2,81	-0,57	0,002	0,116**	-0,061**	0,179
7	0,916	2,68	-0,24	-0,033**	0,094**	-0,041*	0,249
8	0,785	2,59	-0,71	-0,039**	0,082**	-0,035	0,302
9	0,457	1,84	-2,19	-0,039**	0,097**	-0,024	0,331
10	0,420	1,74	-2,40	-0,036**	0,136**	0,007	0,404
11	0,645	2,11	-1,16	-0,034**	0,158**	0,009	0,475
12	0,489	1,45	-1,51	-0,042**	0,184**	0,000	0,516
13	0,257	0,67	-1,95	-0,047**	0,238**	0,002	0,615
14	0,371	1,10	-1,87	-0,044**	0,276**	0,002	0,769

Nota: R² es el coeficiente de determinación.

En las columnas 5-7 ** indica significativo al 5% y * al 10%.

Finalmente, 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. Los resultados obtenidos bajo este supuesto se ofrecen el cuadro 6. La estimación del parámetro β oscila entre 0,50 y 1,51, es significativamente distinta de cero en casi todos los casos y no puede rechazarse en ningún caso la hipótesis de $\beta = 1$. Estos resultados permiten apreciar cómo, una vez se intenta solucionar el problema del error de medida, la evidencia es indicativa de una elevada elasticidad salario del capital humano.

**Cuadro 6: ECUACIÓN SALARIAL. ESTIMACIÓN EN DIFERENCIAS
VARIABLES INSTRUMENTALES CON ERROR DE MEDIDA MA (3)**

Orden de diferencia j	β	t-ratio $H_0: \beta = 0$	t-ratio $H_0: \beta = 1$	γ	δ	θ	R^2
1	0,990	1,98	-0,02	0,018	0,081	-0,075**	0,088
2	1,513	3,63	1,23	0,018	0,022	-0,065**	0,141
3	0,709	2,24	-0,91	0,020	0,014	-0,063**	0,097
4	0,672	2,60	-1,26	0,031	0,052	-0,085**	0,156
5	1,141	3,66	0,45	0,013	0,097	-0,079**	0,220
6	1,119	3,19	0,34	-0,004	0,124	-0,052	0,238
7	1,162	3,10	0,43	-0,028	0,151**	-0,045	0,368
8	0,728	2,16	-0,80	-0,021	0,186**	-0,060*	0,398
9	0,890	1,96	-0,24	-0,036**	0,087**	-0,025	0,334
10	0,497	1,22	-1,24	-0,035**	0,132**	0,005	0,393
11	0,736	2,06	-0,73	-0,036**	0,151**	0,007	0,473
12	0,673	1,86	-0,90	-0,043**	0,180**	0,000	0,529
13	0,702	1,69	-0,71	-0,045**	0,231**	0,001	0,644
14	0,638	1,91	-1,08	-0,044**	0,263**	0,000	0,805

Nota: R^2 es el coeficiente de determinación.

En las columnas 5-7 ** indica significativo al 5% y * al 10%.

Recapitulemos los resultados obtenidos. El valor medio estimado para el coeficiente del capital humano es 0,21 cuando consideramos que no hay error de medida, 0,30 para un error de medida MA(0), 0,69 para un MA(1), 0,75 para un MA(2) y 0,87 para un MA(3). Los intervalos de confianza al 95% que incluyen en cada caso todas las estimaciones con diferencias de distinto orden son (0,005-0,066) considerando que no hay error de medida, (0,10-0,41) para un error de medida MA(0), (0,46-0,77) para un MA(1), (0,33-0,90) para un MA(2) y (0,68-1,19) para un MA(3). Podemos contrastar la igualdad entre los coeficientes obtenidos bajos el supuesto de un error de medida MA(q) respecto a los obtenidos bajo el supuesto MA(q-1). El resultado es que se rechaza la igualdad entre MA(1) y MA(0). Sin embargo, no podemos rechazar la igualdad entre MA(2) y MA(1), o entre MA(3) y MA(2).

Al utilizar instrumentos, y un número cada vez más restringido de ellos, la precisión en la estimación del parámetro también se reduce, por lo que incluso suponiendo un MA(3) los valores puntuales muestran todavía amplio rango de variación, manteniéndose cierta incertidumbre sobre el valor concreto del parámetro de interés. Sin embargo, los resultados indican que existe un problema de error de medida y que éste es persistente (siguiendo al menos un proceso MA(1)). Cuando se considera ese error de medida se obtienen sistemáticamente valores superiores al 0,228 correspondiente al estimador intragrupos. La evidencia en su conjunto

sugiere un coeficiente en torno a 0,7, aunque tampoco podría rechazarse un coeficiente unitario⁴.

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 más elevada de lo que parece a primera vista, e incluso unitaria. Es decir, *ceteris paribus*, los salarios podrían ser incluso proporcionales al capital humano. Un aumento relativo de un 1 por cien del capital humano promedio de una región se traduciría en un aumento idéntico del salario relativo. En definitiva, una gran parte de las diferencias salariales observadas estaría reflejando las distintas dotaciones promedio de capital humano.

Sin embargo, otra parte de las diferencias salariales no estaría asociada a las diferencias de capital humano sino a diferencias en la tasa de paro, en la dotación de capital por ocupado o la composición sectorial. Mientras el primer tipo de diferencias (debido a diferencias en las dotaciones de capital humano) no supone una menor eficiencia en la asignación de recursos ni un motivo para emigrar⁵, este segundo tipo de diferencia sí supone una pérdida de eficiencia y debería dar lugar a migraciones desde las regiones con mayor tasa de paro o menor dotación de capital físico por ocupado hacia aquéllas con menor tasa de paro y mayor dotación de capital físico por ocupado.

Políticas dirigidas a aumentar la movilidad y la sensibilidad a diferencias salariales reducirían estas diferencias y aumentarían la producción de la economía en su conjunto, por lo que han de considerarse como necesarias. Sin embargo, la elevada respuesta de los salarios a las dotaciones de capital humano indica que no serían suficientes para eliminar las diferencias regionales. Políticas educativas y de formación, tendentes a equiparar las dotaciones de capital humano de los habitantes de las diferentes regiones, serían tan necesarias como aquéllas para reducir el grado de desigualdad territorial.

(4) Analicemos estos resultados en términos de una función de producción con tres *inputs* capital físico, trabajo y capital humano en condiciones de competencia perfecta. Si existe perfecta movilidad del capital físico el coeficiente del capital humano en la ecuación salarial no coincide con su elasticidad-producto. Un coeficiente unitario es compatible en ese caso con rendimientos decrecientes a la educación. Sin embargo, el capital físico no debería ser significativo en la ecuación salarial. Por otra parte, si no existe tal perfecta movilidad, el coeficiente coincide con la elasticidad producto. Los resultados no permiten descartar valores elevados pero inferiores a la unidad, en torno a 0,7. Una elasticidad como ésa supone rendimientos decrecientes del capital humano, elasticidades no negativas del trabajo puro y es coherente con la participación de las rentas del trabajo en la renta.

(5) Sin embargo, esa interpretación sólo es completamente correcta, tal y como señala uno de los evaluadores, si no existen externalidades vinculadas al *stock* de capital humano. De existir, las diferencias salariales dependerían también del nivel medio de capital humano de la región y no sólo del capital humano del trabajador. La naturaleza no individual de los datos hace que no pueda desecharse esa hipótesis. En la medida en que los resultados reflejen una externalidad, en esa misma medida habría que matizar la interpretación dada a los mismos.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo ha analizado mediante un panel de datos la relación entre salarios relativos y dotaciones de capital humano a escala regional durante el período 1964-1993. Para ello se ha utilizado una metodología que permite estimar el efecto del capital humano teniendo en cuenta la existencia de 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 sólo una vez se considera éste explícitamente puede apreciarse la importancia de las dotaciones relativas de capital humano como factor determinante de los salarios regionales. De hecho, las estimaciones indican que no puede rechazarse una elasticidad elevada e incluso unitaria de los salarios relativos respecto a las dotaciones relativas de capital humano, frente a una elasticidad estimada del 0,2 cuando no se considera el problema de los errores de medida.

Estos resultados son compatibles con una función de producción con rendimientos decrecientes del capital humano y rendimientos no negativos del trabajo puro, donde la contribución de los trabajadores a la producción se realiza básicamente a través del capital humano que aportan. La infraestimación del auténtico efecto del capital humano debido a la utilización de indicadores educativos es un problema general que afecta también a la estimación de funciones de producción. La razón es la misma, las variables educativas son sólo una aproximación con error de medida del auténtico capital humano.

Si estos resultados reflejan de modo correcto el caso español, y los salarios regionales en buena parte tan solo reflejan la desigualdad espacial en capital humano, la falta de mayores migraciones no implicaría un problema de falta de movilidad tan grave como se supone. La movilidad existiría, pero no habría tantas razones para emigrar como parece a primera vista, ya que buena parte de las diferencias salariales estarían ligadas a las diferencias de capital humano entre los habitantes de las diferentes regiones. Por otra parte, la reducción futura de la desigualdad regional dependería en mayor medida que en el pasado de la convergencia de las dotaciones de capital humano. Debido a los periodos de tiempo que el propio proceso educativo exige, 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.

Esto no quiere decir que no sea necesario impulsar la movilidad del trabajo en España. Como hemos visto, parte de las diferencias salariales se deben a otro tipo de factores, e indican que la movilidad sigue siendo insuficiente.



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.
- Banco Bilbao-Vizcaya (varios años): *Renta Nacional de España y su distribución provincial*, Bilbao.

- Barro, R. y J.W. Lee (1994): "Sources of economic growth", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, págs. 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, págs. 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.
- De la Fuente, A. (1999): "La dinámica territorial de la población española: un panorama general y algunos resultados provisionales", *Revista de Economía Aplicada*, vol. VII (20), págs. 53-108.
- De la Fuente, A. y R. Domenech (2001): "Schooling data, technological diffusion and the neoclassical model", *American Economic Review*, 91 (2), págs. 323-327.
- Freire, M.J. (2001): "Human capital accumulation and economic growth", *Investigaciones Económicas*, vol. 25 (3), págs. 585-602.
- 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, págs. 93-118.
- Islam, N. (1995): "Growth empirics: a panel data approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), págs. 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 (2000): "Measuring aggregate human capital", *Journal of Economic Growth*, 5, págs. 215-252.
- 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, págs. 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, págs. 5-36.
- Serrano, L. (1997): *Capital humano y crecimiento económico. Análisis del caso español*, Tesis Doctoral, 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), págs. 80-93.

Fecha de recepción del original: septiembre, 1999
Versión final: marzo, 2001

ABSTRACT

This paper analyses the potential bias due to measurement errors in human capital, and analyses the relationship between regional wages and regional human capital endowments in Spain. To that end, we use an approach that takes into account the possible measurement error in human capital indicators. The results indicate that measurement errors have the effect of biasing downwards the estimated effect of human capital. When allowing for the possibility of measurement errors, wages show a much higher elasticity with respect to human capital. Therefore, with such a similar regional utility by unit of human capital, there would be neither significant incentives to migrate nor marked welfare gains to be achieved through a higher hypothetical labour mobility.

Key words: human capital, regional wages, measurement error, labour mobility.

JEL classification: C23, J31, J61, R23.