

Eficiencia factorial y convergencia regional en España

Manuel Alej. Hidalgo

30 de septiembre de 2003

1. Introducción

La convergencia regional en España se ha ralentizado en los últimos veinte años. De la Fuente (2001) señala entre sus causas principales, la reducción de los movimientos migratorios y la divergencia en tasa de ocupación y en productividad total de los factores (*TFP* en adelante). En particular, esta última causa puede estar actualmente elevando las disparidades regionales españolas, al generar mayores disparidades en la eficiencia tecnológica. Estos hechos han determinado que el acercamiento de la renta per cápita sea hoy más lento que décadas atrás, e incluso que en los últimos diez años no haya prácticamente existido eliminación de disparidades regionales. Otros trabajos, como el de Arévalo (2002), obtienen resultados algo diferentes, al concluir que existe convergencia en la *TFP* de los factores. Sin embargo, estos resultados son más limitados, al no distinguir trabajo con capital humano, hecho éste que pudiera ser relevante a la hora de explicar la convergencia de la *TFP*.

La escasa o nula aportación de la *TFP* no parece ser un fenómeno exclusivo de nuestro país. Se ha señalado como posible causa del incremento de las desigualdades el efecto que el cambio tecnológico tiene sobre el mercado de trabajo, especialmente en los precios relativos de los factores. Diversos estudios (Goldin y Katz (1998), Caselli (1999), Acemoglu (2001), Caselli y Coleman (2002)) afirman que este cambio incide de forma diferente sobre los salarios a través de las productividades beneficiando más a los trabajadores cualificados que a los no

*Departamento de Economía y Empresa, Universidad Pablo de Olavide. Ctra de Utrera, km1, s/n, Sevilla. Teléfono: 954349187. E-mail: mhidper@dee.upo.es

cualificados (en inglés *skill premium*). En pocas palabras, el cambio tecnológico está sesgado a favor de la cualificación.

Las razones para este hecho se basan en la mayor complementariedad entre los trabajadores cualificados y los actuales avances tecnológicos materializados en nuevas inversiones en capital. En las primeras fases de industrialización, las inversiones de capital tenían como objetivo la sustitución de trabajadores cualificados. Esa era la dinámica durante las primeras revoluciones industriales, la sustitución de artesanos por maquinarias capaces de ser manejadas sin casi preparación previa (Goldin y Katz, 1998). Sin embargo, en la segunda mitad del siglo pasado, e incluso antes según algunos autores, las nuevas inversiones en EE.UU. han sido más orientativas a la complementación que a la sustitución de trabajadores cualificados. Este hecho ha determinado un mayor avance, sobre todo en los últimos 25 años, de la demanda de trabajadores cualificados, además de la eficiencia y por lo tanto de sus salarios.

Por otro lado, la cada vez mayor oferta de trabajadores cualificados, observado en países desarrollados en los últimos decenios, haría más rentable su uso al abaratar su precio relativo. Cabría esperar que las diferencias entre los salarios recibidos por los trabajadores cualificados y no cualificados se redujese. Sin embargo, la evidencia es la contraria (Acemoglu, 2001), poniendo más de relieve que las productividades relativas de cada tipo de factor han crecido, siendo así el efecto negativo de la dotación factorial compensado por los avances diferenciales en la eficiencia de cada uno de ellos. Sin embargo, la evidencia muestra todo lo contrario, es decir, que los efectos sobre los precios relativos de los factores se ha más que compensado de forma apreciable por la mayor eficiencia. Por lo tanto, la mejor prueba de que el avance de la eficiencia productiva de los trabajadores ha crecido por encima de la de trabajadores no cualificados es que su precio relativo se ha incrementado a pesar de su mayor oferta en estas últimas décadas.

Más concretamente, supongamos una economía con dos factores productivos (trabajo cualificado y no cualificado) que no son perfectamente sustitutivos¹. Para poder representar una economía con este tipo de comportamiento debemos representar la producción mediante una función de elasticidad constante o CES,

$$Y = [(A_H H)^\sigma + (A_L L)^\sigma]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (1)$$

donde $\frac{1}{1-\sigma}$ es la elasticidad de sustitución entre los dos factores, A_H y A_L son

¹Si fuesen perfectamente sustitutivos, los cambios tecnológicos serían neutrales en los precios relativos de los factores. El hecho de imponer esta cuestión nos permite analizar los efectos del avance tecnológico en los precios relativos de los factores

la eficiencia tecnológica de cada uno de los factores usados y H y L son las cantidades de factor trabajo cualificado y no cualificado usados.

Suponiendo que el mercado de factores es perfectamente competitivo, y que los precios vienen dados por dicho mercado, las empresas, a la hora de maximizar sus beneficios igualarán precios a productividades marginales, es decir,

$$\begin{aligned}\frac{\partial Y}{\partial H} &= w_H \\ \frac{\partial Y}{\partial L} &= w_L\end{aligned}$$

obteniendo como expresión resultante

$$\omega = \frac{w_H}{w_L} = \left(\frac{H}{L}\right)^{\sigma-1} \left(\frac{A_H}{A_L}\right)^{\sigma}$$

y tomando logaritmos obtenemos la expresión 2.

$$\ln(\omega) = (\sigma - 1)\ln\left(\frac{H}{L}\right) + \sigma\ln\left(\frac{A_H}{A_L}\right) \quad (2)$$

El valor de ω refleja la diferencia entre los salarios de los trabajadores cualificados y no cualificados (*skill premium*). Viene a reflejar el diferencial en retribución por la cualificación. Si σ es positivo menor que uno ², un incremento en la dotación de factores relativo reduce el salario relativo, mientras que una elevación de la eficiencia de los trabajadores cualificados mayor que la de los trabajadores no cualificados tiene un efecto contrario. Este crecimiento diferencial de la eficiencia de los trabajadores cualificados frente a los no cualificados es el denominado *skill bias*.

En las dos últimas décadas, numerosos países han elevado considerablemente la dotación de trabajadores cualificados. Sin embargo, el salario relativo no ha sufrido una reducción importante, sino todo lo contrario, ya que ha crecido. Este hecho implica la constatación de que ha existido un aumento de la eficiencia relativa de los trabajadores cualificados que ha más que compensado su mayor oferta.

Por lo tanto, parece evidente un crecimiento mayor en la eficiencia productiva de los trabajadores cualificados, o lo que es lo mismo, una inversión en capital más orientada a la elevación de la productividad de los cualificados. Si esto ha sido así, los efectos de este cambio sobre las desigualdades regionales

²Actualmente, y después de numerosos estudios que han intentado calcular el valor de este parámetro en algunos países (Freeman, 1986; Angrist, 1995, Katz y Murphy, 1992), se toma como intervalo aceptable de la elasticidad de sustitución entre los factores el incluido entre 1 y 2. Esto determina que el valor de σ debe estar comprendido entre 0 y 0.5

pueden ser importantes. Estos efectos pueden venir por dos vías. En primer lugar, aquellas regiones que no han hecho esfuerzos importantes en la convergencia de su dotación factorial relativa de menor a mayor cualificación, pueden no haber aprovechado de forma conveniente el cambio tecnológico, ya que éste ha sido más intenso en trabajo cualificado. En segundo lugar, es posible que las regiones menos ricas no hayan sido capaces de absorber el avance tecnológico, con lo cual pueden acumular, o al menos, no reducir, un gap tecnológico que se traduzca en menores capacidades de crecimiento y convergencia en el presente y futuro. Por lo tanto, la eliminación de las disparidades regionales consiste, en parte, eliminar el diferencial en especialización en tipo de factor usado, y por otro lado en el aprovechamiento del cambio tecnológico, en otras palabras, aproximarse a la frontera tecnológica.

El objetivo de este estudio es conocer hasta qué punto la convergencia regional en España ha sido condicionada por el cambio tecnológico. Para empezar vamos a realizar una visión sobre la evidencia que existe en España a nivel regional de este hecho, y posteriormente se va a estimar el crecimiento del bias tecnológico para poder, en última instancia, conocer cómo ha afectado éste a la convergencia regional desde principios de los ochenta.

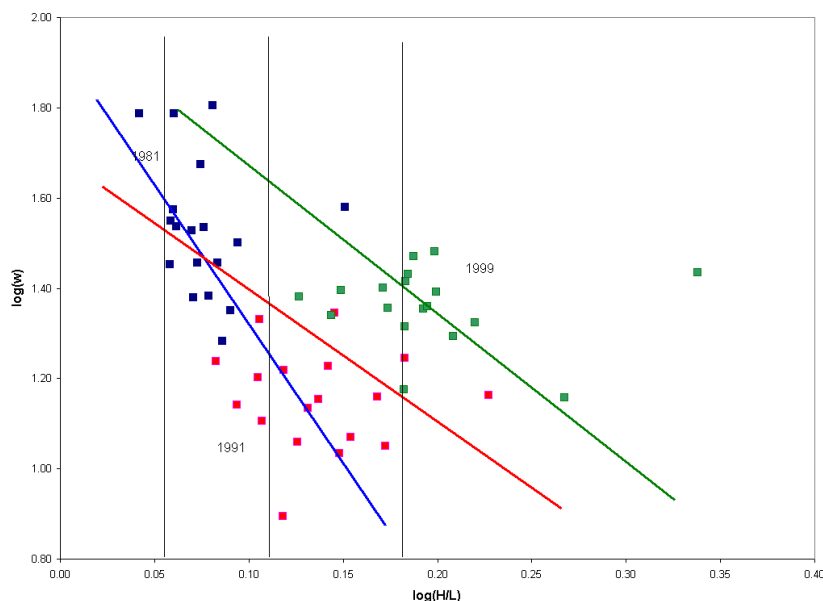
2. Evidencia

Puede resultar interesante el tener una cierta idea de cómo el cambio tecnológico está afectando a las disparidades regionales. Ello se puede alcanzar, como se ha explicado líneas arriba, mediante el estudio de la evolución de la eficiencia relativa en España. Lo necesario es obtener alguna evidencia de que este cambio puede estar afectando de forma desigual al factor trabajo dependiendo de si es o no cualificado. Para ello recurriremos a la búsqueda de alguna posible representación de la demanda del factor trabajo (ecuación 2) para poder conocer si ésta ha sufrido alguna variación importante en el período estudiado.

En la figura 1 se representan para cada una de las comunidades autónomas españolas y para los años 1981, 1991 y 1999 el logaritmo de la dotación relativa de factores y el logaritmo de su precio relativo³. Si suponemos que la curva de demanda mostrada anteriormente es una buena aproximación a la curva real, el gráfico puede darnos información sobre la evolución de la elasticidad de sustitución entre dichos factores y de la eficiencia relativa de ambos.

³Los datos usados para representar gráficamente este hecho están convenientemente descritos en los siguientes apartados.

Figura 1. Demanda de cualificación en España (1980, 1991 y 1999)



Como se puede comprobar, si suponemos que la demanda relativa de factores es única para toda España, cada comunidad, en función de su dotación de factores, observaría un precio diferente. El movimiento de la demanda relativa de factores viene motivada por dos elementos, como hemos reconocido en la expresión (2). En primer lugar, porque cambie la pendiente. El hecho de que entre 1981 y 1991 dicha pendiente haya caído, implica que σ ha crecido, es decir, la elasticidad de sustitución entre ambos factores ha aumentado. Por otro lado, el segundo movimiento proviene del aumento o disminución de $\frac{A_H}{A_L}$.

Aunque la nube de puntos no permite estimaciones muy consistentes de la demanda, si al menos nos ofrece una evidencia clara. La constante aumenta claramente entre los tres períodos y que puede deberse a un incremento del ratio de eficiencias. Es decir, parece existir una cierta evidencia de que en estas dos décadas se ha observado un aumento significativo de la eficiencia del trabajo cualificado frente al trabajo no cualificado en España. Esta conclusión no es diferente a la que ya otros autores habían encontrado para países como EE.UU., Canadá, Francia, etc... (Autor, 2002).

El siguiente paso sería estimar los valores de A_H , A_L y A_K para conocer su grado de convergencia, y por lo tanto, si han contribuido a la eliminación de las disparidades regionales o, por contra, las han aumentado.

3. Datos

En este trabajo se hace necesario la consulta de una diversa batería de datos, agrupadas en diferentes bases. Desde el cálculo de los ratios salariales, hasta la oferta relativa de trabajo cualificado, así como la dotación de capital físico y la productividad, exigen una recopilación de fuentes de origen muy diversa, y que se va a detallar en las siguientes líneas.

La estimación de los ratios salariales se llevan a cabo mediante la información suministrada por las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1980-1981, 1990-1991 y la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares de 1999⁴, en registros individuales. Aunque se trata de encuestas sobre consumo, la información individual disponible es tan amplia que engloba información no sólo de gastos, sino además de ingresos, características personales del hogar, además de otras. La cantidad de registros individuales ha permitido realizar de forma consistente los análisis a los que se han hecho referencia en apartados anteriores. En particular, para 1981 se disponen de 0000 registros, para 1991 de 00000 y para 1999 de 0000.

En todos los casos, y como se ha explicado en los apartados anteriores, mediante estimaciones para individuos de una misma región de la ecuación 4, los datos aportan información de la rentabilidad de un año de estudio. Para que estos resultados sean los más homogéneos posibles, la información que se usa de esta base de datos son los referentes a sustentadores de familias trabajadores por cuenta ajena (ya que en el caso de la ECPF de 1999 es el único sobre el que tenemos toda la información necesaria), con separación en varios grados de nivel educativo, sexo y experiencia laboral (obtenida ésta como la diferencia entre edad años de estudios menos cinco).

Los datos de capital humano se obtienen de la base de datos elaborada por Bancaja y el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE). En esta base de datos se obtiene información de población ocupada por niveles de estudios (sin estudios, estudios primarios, secundarios, previos al universitario y universitario) y por regiones desde 1964 a 2001.

Para agregar los cinco grupos de educación en los dos elegidos para este trabajo (cualificado y no cualificado), se va a ponderar cada grupo de trabajadores por el salario relativo (ya que la agregación va a ser en términos de eficiencia) respecto a uno de referencia dentro de los cualificados y otro dentro de los no cualificados, y que ha sido obtenido por la estimación de la ecuación 3, como

⁴Ninguna de estas encuestas son homogéneas, ya que tanto los criterios de clasificación de estudios como otras variables difieren. De todas formas, el proceso llevado a cabo en las estimaciones subsiguientes no sufren estas diferencias.

más adelante se detalla. Más concretamente, los trabajadores sin estudios, con estudios primarios y con estudios secundarios, conforman el grupo de trabajadores no cualificados, mientras que los trabajadores con estudios previos al superior y con estudios superiores conforman los cualificados. En ambos casos, la primera tipología de trabajadores se usa como referencia, y posteriormente, se les agrega el resto de los grupos multiplicado por los salarios relativos de los trabajadores con estudios primarios respecto a sin estudios y con estudios secundarios respecto a sin estudios, para los no cualificados, y los trabajadores universitarios por su salario relativo a los trabajadores con estudios previos al universitario. De esta manera se consigue agregar guardando las proporciones en términos de eficiencia, que es la magnitud sobre la que gira todo el análisis.

Por último, y para las estimaciones del peso en la distribución de la renta de los distintos factores, se han usado la base de datos del BBVA sobre stock de capital físico en España y Distribución de la Renta en España, con los cuales se han obtenido valores de renta salarial, rentas mixtas y rentas de capital, y así poder calcular la rentabilidad del capital, y valores de PIB a precios de mercado para España y cada una de las regiones a precios constantes de 1986.

4. Estimación de los ratios salariales.

El primer paso para poder estimar la elasticidad de sustitución entre trabajadores cualificados y no cualificados es estimar los ratios salariales y la oferta relativa de factores.

La estimación de los ratios salariales pudiera hacerse de dos formas diferentes. En una primera posibilidad, las distintas Encuestas de Presupuesto disponen de información de los salarios percibidos por los individuos, además de su formación. En este caso cabría calcular la media por cada cohorte de estudio y, elevando los resultados convenientemente, y para cada año y región, obtener una aproximación a su salario medio. Calculando éste para cada cohorte, el ratio sería tan solo el cociente de ambos.

Pero esta forma de proceder posee varios inconvenientes. En primer lugar la información no es todo lo homogénea que cabría desear, ya que la definición de salario que aparece en cada una de las encuestas es diferente e incorpora más o menos desagregación. En segundo lugar, en este trabajo nos interesa ante todo conocer el efecto que sobre el precio relativo (el ratio salarial) tienen la variación de la oferta relativa de factores. Para ello debemos eliminar de los cambios en estos años del ratio salarial aquellos otros efectos que provengan de cambios socioculturales, institucionales etc y que hayan afectado a la determinación salarial

de los individuos. Es decir, si no hacemos ese proceder, estaríamos estimando ratios salariales que incorporan en su evolución en los años efectos no sólo derivados de los cambios en la oferta relativa. Por ejemplo, el sexo, los cambios en la retribución de la experiencia, cambios en la productividad total, tamaño medio de la empresa, etc.... Por ese motivo, es necesario eliminar los posibles sesgos, tanto de medida como de otros elementos que puedan afectar a los cambios en la retribución diferencial de los factores y que no sean provenientes de la oferta relativa.

Para ello se va a estimar una ecuación en dónde nos interesa *extraer* el efecto de la educación (cualificación humana) en el salario. Es cierto que la cualificación no se reduce sólo a la adquisición de conocimientos previo a la incorporación al mercado de trabajo, pero para el objetivo de este trabajo puede ser un buen comienzo. Por lo tanto, para obtener la parte que sobre el salario del individuo viene determinada por la educación se va a estimar la siguiente ecuación:

$$\ln(w_i)^{CA} = \alpha^{CA} + \beta^{CA}S_i + \gamma_1^{CA}Sex_i + \gamma_2^{CA}E_i + \gamma_3^{CA}E_i^2 + \varepsilon_i \quad (3)$$

Esta representación corresponde a una típica ecuación de Mincer. La parte izquierda de la ecuación recoge el logaritmo del salario. La parte derecha las variables que puede explicar su valor. Entre éstas se encuentran variables como la experiencia, la educación, el sexo y otras posibles variables que pueden determinarse en el caso de poseer información. La estimación se realiza para todos y cada uno de los individuos que, siendo trabajadores, son sustentadores principales de familia.⁴ El procedimiento de estimación es mediante mínimos cuadrados ordinarios (OLS), y para cada una de las Comunidades Autónomas.

El nivel educativo se divide en cuatro grupos, provenientes de la clasificación empleada por Mas et alia. (2001) para la obtención de series de capital humano en España entre 1964 y 2001. Los niveles educativos adquiridos son:

1. Sin estudios y estudios primarios. Aquellos que alcanzan, como máximo, ocho años de estudios.
2. Estudios medios. Aquellos que poseen el título de EGB, BUP (o similar), preuniversitario y las FP I y II. Entre 8 y 12 años de estudio

⁴El hecho de escoger sólo aquellos que son sustentadores se debe a que en la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares de 1999 sólo se dispone de información referente a este colectivo. Por lo tanto, al objeto de mantener la mayor homogeneidad posible entre los resultados obtenidos de los distintos data sets, se eliminan aquellos grupos poblacionales que no son comunes a todos ellos

3. Estudios anteriores al universitario. Aquellos que han alcanzado un estudio superior de primer ciclo. 15 años de estudios
4. Estudios superiores. 17 años de estudios

Para cada individuo se ha identificado, en función de la clasificación adoptada por cada una de las EPF o ECPF, los años medios de estudios en función de la clasificación anterior. Una vez hecha esta identificación, se introduce S_i una variable que toma valor de años medios asignado de estudios si ese individuo alcanza un determinado nivel de estudio. Por lo tanto β corresponde al retorno de un año más de estudio.

Además, para controlar cuestiones ajenas a la educación y que puedan afectar al nivel salarial, se introducen variables de sexo y de experiencia (calculada como la diferencia entre los años del individuo menos el tiempo dedicado por cada uno de ellos al estudio más cinco. El primero de los coeficientes, (α^{CA}) , recoge el efecto fijo por regiones (???) sobre los salarios. Este coeficiente es importante, ya que en él se recogen los efectos generales que sobre el salario tiene ser un trabajador de una región u otra. Por ejemplo, la menor productividad en una región j frente a otra región g tendrá un efecto en el salario de $(\alpha^j - \alpha^g)$ % menos de ingreso para el trabajador.

Los parámetros más interesantes de esta ecuación son, como se ha dicho, los β 's. Como muchos otros autores ya han explicado (referencias), este parámetro representa el porcentaje de incremento en el salario del trabajador, si posee un año más de estudio dentro de cada cohorte definida.

Muchos trabajos se han hecho en España para poder calcular este coeficiente (por ejemplo Raymond, J.L. et alia. (año) y poner otros). En todos ellos se puede observar cómo este coeficiente crece durante los últimos 20 años, especialmente desde principios de los noventa. También, otros estudios encuentran que dichos coeficientes son mayores para las regiones más pobres, dando a entender que un menor desarrollo económico implica una mayor diferencia de rentabilidades de la educación.

Los resultados obtenidos para 1981, 1991 y 1999 son muy cercanos a los obtenidos por otros autores para los mismos o distintos períodos a nivel nacional. Como se puede comprobar en la tabla 1, en los últimos 20 años la rentabilidad de un año de estudio ha crecido de forma considerable en España y en cada una de las regiones. Esto evidencia que existe una tendencia a que la rentabilidad de un año más de estudio se ha elevado en estas dos últimas décadas.

TABLE 1

TASAS DE RETORNO DE LA EDUCACIÓN			
Región	1980-81	1990-91	1999
Andalucía	0.057	0.065	0.095
Aragón	0.052	0.044	0.093
Asturias	0.054	0.059	0.071
Baleares	0.043	0.046	0.103
Canarias	0.054	0.067	0.082
Cantabria	0.051	0.054	0.065
C-León	0.044	0.056	0.092
C-La Mancha	0.046	0.049	0.082
Cataluña	0.044	0.049	0.071
C. Valenciana	0.043	0.048	0.077
Extremadura	0.048	0.063	0.104
Galicia	0.057	0.061	0.073
Madrid	0.050	0.046	0.081
Murcia	0.041	0.070	0.064
Navarra	0.046	0.040	0.085
P. Vasco	0.038	0.057	0.035
La Rioja	0.043	0.043	0.070
Ceuta y Melilla	0.070	0.079	0.149
España	0.051	0.057	0.079

Con el objeto de poder obtener los ratios salariales, es necesario para la sencillez del trabajo se van a agregar los distintos grupos en sólo dos. Para ello, los dos primeros se van a considerar como trabajadores no cualificados, mientras que los dos últimos se van a considerar trabajadores cualificados. Esta decisión responde a la necesidad de agrupar, como se ha dicho, y a los resultados obtenidos por otros trabajos, sobre todo en EE.UU.

Sin embargo, la agrupación no puede realizarse sin más mediante la agregación de los totales, sino que hay que realizarla en términos de eficiencia. Si queremos que la ecuación 1 represente adecuadamente la función de producción de una región con sólo dos grupos de cualificación, es necesario que dentro de cada uno de ellos la agregación se lleve a cabo mediante la misma estructura de una ecuación CES. Para ello, dentro de cada tipo de cualificación, uno de los dos grupos se va a expresar en términos de eficiencia respecto al otro. Si

suponemos que la eficiencia se muestra de forma limpia a través del salario ⁵, podemos suponer que para cada grupo la agregación correcta sería:

$$L = L_1 + \frac{w_2^l}{w_1^l} L_2$$

donde w_1^l y w_2^l son, respectivamente, el salario del primer grupo y del segundo grupo no cualificados.

$$H = H_1 + \frac{w_2^h}{w_1^h} H_2$$

con la misma explicación que en el caso anterior, siendo ahora los grupos cualificados.

En estos términos, la oferta relativa entre trabajadores cualificados y no cualificados vendría expresada como:

$$\frac{H}{L} = \frac{H_1 + \frac{w_2^h}{w_1^h} H_2}{L_1 + \frac{w_2^l}{w_1^l} L_2}$$

Para la obtención del ratio salarial o wage premium, lo que tenemos que hacer es obtener el ratio siguiente:

$$\omega^{CA} = \frac{w_H}{w_L}$$

Atendiendo a que el salario de cada grupo es simplemente la media ponderada del salario de cada uno de los subgrupos que lo componen, podemos obtener fácilmente el wage premium.

$$\begin{aligned} \omega^{CA} &= \frac{w_H}{w_L} = \frac{H_1 + \frac{w_2^h}{w_1^h} H_2}{\frac{w_2^l}{w_1^l} L_1 + \frac{w_2^h}{w_1^h} L_2} \frac{L}{H} = \\ &= \frac{H_1 + e^{(n_2^h - n_1^h)\beta^{CA}} H_2}{e^{(n_1^l - n_1^h)\beta^{CA}} L_1 + e^{(n_2^l - n_1^h)\beta^{CA}} L_2} \frac{L}{H} \end{aligned}$$

donde n_1^h y n_2^h son los años de estudio del primer y segundo grupo de cualificados (H_1 y H_2), y n_1^l y n_2^l son los años de estudios para el primer grupo y segundo grupo de no cualificados (L_1 and L_2). β^{CA} es la tasa de retorno para la comunidad autónoma de un año más de estudio.

De esta manera se consigue obtener los *cleaned wages* y el ratio salarial libre de todo efecto que no dependa de la cualificación de los individuos. Este ratio es precisamente aquél que se va a usar en lo que sigue de trabajo.

⁵Más adelante se explica cómo se obtiene este ratio

5. Estimación de la sigma

El segundo paso se centra en estimar el crecimiento del bias tecnológico. Para conseguirlo, una vez calculados los ratios salariales, hay que estimar la elasticidad de sustitución entre los trabajadores cualificados y no cualificados, tal y como se ha especificado en la ecuación 2.

Sin embargo la estimación de esta ecuación no es posible realizarla mediante OLS, ya que existe un problema de endogeneidad entre ω y $\frac{H}{L}$. Esta endogeneidad es bien conocida por otros autores que anteriormente han estimado esta relación (mencionar trabajos), y se basa en que la obtención de un mayor salario es un buen incentivo para adquirir una mayor cualificación. Por lo tanto, es necesaria una estimación en dos etapas, mediante la definición previa de unos instrumentos que nos eliminen los problemas que se derivan de dicha endogeneidad, y que se concreta en la sesgadez del parámetro estimado.

5.1. Instrumentos

Es difícil encontrar buenos instrumentos que hagan la función esperada en una estimación en dos pasos. Encontrar variables regionales que estén relacionadas con la evolución de la dotación relativa de capital humano sin que existe una conexión con el precio de dicha variable no es fácil. Por ello nos hemos centrado en buscar variables poblacionales que dependen más de la estructura de la población misma que de otras posibles causas. Para ello, se ha establecido como hipótesis factible para definir dichos instrumentos la dependencia entre el incremento de la población con estudios previos al superior y superior con la dotación inicial, en cada período, de personas por región con edad de adquirir o no adquirir dicha cualificación.

En particular, se han buscado variables que estén implicadas en el fuerte crecimiento de la dotación relativa de trabajo cualificado y que no posea a su vez relación directa con el precio relativo de los mismos. Para ello los datos derivados de la estructura población a inicio de cada período para los que se dispone de información pueden ser una buena elección.

Concretando, se han definido como variables instrumentales el peso poblacional de las cohortes de 16-20 años y de 20-24 años a inicio del período y que ofrece el Instituto Nacional de Estadística. La motivación detrás de esta elección es doble. En primer lugar, la existencia de un mayor peso de jóvenes a inicio de período implica una mayor dotación de población con potencialidad para adquirir una cierta cualificación y por lo tanto a engrosar o no engrosar las filas de los trabajadores cualificados en la década siguiente a la que queremos realizar

la estimación. En segundo lugar, la aparición de mayores facilidades para poder adquirir estudios gracias a la mayor inversión en educación por parte del Estado implica que allí dónde existe más dotación de jóvenes, mayor es la probabilidad de entrar en el grupo de cualificados. (tarea: leer sobre los efectos de los cambios en el sistema educativo en los ochenta y noventa en España). Además, la elevación de la rentabilidad de un año más de estudio ha elevado la probabilidad de pasar a ser un trabajador cualificado, por lo que en regiones con una mayor dotación poblacional con edad de estudiar estudios superiores, el número de personas que adquieren cualificación será mayor que en aquellas donde esta dotación es menor.

Por ellos, la first stage regression que se va a estimar para evitar el problema de endogeneidad relaciona la dotación relativa de factores y la estructura poblacional en las regiones españolas. Esta relación se ha realizado en incrementos, ya que posteriormente, y para la estimación de la σ , vamos a necesitar esta especificación de la oferta relativa. Así, la ecuación

$$\Delta \ln \left(\frac{H}{L} \right)_i^t = \theta_0 + \theta_1 \Delta \text{Pob}_{16,20}^{it} + \theta_2 \Delta \text{Pob}_{20,24}^{it} + \varepsilon^{it}$$

va a ser estimada mediante OLS.

Los resultados se muestran en la tabla 2. Como podemos comprobar los resultados son muy aceptables. La relación entre estos instrumentos y la oferta relativa es importante, y por lo tanto podemos usar estos instrumentos para realizar la estimación de la second stage regression, y por lo tanto obtener una estimación insesgada y consistente del parámetro σ .

TABLE 2

FIRST STAGE REGRESSION	
Variable dependiente $\Delta \ln \left(\frac{H}{L} \right)$	
coeficiente	estimacion
<i>constant</i>	0.820 (0.101)
$\Delta \text{Pob}_{16,20}^i$	0.204 (0.054)
$\Delta \text{Pob}_{20,24}^i$	-0.032 (0.043)
$R^2 = ,37$	

5.2. Estimación de σ

Una vez estimada la first stage regression se procede a la estimación de la elasticidad de sustitución previa estimación de σ .

Para eliminar la existencia de efectos fijos en la estimación, ésta se ha realizado en crecimientos. Así, se posee un panel de 17 regiones con dos datos para cada una, uno correspondiente al crecimiento durante 81-91 y otro correspondiente al crecimiento 91-99. Por lo tanto, la ecuación que se ha estimado es

$$\Delta \text{Ln}(\omega_i) = \alpha_i + (\sigma - 1)\Delta \text{Ln}\left(\frac{H}{L}\right) + u_i$$

donde $\alpha_i = \sigma \Delta \text{Ln}\left(\frac{A_H}{A_L}\right)$.

Los resultados se presentan en la Tabla 3. En esta tabla se muestra las estimaciones de $(\sigma - 1)$ en dos casos, estimación sin instrumentos, y como second stage regression. Como se puede comprobar, y esperando la relación entre la variable independiente y dependiente, la estimación por OLS está sesgada al alza, mientras que la estimación por IV genera un coeficiente menor.

La significatividad del parámetro estimado es alta, así como el modelo presenta una bondad aceptable.

TABLE 3

SECOND STAGE REGRESSION		
Variable dependiente $\text{Ln}(\omega)$		
coeficiente	estimacion	
	OLS	IV
<i>constant</i>	0.1097 (0.0192)	0.1155 (0.0230)
$\text{Ln}\left(\frac{H}{L}\right)$	-0.2794 (0.0694)	-0.3026 (0.0856)
R^2	0.3358	0.3334

Sin embargo, los resultados son significativamente distintos a los obtenidos por otros trabajos que han estimado este parámetro para Estados Unidos. En nuestro caso, la elasticidad de sustitución se acerca a 3, mientras que para los

trabajos realizados para EE.UU. la elasticidad se concentra entre 1.4 y 2 (para ejemplos ver Freeman, 1986). Así, Katz y Murphy (1992) estiman la elasticidad en el 1.4 asumiendo crecimiento en el tiempo del skill bias, Ciccone y Peri (2003) en un trabajo para los estados norteamericanos centran esta estimación en ****. (posibilidad de poner otros).

La consecuencia más directa de esta diferencia recae en la cuantía del cambio en el ratio salarial del bias tecnológico. Como se puede comprobar en la ecuación 4, un cambio en el bias tecnológico en un 1 % tiene un efecto en el ratio salarial del σ %.

$$\frac{\partial \ln \omega}{\partial \ln \left(\frac{A_H}{A_L} \right)} = \sigma \quad (4)$$

Como puede comprobarse, una elasticidad de 1.4 implica un valor de la σ de 0.28, mientras que el valor estimado para la σ de España es muy superior. Esto implica que en España el efecto que ha implicado el incremento del skill bias sobre el ratio salarial ha sido muy superior que en EE.UU. De esta forma se explicaría cómo, aún incrementándose el doble la dotación relativa del factor cualificado, el ratio salarial haya crecido.

6. Estimación del bias tecnológico y ratios de convergencia

Una vez estimado el parámetro σ , es posible la estimación del crecimiento del bias tecnológico. Usando la siguiente expresión se puede fácilmente despejar el crecimiento del bias

$$\left(\frac{\widehat{A_H}}{\widehat{A_L}} \right)_i = \frac{1}{\sigma} \widehat{\omega}_i + \frac{(1 - \sigma)}{\sigma} \left(\frac{\widehat{H}}{\widehat{L}} \right)_i \quad (5)$$

Los resultados son interesantes. Como se puede comprobar en el gráfico ****, el crecimiento del bias tecnológico fue sensiblemente mayor en aquellas regiones en donde la productividad per cápita era inferior. Por lo tanto, se puede considerar la existencia de cierta convergencia. Sin embargo, esta relación se reduce durante la década de los noventa, poniendo en evidencia el hecho de que las regiones más pobres no han intensificado, sino más bien reducido, el crecimiento diferencial de la eficiencia de los trabajadores cualificados.

Por lo tanto, la convergencia en productividad en los noventa se ha basado más en la convergencia en la dotación de factor cualificado, pero no tanto como en la TFP.

En un segundo análisis, podemos analizar la aportación a la convergencia de cada uno de los factores sobre la productividad, es decir, qué variables han tenido un efecto positivo en la convergencia entre las regiones en España y cuánto, además de diferenciarlo por períodos.

El análisis de convergencia puede enriquecerse mediante la desagregación entre sus diversos factores de la función de producción. Partiendo de la función CES

$$Y = K^\alpha ((A_H H)^\sigma + (A_L L)^\sigma)^{\frac{1-\alpha}{\sigma}}$$

y dividiendo la expresión en ambos términos por N , número de trabajadores, tomando logaritmos y diferencias respecto a la media geométrica, podemos llegar a la siguiente expresión

$$y = \alpha k + \frac{1-\alpha}{\sigma} \text{Ln}((A_H h)^\sigma + (A_L l)^\sigma)$$

donde y es el GDP per worker, en logaritmos y en desviaciones respecto a la media, k es el stock de capital en los mismos términos, h y l son los ratios de trabajadores cualificados y no cualificados respecto al total de ocupados.

Si calculamos la tasa de crecimiento del GDP per worker, $\hat{y}$, podemos ver cómo ésta es igual a la siguiente expresión

$$\hat{y} = \alpha \hat{k} + (1-\alpha)(\alpha_h(\hat{A}_H + \hat{h}) + \alpha_l(\hat{A}_L + \hat{l}))$$

donde α_H y α_L son las participaciones de los trabajadores cualificados y no cualificados en las rentas del trabajo respectivamente. Debido a que todas las variables pueden ser representadas como sus desviaciones relativas respecto a la media (incluso $\hat{A}_H$ y $\hat{A}_L$, ya que las hemos podido calcular como solución a un sistema de ecuaciones compuesto por esta última expresión y la ecuación 5, y que se desarrolla en el anexo), podemos descomponer la regresión de convergencia entre $\hat{y}$ y el valor de inicio de la GDP per worker, como las distintas regresiones entre ésta última y cada una de las componentes del crecimiento de la productividad. Los resultados se pueden ver en la tabla 3⁵.

⁵La posibilidad de sustituir la expresión $\hat{A}_H - \hat{A}_L$ por el crecimiento del wage premium y del skill ratio, implica que éstas dos últimas variables puedan ser incluidas en la descomposición de la regresión.

TABLE 3

regression coefficients		
indep. var.: $\ln(gdp\text{percapita})$		
dep. var.: $\Delta\ln(x_i)$		
x_i	1981-1991	1991-1999
GDP per capita	-0,9677	-0,3479
GDP per worker	-0,4282	-1,7127
Fisical Capital	0,2488	-1,7246
Relative Skill supply (h)	0,3086	-1,9572
Relative Unskill supply (l)	-0,1950	0.1484
Skill ratio	0,5038	-2,1056
Wage premium	-1,6170	0,8868
Unskill efficiency	-0,6691	-1.5424
Skill efficiency	-1,1728	0,5632
Technologic bias	-0,5038	2,1056

Como se puede comprobar existen dos escenarios bien distintos para la década de los ochenta y de los noventa. Durante los ochenta, la convergencia tiene dos puntos bien distintos. Por un lado, existe un cambio en la convergencia en la dotación relativa de factores y en la eficiencia de éstos. De hecho, la *relative skill supply* es divergente en los ochenta en un 0,3 % pero convergente en los noventa en un -1,96 %, mientras que la *relative unskill supply* es ligeramente convergente en los ochenta pero divergente en los noventa (en un 0.15 %). Esto implica que el skill ratio diverja en los ochenta pero no lo haga en los noventa. Esto viene a demostrar lo que otros trabajos ya han hecho. Durante los últimos años, y muy posiblemente lá segunda mitad de los ochenta, ha habido un acercamiento en la dotación de cualificación humana entre las regiones españolas. Un factor, por lo tanto de convergencia durante los últimos años ha sido la cualificación de los trabajadores.

Por contra, el wage premium deja de ser convergente durante los noventa. De pasar a aportar un 1,62 % durante la década primera, ésta pasa a diverger en un 0,88. Por lo tanto existe evidencia que, aunque durante los ochenta el wage premium creció más en las regiones pobres, en los noventa no ha existido esta misma tendencia, creciendo más en regiones más ricas y menos en las más pobres.

Esta cuestión sería razonable cuando se afirma que, al haber crecido más

la dotación de los cualificados en las regiones menos ricas, su precio relativo ha debido de crecer menos. Pero como se puede comprobar en el cuadro la evolución de la oferta relativa no es suficiente para explicar este diferencial en el crecimiento de los salarios relativos. El cambio tecnológico parece aportar divergencia durante los noventa, y no convergencia, siendo el ratio salarial y su diferente evolución durante los noventa un reflejo más de este hecho.

Por lo tanto, es coherente pensar que el bias tecnológico haya aportado divergencia en los noventa. El motivo es que, según estos resultados, la eficiencia tecnológica de los trabajadores cualificados ha crecido menos en las regiones pobres que en las regiones ricas. Dicho de otra manera, las regiones más avanzadas han sabido asimilar mejor la difusión tecnológica y, por lo tanto, han disfrutado durante los noventa de mayores incrementos de la eficiencia de los trabajadores cualificados, repercutiendo ésto en mayores incrementos en los ratios salariales.

Finalmente, durante los noventa se ha producido un punto de inflexión que puede intensificarse aún más en la década actual. Las regiones menor productivas parecen estar intensificando sus inversiones en elevar ambas eficiencias, pero no parece que estos esfuerzos se concentren en la correspondiente a los trabajadores cualificados. Existe incentivos a elevar la eficiencia de los trabajadores no cualificados, más que en los ochenta. La tendencia por lo tanto es que si esta situación perdura, o se intensifica, la convergencia entre las regiones en productividad sólo será posible a través de la convergencia en la dotación de los factores, es decir, en la elevación de la cualificación de la mano de obra.

7. Anexo A

Para la obtención de los crecimientos de cada las eficiencias se ha resuelto un sistema sencillo de dos ecuaciones. Así procediendo desde la función de producción CES

$$Y = K^\alpha ((A_H H)^\sigma + (A_L L)^\sigma)^{\frac{1-\alpha}{\sigma}}$$

y tomando las primeras derivadas respecto a cada uno de los factores, podemos obtener, como se ha visto en las páginas anteriores

$$\begin{aligned} \omega &= \frac{w_H}{w_L} = \left[\frac{A_H}{A_L} \right]^\sigma \left[\frac{H}{L} \right]^{\sigma-1} \\ \hat{\omega} &= \sigma[\hat{A}_H - \hat{A}_L] + (\sigma - 1)[\hat{H} - \hat{L}] \\ \hat{A}_H - \hat{A}_L &= \frac{\hat{\omega} - (\sigma - 1)[\hat{H} - \hat{L}]}{\sigma} \end{aligned}$$

Los valores de $\hat{\omega}$, $\hat{H}$ and $\hat{L}$ son conocidos, así como σ .

Con $\hat{y} = \alpha \hat{k} + (1 - \alpha)[(1 - \alpha_h)(\hat{A}_H + \hat{H}) + \alpha_l(\hat{A}_L + \hat{L})]$, tenemos las dos ecuaciones con dos incógnitas, y donde α , α_h y α_l son los porcentajes de participación en la renta de cada uno de los factores de la función de producción.