

# ¿CONVERGENCIA Y FLEXIBILIDAD SALARIAL?: UN ANÁLISIS PARA LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

**Adolfo Maza Fernández**

*Universidad de Cantabria*

Este trabajo analiza, para el caso de las provincias españolas durante el periodo 1995-2001, dos cuestiones importantes en el devenir de la UME: la convergencia y el grado de flexibilidad salarial. La primera se analiza, atendiendo a los salarios reales, tanto desde el punto de vista clásico como exploratorio y espacial. En la segunda se utilizan técnicas de estimación paramétricas y semiparamétricas. Las principales conclusiones que se extraen son las siguientes: a) Existe un proceso de convergencia salarial entre las provincias españolas; b) La movilidad intradistribucional es, sin embargo, reducida; c) Se pone de relieve la existencia de efectos espaciales y su tratamiento incrementa la velocidad de convergencia; d) La flexibilidad salarial es escasa; e) No parece viable conseguir avanzar en el proceso de convergencia y, al mismo tiempo, incrementar la flexibilidad salarial.

*Palabras clave:* salarios, convergencia, econometría espacial, flexibilidad salarial, estimación semiparamétrica.

## 1. INTRODUCCIÓN

La aparición o no de procesos de convergencia territorial es una cuestión económica clave y el análisis empírico por regiones de este tema ha sido muy popular desde la década de los noventa. Este auge se ha visto relanzado, además, por los procesos de integración económica, en especial por la formación de la Unión Monetaria Europea (UME), uno de cuyos objetivos principales era reducir progresivamente la desigualdad en la distribución territorial de las rentas. El interés por esta materia es de sobra conocido pero puede sintetizarse en dos ideas claves. Primero, los efectos de las diferencias en renta per capita sobre el bienestar (Bourguignon y Morrison, 2002); y, segundo, sus implicaciones sobre la moderna macroeconomía, en especial sobre la nueva teoría del crecimiento económico (Durlauf, 2003).

Asimismo, existen varios trabajos que ponen de relieve la importancia que tiene, para el buen funcionamiento de la UME, la existencia de un elevado grado de flexibilidad salarial (Emerson *et. al.*, 1992; Tavlas, 1993; Decressin y Fatás, 1995; Mélitz, 1997; Lafrance y St-Amant, 1999). Tal y como enfatiza, entre otros, Eichengreen (1993), la formación de un entramado económico de este tipo conlleva la pérdida de instrumentos de ajuste para hacer frente a los efectos nocivos de eventuales perturbaciones económicas, lo que cede protagonismo al mercado de trabajo. Si la flexibilidad salarial fuera elevada, las distintas regiones podrían, mediante ajustes en su nivel de salarios, luchar de forma autónoma contra los posibles shocks asimétricos que golpeen sus economías (un análisis de los shocks para el caso español se muestra en Maza y Villaverde, 2007).

Este trabajo trata de aunar ambos tipos de estudios. Por ello, y a diferencia de la mayoría de los artículos sobre convergencia que utilizan, como variable objeto de análisis, la renta per cápita (producción por habitante) o la productividad (producción por empleado), se aborda esta cuestión desde el punto de vista de los salarios reales, ya que aumentos en la producción suelen ir acompañados de aumentos en la retribución del factor trabajo. Siendo esto cierto, parece que la tan ansiada reducción de diferencias en niveles de renta ha de ir acompañada de convergencia en salarios reales (véase, por ejemplo, Emerson *et. al.*, 1992), con lo que encontramos una aparente contradicción entre las dos cuestiones previamente mencionadas: por un lado, la búsqueda de convergencia entre regiones –que precisa una disminución de sus diferencias salariales– y, por otro, el aumento de la flexibilidad salarial –que requiere que los salarios respondan a la situación del mercado de trabajo de cada región independientemente de su valor de partida<sup>1</sup>.

Además, este estudio trata de enriquecer trabajos anteriores, pues en el análisis de la convergencia, además de seguir el enfoque clásico (Sala-i-Martin, 1996), se examina la movilidad en la distribución de salarios reales por medio de un análisis no paramétrico y se toman en cuenta los posibles efectos espaciales, esto es, la relación que puede existir entre el salario de una zona y el de sus regiones vecinas<sup>2</sup>. Asimismo, en el estudio de la flexibilidad salarial se utilizan técnicas de estimación semiparamétricas además de las tradicionales paramétricas, con lo que la información extraída de los datos gana en relevancia.

En este artículo, y por razones de homogeneidad en los datos, se analiza, dentro de la UME, el caso español a escala provincial. En concreto se utilizan datos de salarios reales, tasas de paro y productividades de las 52 provincias españolas y procedentes de la *Fundación de las Cajas de Aho-*

---

(1) De la misma forma, hay cuestiones sociales, como la injusticia, que promueven la convergencia y dificultan el incremento de la flexibilidad salarial (Soltwedel, Dohse y Krieger-Boden, 2000).

(2) Uno de los hechos estilizados del análisis económico territorial es la concentración de la actividad económica y la existencia de polarización (véase, por ejemplo, Maza y Villaverde, 2004). Este trabajo chequea si ocurre lo mismo en materia de salarios.

*rros Confederadas* (FUNCAS)<sup>3</sup>. Asimismo, y de nuevo por motivos de homogeneidad, se ha establecido como lapso temporal el que abarca desde el año 1995 hasta 2001. Dado el reducido periodo analizado, las conclusiones aquí obtenidas han de tomarse con la debida cautela, y sólo la ampliación de las series utilizadas permitirá confirmar, o matizar, dichas conclusiones.

El estudio se estructura de la manera siguiente. En la sección segunda se realiza un análisis de convergencia clásico. En la sección tercera, y dadas las limitaciones del enfoque clásico de la convergencia, se presta atención a la forma externa de la distribución de salarios reales, su evolución en el tiempo y el grado de movilidad de las provincias en la mencionada distribución. A continuación, en la sección cuarta se analiza el fenómeno de la dependencia espacial en la distribución provincial de salarios, para lo que se lleva a cabo tanto un análisis exploratorio como confirmatorio. Seguidamente, en la sección quinta se acomete el estudio de la flexibilidad salarial en las provincias españolas. Por último, la sección seis resume las principales conclusiones de este artículo.

## 2. LA CONVERGENCIA SALARIAL: UN ANÁLISIS CLÁSICO

La convergencia es un concepto un tanto impreciso, existiendo, al respecto, múltiples interpretaciones. En todo caso, las acepciones más generalizadas del concepto de convergencia son las denominadas convergencias  $\sigma$  y  $\beta$ ; la primera de ellas se produce cuando disminuye la dispersión entre las regiones, mientras que la segunda tiene lugar cuando las regiones más pobres crecen más rápido que las más ricas<sup>4</sup>.

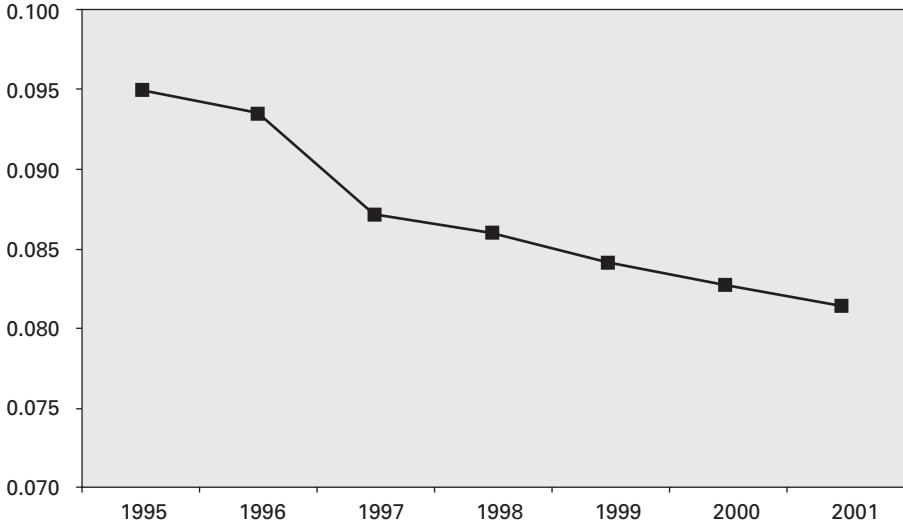
Como punto de partida de este estudio vamos a calcular ambas en el caso que nos ocupa, los salarios de las provincias españolas. Así, la convergencia  $\sigma$  se ha computado a través del coeficiente de variación del salario provincial (gráfico 1). Como se observa, las disparidades se han reducido de forma importante, pues el coeficiente de variación cayó un 15 por ciento entre 1995 y 2001, lo que supone una velocidad de convergencia del 2,53% anual<sup>5</sup>.

(3) Los salarios reales se definen como el cociente entre los costes salariales –en precios constantes y corregidos por el índice de capacidad de compra– y el número de trabajadores. Por su parte, la productividad se define como el cociente entre el Valor Añadido Bruto a precios constantes y el número de trabajadores.

(4) Para una revisión sistemática de las diversas acepciones del concepto de divergencia pueden verse, entre otros, los trabajos de De la Fuente (2002) y Villaverde (2004).

(5) Como ya se ha indicado, quizás el hecho de tomar un periodo temporal bastante corto invita a ser prudentes acerca de este resultado. Por ello, y para tratar de contrastar su robusted, se ha construido una serie temporal más larga que, aunque no es totalmente homogénea, cubre el periodo 1985-2003; los resultados al estimar la convergencia para ese nuevo lapso temporal indican que la misma se ha producido, si bien a una velocidad inferior a la anotada en este trabajo.

**Gráfico 1**  
**CONVERGENCIA  $\sigma$**



Con respecto al otro tipo de convergencia, menos restrictivo que el anterior, hemos estimado una ecuación de convergencia  $\beta$  tradicional:

$$\frac{1}{T} \text{Log} \left( \frac{\omega_{i,01}}{\omega_{i,95}} \right) = \alpha + \beta \text{Log}(\omega_{i,95}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde  $\omega_{i,t}$  es el salario real de la provincia  $i$  en el año  $t$ ,  $T$  es el número de años de la muestra y  $\varepsilon$  es el término de error. Como es sabido, para que se cumpla la hipótesis de convergencia ha de haber una relación negativa entre la tasa de crecimiento de los salarios y su nivel inicial, esto es, tiene que suceder que  $\beta$  sea negativo y significativo a los niveles convencionales. Los resultados obtenidos (cuadro 1) ponen de manifiesto que en España ha tenido lugar, entre los años 1995 y 2001, un proceso de convergencia entre los salarios provinciales. Más aún, el valor del coeficiente  $\beta$  permite afirmar que la velocidad de convergencia<sup>6</sup> en estos 7 años ha sido del 4,1% anual y, en consecuencia, que el número de años que serían necesarios, si se mantuviera esa velocidad de convergencia, para

(6) Para su cómputo se utiliza la siguiente expresión:

$$\varphi = (1 - e^{-\beta T}) / T$$

donde  $T$  es el número de años que componen el periodo objeto de estudio.

cubrir la mitad de la distancia que separa a las provincias españolas de su estado estacionario sería de 18,7<sup>7</sup>.

**Cuadro 1**  
**CONVERGENCIA  $\beta$**

Variable dependiente: $\frac{1}{T} \text{Log} \left( \frac{\omega_{i,01}}{\omega_{i,95}} \right)$		
	Coefficientes	"t" student
Constante	0,367	4,02
$\beta$	-0,037	-3,96
R <sup>2</sup>	0,24	
LIK	192,44	
AIC	-380,87	
SC	-376,97	

### 3. LA DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DE LOS SALARIOS

El análisis clásico de convergencia, aunque muy informativo, no está exento de críticas. Dentro de ellas, quizás la más conocida es la relativa a que no ofrece información alguna sobre la dinámica interna de la distribución examinada (Quah, 1996a, 1996b), ya que sólo recoge algunos momentos de la misma. Con el objeto de responder a esta crítica, el presente trabajo trata de ahondar en el conocimiento de la distribución provincial de los salarios, tanto de su forma externa como de los cambios acaecidos en la misma.

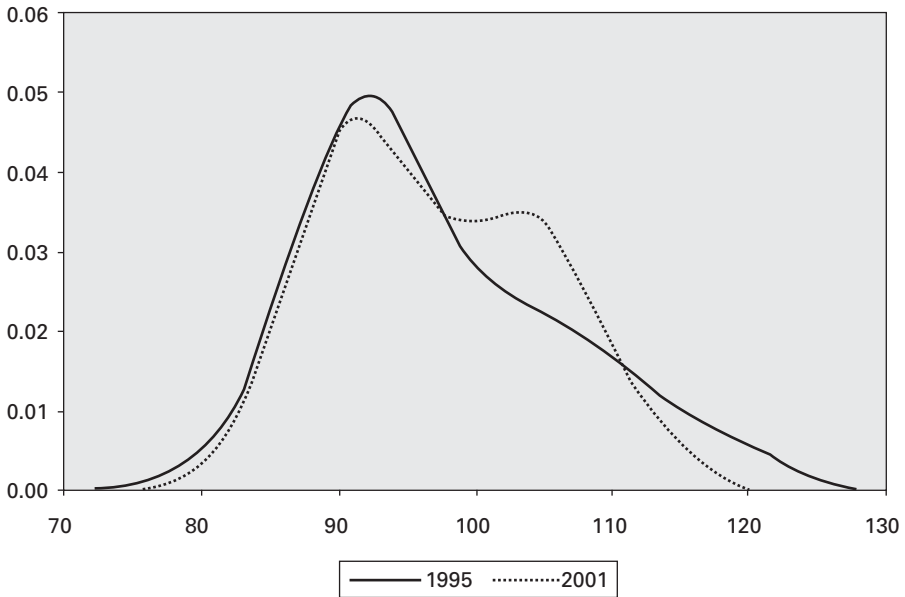
En lo que se refiere a su forma externa, se ha procedido a estimar las funciones de densidad para los años inicial y final de la muestra, relativizando los valores correspondientes a cada provincia con respecto a la media española –que toma un valor de 100– y utilizando un kernel Gaussiano con amplitud de ventana óptima siguiendo la regla de Silverman (1986). Los resultados obtenidos (gráfico 2) ofrecen información relevante acerca de los cambios acontecidos durante el periodo 1995-2001. Como puede observarse, dichos resultados confirman el proceso de convergencia aludido en la sección anterior pues, por un lado, hay un mayor número de provincias que se concentran alrededor de la media en 2001 que en 1995 y, por otro, se pone de manifiesto una reducción del coeficiente de apertura o ratio de valores extremos. En lo que respecta a la presencia de

(7) Si definimos el número de años citado por h, puede calcularse fácilmente de acuerdo con la expresión:

$$e^{-\beta h} = 1/2$$

fenómenos de polarización, lo más destacado es la aparición de un pico para niveles ligeramente superiores a la media española en el año 2001.

**Gráfico 2**  
**FUNCIONES DE DENSIDAD**

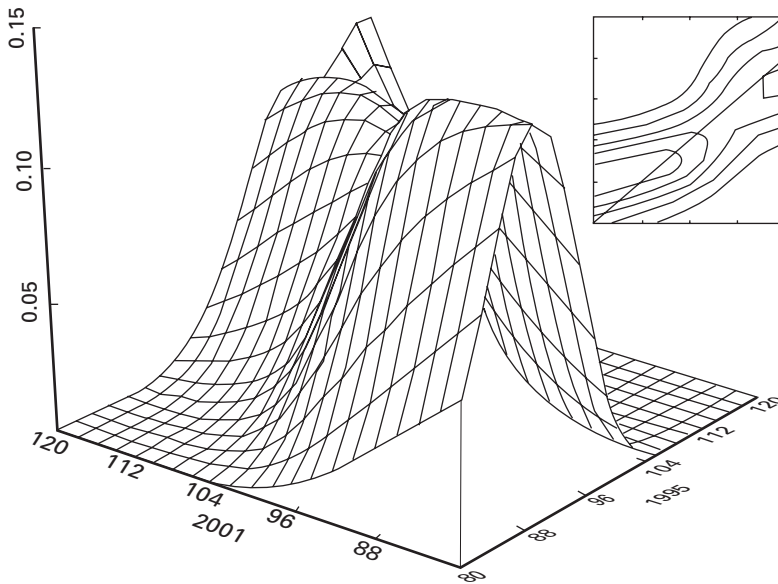


Aunque el análisis de la forma de la distribución basado en la estimación de funciones de densidad ofrece información adicional a la proporcionada por el enfoque clásico de convergencia, no es menos cierto que deja de lado un factor clave: no aporta información alguna sobre los cambios que pueden producirse dentro de la distribución analizada. De hecho, es posible que las dos funciones de densidad sean exactamente iguales y, sin embargo, la posición relativa de las distintas provincias que las componen haya cambiado de forma considerable, situándose las que inicialmente estaban a la derecha a la izquierda y viceversa. El análisis de la movilidad así entendido requiere, pues, de un enfoque distinto.

En principio, la forma más sencilla de analizar la dinámica intradistribucional es el cómputo de las conocidas matrices de transición. No obstante, su utilización lleva implícito un problema evidente, ya que los resultados dependen críticamente del número y de la amplitud de los intervalos considerados (Quah, 1997 y Stokey y Lucas, 1989). Debido a esto, lo más conveniente es analizar esa dinámica por medio de una aproximación continua basada en el cómputo de kernels estocásticos, que no son otra cosa que el equivalente a una matriz de transición con un continuo de filas y columnas, es decir, con un número de intervalos que tiende a infinito.

Los resultados obtenidos, para las transiciones entre el año inicial y final, se muestran en el gráfico 3. El eje X representa el salario real del año 1995 y el eje Y el salario real del año 2001 (tomando de nuevo la media nacional igual a 100), mientras en el eje Z se mide la densidad (o probabilidad) condicionada de cada punto del espacio X-Y; las líneas paralelas al eje Y muestran la probabilidad de transitar desde el punto que se considere del eje X a cualquier otro punto del eje Y. La figura bidimensional de la derecha es el gráfico de contorno, obtenido al efectuar un corte paralelo a los ejes X e Y para distintos valores de la densidad. La interpretación del kernel es más sencilla si atendemos a este último gráfico; si las líneas de contorno se sitúan a lo largo de la diagonal positiva el grado de movilidad es reducido, mientras que si no se concentran alrededor de la misma ha existido movilidad, tanto mayor cuanto más se alejen esas líneas de la diagonal.

**Gráfico 3**  
**DINÁMICA INTRADISTRIBUCIONAL (1995-2001)**



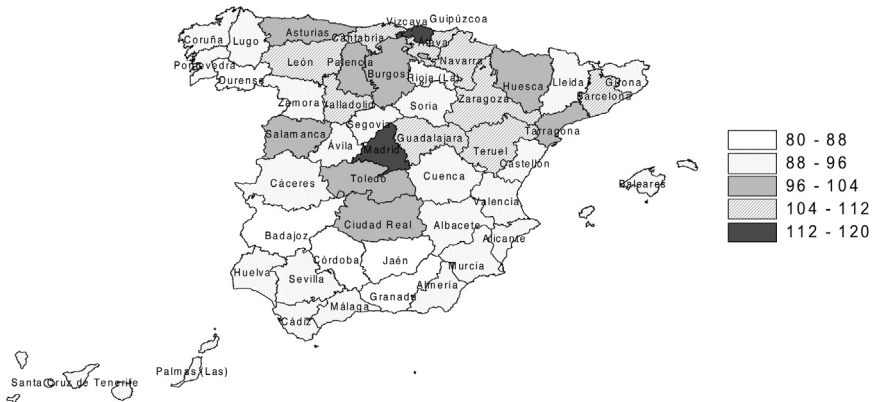
De acuerdo con esto, parece que la distribución de los salarios reales en las provincias españolas ha estado caracterizada por una notable persistencia. No obstante, las escasas desviaciones de la diagonal positiva únicamente se producen para contribuir a la convergencia y a la polarización señaladas anteriormente: las provincias con salarios menores que la media se han acercado a dicha media, mientras que las provincias que inicialmente disfrutaban de valores superiores han tenido un comportamiento más heterogéneo (dada la mayor amplitud de las líneas de contorno) y formado un polo para valores escasamente superiores a la media nacional.

#### 4. LA CONVERGENCIA SALARIAL: UN ANÁLISIS ESPACIAL

El análisis realizado hasta ahora no ha tomado en consideración la distribución espacial de los salarios. En definitiva, no se ha tenido en cuenta el papel que puede tener la situación geográfica de cada provincia. Sin embargo y por varias razones, entre las que destaca la concentración en la actividad productiva, *a priori* parece lógico esperar la existencia de una cierta dependencia espacial o, dicho de otro modo, podría esperarse que las provincias con mayores (menores) salarios reales tendieran a estar geográficamente cercanas entre sí.

Además, esta afirmación parece verse corroborada sin más que echar un vistazo al mapa 1, que muestra las diferencias salariales en España (para la media del periodo 1995-2001). Así, además de la divergencia salarial que se pone de manifiesto, podemos ver que las provincias tienden a concentrarse, en cierta medida, alrededor de un nivel similar de salarios. Parece, por lo tanto, que un análisis espacial puede ser útil si se quiere poseer un conocimiento más preciso de la situación de los salarios reales en España<sup>8</sup>.

**Mapa 1**  
**SALARIOS PROVINCIALES (1995-2001)**



Dados esos indicios de dependencia espacial en la distribución de salarios reales<sup>9</sup>, resulta necesaria una revisión del análisis anterior de la convergencia  $\beta$  ya que, de existir problemas de ese tipo en la ecuación

(8) Otros trabajos recientes que utilizan técnicas econométricas espaciales son, por ejemplo, Toral (2002) y Maza y Villaverde (2004).

(9) Se ha realizado el típico análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) y sus resultados, que se suministran a petición de los interesados, confirman la existencia de dependencia espacial.



estimada, los resultados serían inconsistentes (Anselín, 1988; Anselín y Bera, 1998). Con este propósito se han desarrollado toda una batería de contrastes, entre los cuales los más destacados son los multiplicadores de Lagrange, basados en el principio de máxima verosimilitud<sup>10</sup>. En concreto, el contraste LM-ERR y su asociado robusto (LM-EL) contrastan la ausencia de autocorrelación espacial residual, que estaría provocada por la no inclusión de un esquema de dependencia espacial en el término de error. Sin embargo, el contraste LM-LAG y su asociado robusto (LM-LE) contrastan la ausencia de autocorrelación espacial sustantiva, que estaría causada por la presencia de correlación espacial en la variable endógena. Pues bien, vemos (cuadro 2) que la hipótesis nula de ausencia de dependencia espacial residual puede rechazarse en todos los casos a un nivel del 99%, mientras que los resultados acerca de la dependencia espacial sustantiva no son tan concluyentes. En definitiva, estos resultados indican que parece necesario corregir la autocorrelación espacial de los residuos en la ecuación de convergencia  $\beta$  previamente estimada.

**Cuadro 2**  
**CONVERGENCIA  $\beta$ : CONTRASTES ESPACIALES**

	Valor	p-valor
I-Moran	4,062	0,00005
LM-ERR	9,852	0,00170
LM-EL	10,979	0,00092
LM-LAG	3,605	0,05701
LM-LE	4,731	0,02961

Con este fin, hemos de introducir un esquema autorregresivo en el término de error, de manera que la ecuación (1) se convierte en:

$$\frac{1}{T} \text{Log} \left( \frac{\omega_{i,01}}{\omega_{i,95}} \right) = \alpha + \beta \text{Log}(\omega_{i,95}) + v_i \quad (2)$$

donde  $v = \pi W v + \tau$  siendo  $\tau \approx N(0, \sigma^2 I)$

En la ecuación (2),  $\pi$  es el parámetro autorregresivo que expresa la intensidad de la autocorrelación espacial en el término de error, mientras que  $W$  es la matriz de distancias: sus elementos  $w_{i,j}$  reflejan la intensidad de la interdependencia entre las provincias  $i$  y  $j$ . En este modelo los efectos de dependencia (difusión) espacial se muestran a través de dos vías, ya que la tasa de crecimiento del salario real de una provincia  $i$  está influida, por un lado, por las tasas de crecimiento de las demás provincias y,

(10) Contrastes que precisan que se cumpla el supuesto de normalidad en los residuos. En este sentido, los resultados que se obtienen del contraste de Bera-Jarque son satisfactorios.

por otro, por su propio nivel inicial de salarios, ponderado en ambos casos por  $W^{11}$ .

El cuadro 3 presenta los resultados de la estimación de esta nueva ecuación de convergencia –llevada a cabo por máxima verosimilitud<sup>12</sup>– y se observa lo siguiente:

**Cuadro 3**  
**CONVERGENCIA  $\beta$ : ESTIMACIÓN ESPACIAL**

Variable dependiente: $\frac{1}{T} \text{Log} \left( \frac{\omega_{i,01}}{\omega_{i,95}} \right)$	Coeficientes	z
Constante	0,459	5,04
$\beta$	-0,046	-4,98
$\pi$	0,676	4,06
LIK	196,54	
AIC	-389,07	
SC	-385,17	

1.- Que todas las medidas de bondad de ajuste que son susceptibles de comparación entre los dos modelos, como son el logaritmo de máxima verosimilitud (LIK) y criterios de información de Akaike (AIC) y de Schwartz (SC)<sup>13</sup>, ponen de relieve que la ecuación (2) alcanza un mejor ajuste.

2.- Que el valor del coeficiente beta, una vez corregida la autocorrelación espacial en los residuos, aumenta de forma bastante importante, con lo que la velocidad de convergencia pasa del 4,1 al 5,3% anual y, por lo

(11) Operando, la ecuación (2) se puede transformar en la ecuación siguiente, en la que el tercer y cuarto sumando del segundo miembro hacen referencia a los efectos espaciales arriba mencionados (Torralba, 2002):

$$\frac{1}{T} \text{Log} \left( \frac{\omega_{i,01}}{\omega_{i,95}} \right) = \alpha + \beta \text{Log}(\omega_{i,95}) + \rho W \frac{1}{T} \text{Log} \left( \frac{\omega_{i,01}}{\omega_{i,95}} \right) + \psi W \frac{1}{T} \text{Log}(\omega_{i,95}) + \tau$$

where  $\rho = \pi$ ;  $\psi = -\pi\beta$

(12) La dependencia espacial invalida el método de estimación tradicional de mínimos cuadrados ordinarios. Asimismo, conviene señalar que, a la vista de los contrastes efectuados, no existen problemas de heterocedasticidad en este modelo.

(13) El  $R^2$  no es la medida adecuada para comparar ya que no tiene el mismo significado en ambos casos.

tanto, el número de años necesarios para cubrir la mitad de la distancia al estado estacionario se reduce de 18,7 a 15,1.

3.- Que el coeficiente  $\pi$  resulta positivo y estadísticamente significativo, confirmando lo que indicaban los contrastes de dependencia mencionados con anterioridad, esto es, que una perturbación en una provincia específica se propaga por todo o parte del territorio nacional.

## 5. LA FLEXIBILIDAD SALARIAL EN LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

Parece evidente que ha tenido lugar un proceso de convergencia en salarios reales entre las provincias españolas en los últimos años. Sin embargo, y como señalábamos en la introducción de este artículo, es posible que este proceso sea contrario a otro de los argumentos que habitualmente se esgrimen para el buen funcionamiento de la UME: la existencia de un elevado grado de flexibilidad salarial.

Con respecto a esta cuestión, es evidente que, para la obtención conjunta de ambos objetivos, el proceso de convergencia en salarios debería haber estado unido a una negociación salarial en la que la evolución de los salarios reales estuviera indexada a la situación particular del mercado de trabajo de cada provincia –a la evolución de su tasa de desempleo y de su productividad<sup>14</sup>– y no a unas directrices marcadas a nivel nacional. Averiguar si esto es lo que ha ocurrido es el objetivo de esta sección.

Para ello, se ha estimado la siguiente ecuación, obtenida de un modelo de negociación salarial como el de Abraham (1996):

$$\dot{\omega}_{it} = \delta_i + \gamma_1 \dot{\omega}_t + \gamma_2 U_{it} + \gamma_3 \lambda_{it} + \eta_{it} \quad (3)$$

según la cual la tasa de crecimiento de los salarios reales provinciales ( $\dot{\omega}_{it}$ ) depende de factores específicos de cada provincia ( $\delta_i$ ) y de la tasa de

(14) Desde el punto de vista del correcto funcionamiento del mercado de trabajo, las provincias que han mejorado su situación relativa en salarios deberían de ser aquéllas en las que se ha reducido la tasa de paro y en las que se ha visto acrecentada la productividad de sus trabajadores. De acuerdo con Emerson et. al, (1992), *convergencia en costes laborales sin convergencia en productividad podría únicamente llevar a bolsas regionales de desempleo*.

(15) Aunque podíamos haberlo hecho, no se ha incluido como variable explicativa el nivel de capital humano dada su correlación positiva con la productividad. Asimismo, y dada la convergencia salarial concluida en apartados anteriores, se pensó en incluir en esta ecuación típica de salarios el salario real de cada provincia al inicio del periodo analizado, pero los resultados obtenidos no cambiaban en gran medida. Por último, y dada la diferente evolución de la actividad por sectores, también se podía estimar la ecuación (3) para cada uno de ellos por separado; sobre este particular, Maza y Moral-Arce (2006) ponen de manifiesto que los resultados obtenidos son similares en todos los sectores, encontrándose, si acaso, una mayor respuesta a la productividad en los servicios y la agricultura frente a las ramas de construcción e industria.

crecimiento del salario medio nacional ( $\dot{\omega}_t$ ), del desempleo provincial ( $\dot{u}_{it}$ ) y de la productividad de cada provincia ( $\lambda_{it}$ )<sup>15</sup>. La estimación de la ecuación (3) permite atisbar el grado de flexibilidad existente en España: si la influencia del salario medio nacional fuera muy marcada la negociación salarial estaría caracterizada por su rigidez, con incrementos muy similares en cada provincia independientemente de su situación específica; si, por el contrario, el efecto de los cambios provinciales en desempleo y productividad fuera elevado, la negociación salarial se caracterizaría por su flexibilidad.

Los resultados obtenidos<sup>16</sup> se muestran en el cuadro 4. Tal y como puede observarse, parece que el factor que ejerce un mayor peso sobre la evolución del salario de cada provincia es precisamente el salario medio nacional (con un coeficiente de 0,480), lo que, como acabamos de mencionar, es un síntoma de rigidez. Con respecto a las variables provinciales, parece, por un lado, que la influencia del desempleo es nula y, por otro, que los incrementos en productividad sí que se reflejan en los salarios provinciales, pues el coeficiente asociado a esta variable adopta un valor de 0,369 y difiere estadísticamente de cero<sup>17</sup>. Por último, y respecto a las peculiaridades específicas de cada región<sup>18</sup>, conviene indicar que hay provincias donde, *ceteris paribus*, el incremento del salario es mayor que en el conjunto del país (como Jaén, Teruel, Salamanca, Zamora y Cáceres) y otras donde es menor (Almería, Málaga, Navarra, Álava, Guipúzcoa y Ceuta).

**Cuadro 4**  
**FLEXIBILIDAD SALARIAL (ESTIMACIÓN PARAMÉTRICA)**

Variable dependiente: $\dot{\omega}_{it}$	Ecuación 3	
	Coeficientes	"t" student
$\dot{\omega}_t$	0,480	5,28
$\dot{u}_{it}$	0,004	0,32
$\lambda_{it}$	0,369	6,86
$R^2$	0,54	

Nota: No se incluyen los efectos fijos provinciales.

- (16) La estimación se ha realizado por mínimos cuadrados generalizados y es importante señalar que no se han encontrado problemas de dependencia espacial, pues la I de Moran no resulta estadísticamente significativa y no se detectan problemas de dependencia espacial residual ni sustantiva.
- (17) Dada la relevancia de la productividad en el crecimiento de los salarios podemos pensar que la ecuación (1) de convergencia esté subespecificada. Sin embargo, si incluimos dicha variable en el análisis de convergencia los resultados, a grandes rasgos, se mantienen.
- (18) Los efectos fijos no se muestran en el cuadro, pero están disponibles a petición de los interesados.

Parece, por tanto, que el salario no responde en gran medida a las condiciones de cada provincia y sólo lo hace, en cierto modo, a las variaciones en el grado de eficiencia de sus trabajadores. Además, a esto se le podría unir el hecho de que los incrementos en productividad sólo tuvieran efectos importantes sobre los salarios cuando fueran muy elevados (Maza y Moral-Arce, 2006), circunstancia que una estimación paramétrica como la efectuada no pondría de manifiesto. Por esta razón, se ha estimado una nueva versión de la ecuación (3) como la que sigue:

$$\dot{\omega}_{it} = \phi_i + \theta_1 \dot{\omega}_t + \theta_2 u_{it} + m(\lambda_{it}) + \xi_{it} \quad (4)$$

donde el único cambio es que se incluye el incremento de la productividad regional de forma no paramétrica, esto es, se permite que sus efectos sobre el salario real puedan ser no lineales<sup>19</sup>. Para la estimación de esta ecuación se han empleado técnicas de estimación semiparamétricas (en concreto, se ha seguido el proceso de estimación detallado en Li y Stengos, 1996 y, posteriormente, en Maza y Moral-Arce, 2006).

En este caso vemos (cuadro 5) como el coeficiente asociado a la tasa de crecimiento del salario nacional aumenta su valor, lo que refuerza el diagnóstico de rigidez en la negociación. Asimismo, la tasa de desempleo provincial sigue sin mostrar ninguna influencia sobre los salarios, mientras que los efectos fijos mantienen, a grandes rasgos, sus valores iniciales. En lo que se refiere a la variable no paramétrica, el gráfico 4 pone de relieve que, efectivamente, la influencia de la productividad sobre los salarios es no lineal y, tal y como se había anticipado, resulta especialmente intensa cuando los incrementos en la misma son cercanos o superiores al 4 por ciento.

**Cuadro 5**  
**FLEXIBILIDAD SALARIAL (ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA)**

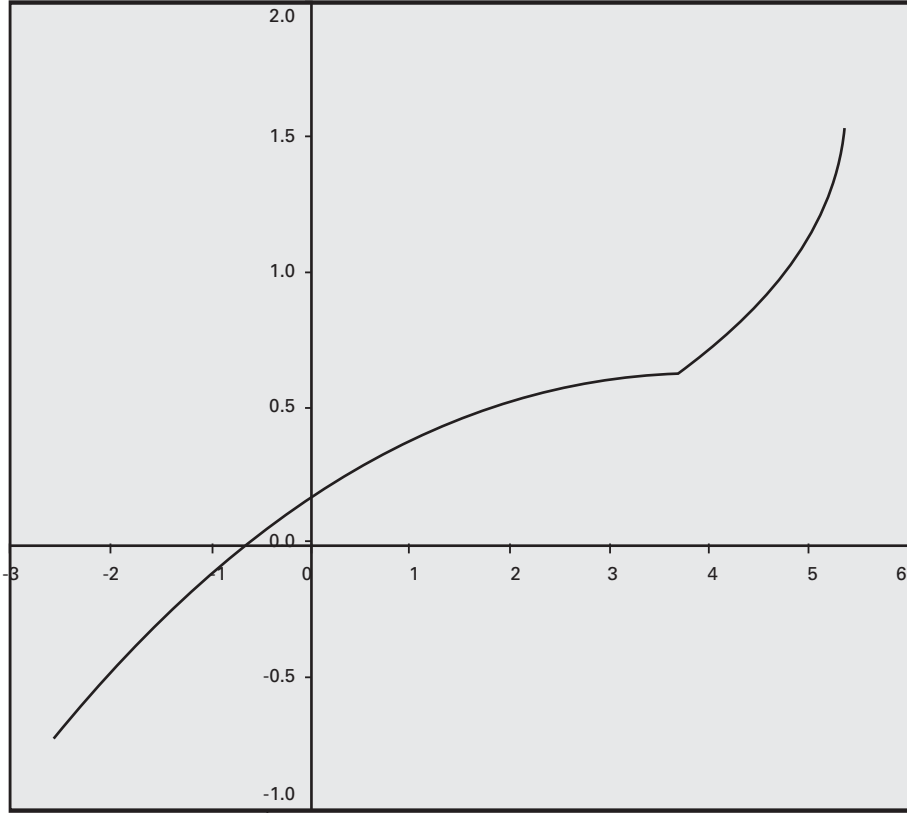
Variable dependiente: $\dot{\omega}_{it}$	Ecuación 4	
	Coeficientes	"t" student
$\dot{\omega}_t$	0,538	4,42
$\dot{u}_{it}$	-0,000	-0,001
$\lambda_{it}$	"v.n.p."	"v.n.p."

Notas: 1. No se incluyen los efectos fijos provinciales.

2. "v.n.p." denota la variable no paramétrica.

(19) El test de Fan-Ullah, que testa la no linealidad de una variable, alcanza un valor de 6,55, que claramente sobrepasa el valor crítico (al 95%) de 1,96.

**Gráfico 4**  
**ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA- $m(\lambda_{it})$ -**



## 6. CONCLUSIONES

Este trabajo ha analizado, para el caso español y a escala provincial, dos cuestiones claves –e íntimamente relacionadas– para el funcionamiento de la UME: la convergencia y el grado de flexibilidad salarial. Los aspectos más relevantes que emanan del mismo son los siguientes:

En primer lugar, que tanto el análisis de la convergencia  $\sigma$  como  $\beta$  permite detectar la existencia de un proceso de convergencia en salarios reales entre las provincias españolas, con una velocidad de convergencia bastante notable.

En segundo lugar, que la forma externa de la distribución de salarios ha variado de forma significativa, con un mayor número de regiones en torno a la media en 2001 que en 1995 y una reducción de las disparidades o valores extremos. No obstante, el análisis de la movilidad intradistribu-

cional –basado en la estimación de kernels estocásticos– pone de relieve que dicha movilidad ha sido reducida.

En tercer lugar, que las diferencias salariales son relativamente elevadas, pero que hay una propensión a que las zonas geográficamente más próximas muestren salarios homogéneos entre sí. La presencia de esta dependencia espacial entre las provincias españolas nos ha llevado a reestimar la ecuación de convergencia  $\beta$ , confirmando los resultados la existencia de un proceso de convergencia e incluso a una velocidad algo superior a la obtenida en el modelo clásico.

En cuarto lugar, que la evolución de los salarios provinciales se encuentra indexada, sobre todo, a la del salario medio nacional y, en menor medida, a la productividad de cada provincia, jugando un papel nulo en la negociación el desempleo provincial. Por ello, podemos afirmar que el grado de flexibilidad salarial en España es bastante reducido y, por tanto, que no parece que cada provincia pueda responder a los eventuales problemas que surjan en su mercado de trabajo.

En quinto lugar, y como corolario a todo lo anterior, que parece que el argumento planteado al inicio de este trabajo acerca de las dificultades existentes para aunar convergencia y flexibilidad salarial se ve sustentado por el análisis empírico. Las provincias españolas han reducido sus diferencias en salarios reales, pero esa reducción no ha estado justificada en gran medida por los cambios acontecidos en su mercado de trabajo; de hecho, si la evolución de los salarios hubiera estado marcada por la situación laboral de cada zona la convergencia probablemente no hubiera tenido lugar.

Finalmente, se señalan dos posibles extensiones de este trabajo. Por un lado, la metodología propuesta puede ser aplicada, siempre que se disponga de datos homogéneos, al conjunto de la UME. Por otro, se podría progresar en el análisis de los problemas que puede acarrear el avance en el proceso de convergencia sin tomar en consideración la situación de los mercados laborales.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abraham, F. (1996): "Regional adjustment and wage flexibility in the European Union", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 26, pp. 51-75.
- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.
- Anselin, L. y Bera, A. (1998): "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics", en Truchmuche, A. (ed), *Handbook of Applied Economic Statistics*, pp. 237-289.
- Bourguignon, F. y Morrison, C. (2002): "World distribution among world citizens: 1820-1992", *American Economic Review*, vol. 92, n° 4, pp. 727-744.
- De la Fuente, A. (2002): "Convergence across countries and regions: Theory and Empirics", UFAE and IAE Working Paper 555.02.

- Decressin, J. y Fatás, A. (1995): "Regional labor market dynamics in Europe", *European Economic Review*, vol. 39, n° 9, pp. 1627-1655.
- Durlauf, S. (2003): "La hipótesis de convergencia 10 años después", *CLM-Economía*, n° 2, pp. 55-74.
- Eichengreen, B. (1993): "European Monetary Unification", *Journal of Economic Literature*, vol. 31, pp. 1321-1357.
- Emerson, M.; Gros, D.; Italianer, A.; Pisani-Ferry, J. y Reichenbach, H. (1992): *One market, one money*, Oxford University Press, Oxford.
- Fan, Y. y Ullah, A. (1999): "Asymptotic Normality of a Combined Regression Estimator", *Journal of Multivariate Analysis*, vol. 71, pp. 191-240.
- Lafrance, R. y St-Amant, P. (1999): "Optimal currency areas: A review of the recent literature", Working Paper 99-16, Bank of Canada.
- Li, Q. y Stengos, T. (1996): "Semiparametric Estimation of Partially Linear Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp. 389-397.
- Maza, A. y Moral-Arce, I. (2006): "An analysis of wage flexibility: Evidence from the Spanish regions", *The Annals of Regional Science*, vol. 40, n° 3, pp. 621-637.
- Maza, A. y Villaverde, J. (2004): "Regional disparities in the EU: Mobility and polarisation", *Applied Economics Letters*, vol. 11, n° 8, pp. 517-522.
- Maza, A. y Villaverde, J. (2007): "A State Space approach to the analysis of economic shocks in Spain", *Journal of Policy Modelling*, vol. 29, n° 1, pp. 55-63.
- Méltitz, J. (1997): "The evidence about the cost and benefits of EMU", *Swedish Economic Policy Review*, n° 4, pp. 359-410.
- Quah, D. (1996a): "Regional convergence clusters in Europe", *European Economic Review*, vol. 40, n° 3-5, pp. 951-958.
- Quah, D. (1996b): "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, vol. 40, n° 6, pp. 1.353-1.375.
- Quah, D. (1997): "Empirics for growth and distribution: Stratification, polarisation, and convergence clubs", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n° 2, pp. 27-59.
- Sala-i-Martin, X. (1996): "The classical approach to convergence analysis", *Economic Journal*, vol. 106, n° 437, pp. 1019-1036.
- Silverman, B.W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, Londres.
- Soltwedel, R.; Dohse, D. y Krieger-Boden, C. (2000): "European labor markets and EMU: Challenges ahead", *Finance and Development*, vol. 37, n° 2, pp. 37-40.
- Stokey, N. y Lucas, R. (1989): *Recursive methods in economic dynamics*, HUP, Cambridge, Mass. y Londres.



- Tavlas, G. (1993): "The new theory of optimum currency areas", *The World Economy*, vol. 16, n° 6, pp. 663-685.
- Toral, A. (2002): "Measuring distance in the Spanish regional convergence process", *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 5, pp. 789-804.
- Villaverde, J. (2004): "Indicators of real economic convergence: A primer", United Nations University, UNU/CRIS e Working Paper n° 2.

#### ABSTRACT

This article analyzes, for the Spanish regions during the period 1995-2001, two questions that have important implications for the future of the European Monetary Union: the convergence and the level of flexibility in wages. We analyze the first in terms of real wages both from the classical perspective and from the exploratory and spatial perspectives. In the second we use parametric and semiparametric estimation techniques. The main conclusions that we draw are as follows: a) there is a process of wage convergence between the Spanish provinces; b) the intra-distributional mobility is, however, low; c) we observe some spatial effects, and when these are taken into account the rate of convergence rises; d) wage flexibility is low; and e) it does not appear to be viable to make progress in convergence and improve wage flexibility simultaneously.

*Key words:* wages; convergence; spatial effects; wage flexibility; semiparametric estimation.

