

# ¿FLEXIBILIDAD O RIGIDEZ SALARIAL EN ESPAÑA?: UN ANÁLISIS A ESCALA REGIONAL\*

**Moral-Arce, Ignacio** (Instituto de Estudios Fiscales) \*\*

**Maza Fernández, Adolfo** (Universidad de Cantabria) \*\*\*

## RESUMEN

Este trabajo analiza, desde una perspectiva regional, el grado de flexibilidad salarial existente en España. Para ello, en primer lugar se realiza un análisis no paramétrico que muestra la conexión entre el salario real de cada zona, su tasa de desempleo y su nivel de productividad. Posteriormente, se procede a la estimación de una ecuación de regresión utilizando un método novedoso en este campo: técnicas de estimación semiparamétricas. La conclusión general que se obtiene es que el grado de flexibilidad salarial en España es muy reducido. Sin embargo, el análisis efectuado permite apreciar ciertos síntomas de flexibilidad; primero, los salarios responden negativamente ante incrementos en la tasa de desempleo regional cuando la productividad del trabajo es reducida; segundo, aumentos en la productividad de los trabajadores tienen reflejo en los salarios regionales, aunque sólo cuando la tasa de desempleo regional es alta.

**Palabras claves:** Salarios, desempleo, productividad, regiones. **JEL:** C14, J30

## ABSTRACT

In this article we analyse the wage flexibility in Spain from a regional standpoint. For this purpose, we develop a nonparametric approach to show the connexion between regional wages and unemployment rates, and regional wages and productivities. Later, a new technique is applied to provide more econometric evidence regarding migratory flows; concretely, we estimate an equation using semiparametric estimation techniques. The general conclusion that we draw in the study is that wage flexibility in Spain is reduced. However, the analysis allows us to find some signs of flexibility; first, wages respond in a negative way to regional unemployment rates growth when labour productivity is low; second, labour productivity growths affects regional wages but only when regional unemployment rates is high.

**Key words:** Wages, unemployment, productivity, regions. **JEL:** C14, J30

## 1. INTRODUCCIÓN

Existe una abundante literatura, especialmente profusa en los últimos años, que analiza el comportamiento del mercado de trabajo en España (véanse, entre otros, los trabajos de Dolado y Jimeno, 1997; Fernández y Montuenga, 1997; Jimeno y Bentolila, 1998; Bajo *et al.*, 1998; Villaverde y Maza, 2002; García y Montuenga, 2003; Francesconi y García-Serrano, 2004; Maza y Moral-Arce, 2006; Bande *et al.*, 2007; Laborda, 2008; Bande y Karanassou, 2009; Maza y Moral-Arce, 2009; Maza y Villaverde, 2009). Dicha literatura trata de explicar

\* Este trabajo ya ha sido publicado como documento de trabajo en FUNCAS

\*\* Subdirección General de Presupuesto y Gasto Público, Avenida Cardenal Herrera Oria 378, Madrid.  
ignacio.moral@ief.meh.es

\*\*\* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Avenida de los Castros s/n, Santander. mazaaj@unican.es

Recibido: Marzo de 2009. Aceptado: Junio de 2010

las causas que se encuentran detrás de la delicada situación del mercado laboral, cuyo rasgo más característico es su elevada y persistente tasa de desempleo.

En este sentido, una de las razones habitualmente esgrimidas es el reducido grado de flexibilidad salarial existente en España (Jimeno y Bentolila, 1998)<sup>1</sup>. Esta circunstancia, ya de por sí sola muy relevante, ha ganado en importancia con la reciente formación de la Unión Monetaria Europea (UME). Tal y como señala la teoría económica asociada a los procesos de integración<sup>2</sup>, la formación de una unión monetaria debería estar acompañada por un aumento de la flexibilidad en el mercado de trabajo. La razón es bastante simple: la integración monetaria supone la pérdida del instrumento cambiario como mecanismo de ajuste para afrontar eventuales perturbaciones asimétricas y, en este contexto, la flexibilidad salarial se convierte en una de las principales alternativas<sup>3</sup> para mitigar los efectos nocivos de tales shocks (véanse, por ejemplo, los trabajos de Bean, 1992; Bayoumi y Eichengreen, 1993; y Pelagidis, 1996).

Por ello, este artículo examina, desde una perspectiva regional, el grado de flexibilidad salarial existente en España. En concreto, y teniendo en cuenta que un mercado de trabajo se considera flexible si es capaz de responder a modificaciones en su situación específica, se trata de identificar la relación que existe entre el salario, la tasa de desempleo y el nivel de productividad de cada una de las comunidades autónomas españolas. Asimismo, se coteja si ese salario se encuentra fuertemente unido al salario medio nacional, signo inequívoco de rigidez.

No obstante, la principal novedad de este estudio es que, a diferencia de lo realizado en trabajos anteriores, no utiliza métodos de estimación paramétricos. Se utilizan, como alternativa, otras dos técnicas de estimación: no paramétricas y semiparamétricas (véase, por ejemplo, Hardle *et al.*, 1999). La ventaja de estas técnicas con respecto a las tradicionales paramétricas es que permiten una mayor flexibilidad, en términos de elasticidad y pendientes de la ecuación, y robustez en las estimaciones, lo que permite obtener resultados más precisos e ilustrativos acerca de la situación del mercado de trabajo nacional. En este sentido, y aunque hay otros trabajos que ya han empleado un método de estimación semiparamétrico con este fin (Maza y Moral-Arce, 2006), el presente estudio es el primero que establece una función no paramétrica multidimensional en la ecuación de regresión.

Por motivos de homogeneidad en las series utilizadas, el análisis realizado abarca el periodo 1995-2002, proviniendo las series empleadas, con una periodicidad anual, de la *Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas* (FUNCAS)<sup>4</sup>. La decisión de comenzar nuestro análisis en el año 1995 se debe a que en ese año hay una ruptura en las series proporcionadas por FUNCAS; hasta 1995 las estimaciones se realizaban sobre la base del Sistema Europeo de Cuentas-79 (SEC-79) y, desde entonces, las estimaciones se realizan a través del nuevo SEC-95. De cualquier modo, y dado el reducido periodo objeto de análisis,

<sup>1</sup> Otra de las razones que estos autores encuentran detrás de la persistencia en las tasas de desempleo es la poca respuesta de las migraciones y la participación laboral a los salarios regionales.

<sup>2</sup> Conocida como Teoría de las Áreas Monetarias Óptimas (véanse, por ejemplo, los trabajos de Eichengreen, 1993; Tavlas, 1993, 1994; Mélitz, 1996; Pelagidis, 1996; Bayoumi y Eichengreen, 1996; Lafrance y St-Amant, 1999).

<sup>3</sup> Junto con la movilidad laboral (véanse, por ejemplo, Begg, 1995; De la Fuente, 1999; Fatás, 2000; Maza y Villaverde, 2004) y la política fiscal (Beetsma *et al.*, 2001; Fatás y Mihov, 2003).

<sup>4</sup> En concreto, los datos de salarios (productividades) se han obtenido como el cociente entre los costes laborales (nivel de producción) y el número de empleados. Estas variables están expresadas en precios constantes del año 1995.

las conclusiones obtenidas hay que tomarlas con la debida cautela y sólo la ampliación del mismo permitiría confirmar –o matizar– esos resultados.

El resto del trabajo se organiza en tres secciones. En la segunda se realiza un análisis no paramétrico del grado de flexibilidad salarial, tendente a mostrar la conexión entre el salario de cada región y la situación específica de su mercado de trabajo; fruto de este análisis se pueden obtener algunas conclusiones preliminares. En la tercera se examina la flexibilidad salarial por medio de técnicas semiparamétricas, incluyendo la estimación de una ecuación de regresión que identifica los factores que influyen en la determinación del salario de cada comunidad autónoma. Como es habitual, en la cuarta y última se sintetizan las conclusiones más relevantes.

## 2. ¿FLEXIBILIDAD O RIGIDEZ?: UNA VISIÓN INICIAL

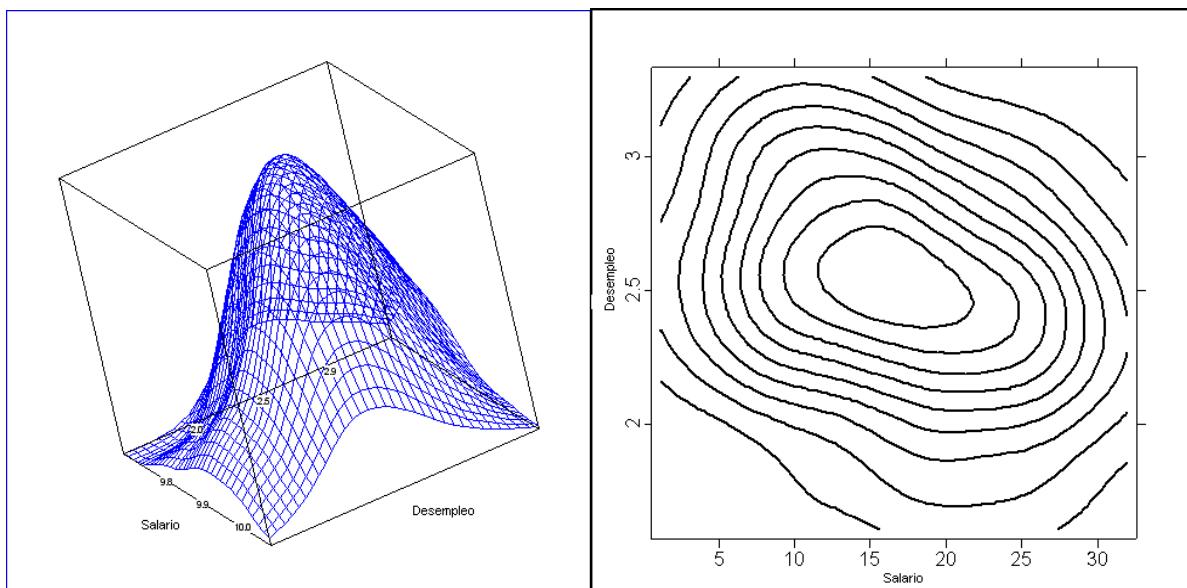
Tal y como se ha manifestado en la introducción, la flexibilidad salarial será tanto más alta cuando más intensa sea la respuesta del salario de cada región a las modificaciones acaecidas en su mercado de trabajo. En definitiva, si la conexión entre el salario y la tasa de desempleo regional, por un lado, y el salario y la productividad regional, por otro, es elevada, se podría indicar que, al menos en este primer análisis, los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de un elevado grado de flexibilidad salarial. Por el contrario, si no existiera relación entre esas variables la conclusión sería radicalmente opuesta: el mercado laboral se caracterizaría, en ese caso, por la existencia de rigidez salarial.

Así, con el objeto de examinar, en primer lugar, la relación entre el salario de cada comunidad y su tasa de desempleo, se ha llevado a cabo un análisis no paramétrico (véase, por ejemplo, Cao *et al.*, 1997). En concreto, se ha calculado la función de densidad no paramétrica bidimensional entre ambas variables, computada utilizando un kernel Gaussiano con amplitud de ventana óptima –siguiendo la regla de Silverman<sup>5</sup>. Los resultados obtenidos se muestran en el gráfico 1; en su parte izquierda se recoge el gráfico en tres dimensiones, en el que se representa el salario real regional (en logaritmos) en el eje X, la tasa de desempleo regional (también en logaritmos) en el eje Y, y la densidad de probabilidad de cada punto en el espacio de los ejes X e Y. Asimismo, en la parte derecha se muestra el gráfico de contorno, obtenido al efectuar un corte paralelo a los ejes X e Y en el gráfico tridimensional y representativo de la distribución condicional de la tasa de paro fijado un valor del salario. La interpretación de dicho gráfico es relativamente sencilla. Si el kernel (la masa de probabilidad) se sitúa sobre la vertical, se puede concluir que no existe relación entre las dos variables analizadas. Por el contrario, si el kernel se sitúa a lo largo de la diagonal concluiríamos que hay una relación clara –positiva o negativa dependiendo de su dirección– entre ambas variables.

Como puede observarse en el gráfico 1, que utiliza datos de todas las regiones para todo el periodo temporal analizado, parece que la conexión entre el salario real y la tasa de desempleo de cada región es muy reducida. Eso sí, se trata de una relación inversa, tal y como predice la teoría económica.

<sup>5</sup> La estimación de la función de densidad depende de dos parámetros: la función kernel seleccionada y la amplitud de ventana. En la práctica, la elección de la función kernel no es tan importante como la correcta elección de la ventana. En la literatura econométrica no existe un método general por el que se pueda obtener una amplitud óptima tanto desde un punto de vista teórico como práctico, por lo que existen diferentes métodos para seleccionar esta amplitud. Una de las técnicas más utilizadas, debido a los buenos resultados que ofrece, es la desarrollada por Silverman. Las estimaciones se han llevado a cabo utilizando el programa XploRe versión 4.2.

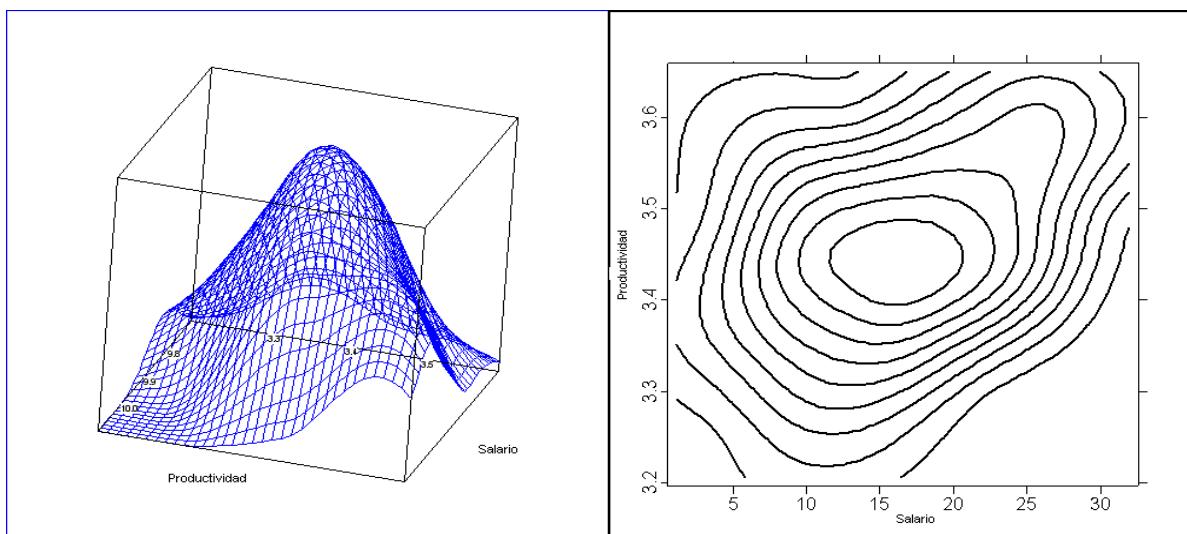
**GRÁFICO 1: KERNEL ESTOCÁSTICO ENTRE SALARIOS REALES Y TASAS DE DESEMPLEO REGIONALES**



Fuente: Elaboración propia

Por otro lado, al realizar el mismo tipo de análisis con la productividad regional en lugar de con el desempleo, el gráfico 2 muestra que parece existir una relación positiva entre el nivel salarial y el grado de eficiencia del factor trabajo, si bien esa relación es débil, ya que la masa de probabilidad no sigue claramente la diagonal principal y la amplitud de las líneas de contorno es grande.

**GRÁFICO 2: KERNEL ESTOCÁSTICO ENTRE SALARIOS REALES Y PRODUCTIVIDADES REGIONALES**



Fuente: Elaboración propia

De este modo, si tuviésemos que sacar una conclusión del análisis realizado hasta el momento diríamos, con mucha cautela, que el mercado de trabajo parece caracterizarse por

una elevada rigidez, pues el salario no depende en exceso de cual sea la situación laboral en cada momento.

### 3. ¿RIGIDEZ?: UN ANÁLISIS DE SU PRESENCIA Y SUS CAUSAS

Dados los resultados arriba mencionados, el objetivo de esta sección es doble: por una parte, contrastar mediante un análisis más exhaustivo la existencia de rigidez y, por otra, indagar en las causas de la misma. Así, en primer lugar, se presenta un modelo genérico de naturaleza semiparamétrica y se explica su proceso de estimación para, en segundo lugar, aplicar el mismo al caso que nos ocupa.

#### 3.1 Método de estimación

Dentro de las técnicas de estimación con datos de panel, la mayor parte de los estudios se han dedicado a la especificación y estimación de un modelo paramétrico (véanse, por ejemplo, Hsiao, 1986; Baltagi, 1995; Arellano y Honoré, 2001). Sin embargo, la principal rémora de este tipo de modelos es que suponen la existencia de una relación paramétrica entre la variable endógena y todas y cada una de las variables explicativas. Es precisamente como repuesta a este inconveniente cuando surgen las técnicas de estimación no paramétricas, ya utilizadas en la sección anterior. Estos métodos se basan en la creencia de que los modelos paramétricos están mal especificados y pueden resultar en inferencias erróneas. Su objetivo es conseguir modelos más flexibles y robustos, dado que no imponen *a priori* una forma funcional para la relación existente entre la variable endógena y las variables explicativas (véanse, por ejemplo, Härdle y Linton, 1994; Porter, 1997; Lee y Kondo, 2002).

No obstante, los modelos no paramétricos presentan varios problemas, unos de carácter más técnico y otros de índole interpretativa. Entre los primeros cabe destacar el de “la maldición de la dimensión”. Los estimadores no paramétricos se basan en la idea de medias locales ponderadas y, en el caso de dimensiones altas, las observaciones se encuentran muy diseminadas para tamaños muestrales considerables, por lo que los estimadores basados en medias ponderadas funcionan de forma poco satisfactoria<sup>6</sup>. Entre los segundos conviene señalar que las bondades del método no paramétrico en el análisis bivariante de la sección anterior se difuminan a medida que el número de variables explicativas aumenta, pues la interpretación de los resultados se torna muy complicada, ya que se trata de resultados gráficos. En consecuencia, no parece ésta la técnica de estimación más adecuada si se quiere computar la influencia de varias variables sobre la variable endógena.

Tomando en cuenta las precisiones anteriores, y dados los inconvenientes de los métodos de estimación paramétricos y no paramétricos, en esta sección aplicamos las denominadas técnicas de estimación semiparamétricas. Este tipo de técnicas combinan las principales ventajas de los dos métodos anteriores: la facilidad en la interpretación de los resultados y la mayor flexibilidad en algunos aspectos del modelo (Li y Stengos, 1996; Li y Hsiao, 1998; Chen *et al.*, 1998; Baltagi y Li, 2002). A continuación se presenta, de forma genérica, el modelo semiparamétrico de datos de panel que se utilizará en el siguiente apartado de este estudio.

<sup>6</sup> Además, los modelos no paramétricos presentan otros inconvenientes técnicos. Por un lado, si se dispone de cierta información sobre el modelo, como es el hecho de que se conozca la existencia de relaciones lineales entre ciertas variables explicativas y la variable endógena, no es necesario estimar una forma completamente flexible de la función de regresión. Por otro, las técnicas no paramétricas requieren cierto grado de suavidad, algo que no es posible cuando se trabaja con variables explicativas discretas.

Como se acaba de indicar, los modelos semiparamétricos se pueden interpretar como la suma de elemento puramente paramétrico,  $X_{it}\beta$ , y de un componente completamente no paramétrico,  $\eta(Z_{it})$ . La forma general en que se pueden expresar este tipo de modelos es la siguiente:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \eta(Z_{it}) + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, n, t=1, \dots, T \quad (1)$$

donde  $X_{it} = (X_{1it}, \dots, X_{pit})$  y  $Z_{it} = (Z_{1it}, \dots, Z_{dit})$  son los vectores de variables explicativas de dimensiones  $p$  y  $d$  respectivamente. Concretamente,  $X_{it}$  es el vector de variables que tiene una influencia lineal sobre la variable endógena ( $Y_{it}$ ) y  $Z_{it}$  son el resto de variables explicativas que influyen sobre  $Y_{it}$  de forma desconocida.  $\beta$  es el vector de parámetros asociados a  $X_{it}$ , y  $\eta(\cdot)$  es una función no paramétrica multivariante de  $Z_{it}$ . Finalmente, se supone que el término de error  $\varepsilon_{it}$  tiene media cero, siendo i.i.d.

Para su estimación se ha de tener en cuenta que la esperanza condicionada de la ecuación (1) adopta la siguiente expresión

$$E(Y_{it}|Z_{it} = z_{it}) = E(X_{it}|Z_{it} = z_{it})\beta + \eta(Z_{it}) + E(\varepsilon_{it}|Z_{it} = z_{it}) \quad (2)$$

donde  $E(\varepsilon_{it}|Z_{it} = z_{it}) = 0$ . Entonces, restando (2) de (1) se obtiene

$$\tilde{Y}_{it} = \tilde{X}_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde  $\tilde{Y}_{it} = Y_{it} - E(Y_{it}|Z_{it} = z_{it})$  y  $\tilde{X}_{it} = X_{it} - E(X_{it}|Z_{it} = z_{it})$ . Así, y dada la expresión (3) se puede estimar el vector de parámetros  $\beta$  de forma tradicional.

Además, y utilizando la ecuación (2), se puede expresar el componente multivariante no paramétrico de la forma siguiente:

$$\eta(Z_{it}) = E(Y_{it} - X_{it}\beta|Z_{it} = z_{it}) \quad (4)$$

Por lo que, de acuerdo con (3) y (4), las etapas del proceso de estimación de  $\beta$  y  $\eta(\cdot)$  son las siguientes:

*Primera etapa:* Se estima  $E(Y_{it}|Z_{it} = z_{it})$  y  $E(X_{it}|Z_{it} = z_{it})$  -para las  $p$  variables explicativas incluidas en la parte paramétrica- utilizando métodos de estimación no paramétricos

$$\begin{aligned} E(Y_{it}|Z_{it} = z_{it}) &= m(z_{it}) = m(z_{1it}, \dots, z_{dit}) \\ E(X_{it}|Z_{it} = z_{it}) &= g(z_{it}) = g(z_{1it}, \dots, z_{dit}) \end{aligned}$$

El estimador no paramétrico de la función multivariante  $m(\cdot)$  es:

$$\hat{E}(Y_{it}|Z_{it} = z) = \hat{m}_h(z) = \frac{\frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \frac{1}{h^d} K(Z_{it} - z) Y_{it}}{\hat{p}(z)} \quad (5)$$

donde  $\mathbf{K}$  es una función kernel multivariante ( $\mathbf{K}: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ ) y  $\hat{p}(z)$  es el estimador de la función de densidad, que para el caso de dimensión  $d$  es

$$\hat{p}(z) = \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \frac{1}{h^d} \mathbf{K}\left(\frac{Z_{it} - z}{h}\right) = \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \frac{1}{h^d} \mathbf{K}\left(\frac{Z_{1it} - z_1}{h}, \dots, \frac{Z_{dit} - z_d}{h}\right) \quad (6)$$

*Segunda etapa:* Utilizando las estimaciones no paramétricas, se generan las siguientes variables

$$\tilde{Y}_{it} = Y_{it} - \hat{E}(Y_{it} | Z_{it} = z_{it})$$

$$\tilde{X}_{it} = X_{it} - \hat{E}(X_{it} | Z_{it} = z_{it})$$

*Tercera etapa:* Partiendo de la función de regresión  $\tilde{Y}_{it} = \tilde{X}_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ , el estimador del vector de parámetros  $\beta$  es

$$\hat{\beta} = \left( \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \tilde{X}_{it} \tilde{X}_{it}' \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \tilde{X}_{it} \tilde{Y}_{it} \quad (7)$$

*Cuarta etapa:* Con la estimación de  $\beta$ , se genera la variable

$$\hat{Y}_{it} = (Y_{it} - X_{it}\hat{\beta})$$

*Quinta etapa:* Finalmente, consideramos la ecuación  $\hat{Y}_{it} = \eta(Z_{it})$ . Así, el estimador no paramétrico de  $\eta(z)$  es

$$\hat{E}(\hat{Y}_{it} | Z_{it} = z) = \hat{\eta}_h(z) = \frac{\frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \frac{1}{h^d} \mathbf{K}(Z_{it} - z) \hat{Y}_{it}}{\hat{p}(z)} \quad (8)$$

### 3.2 Análisis de la flexibilidad salarial: Principales resultados

Una vez explicado el método de estimación, en las siguientes líneas éste es aplicado al análisis de la flexibilidad salarial en el mercado de trabajo. De esta forma, podemos abundar y matizar las conclusiones preliminares extraídas de la sección segunda de este estudio.

Con este propósito, se estima la siguiente ecuación de regresión, la cual se obtiene a partir de los modelos de negociación salarial planteado por Abraham (1996):

$$\omega_{it} = \alpha_i + \beta_1 \omega_t + \beta_2 u_t + \eta(u_{it}, \lambda_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Según la ecuación (9), el salario real regional en la región  $i$  en el periodo  $t$  ( $\omega_{it}$ ) depende del salario real medio nacional ( $\omega_t$ ), del desempleo, tanto regional como nacional ( $u_{it}; u_t$ ) y de la productividad real regional ( $\lambda_{it}$ ). Además, por  $\alpha_i$  denotamos a los efectos fijos propios de cada región. Todas las variables están expresadas en logaritmos, por lo que los coeficientes obtenidos representan elasticidades.

La elección de la ecuación (9), además de tener una base teórica ya mencionada, no se ha realizado de forma gratuita. En primer lugar, su aplicación parece adecuada como ejemplo

de un sistema de negociación colectiva donde, tal y como indican Izquierdo *et al.*, (2003), los convenios pueden ser negociados para cada industria o empresa en diferentes ámbitos geográficos (nacional, regional, provincial o incluso local), si bien suelen seguir unas directrices marcadas a escala nacional. Por todo ello, en la ecuación (9) se han incluido variables nacionales y, dado que el principal objetivo de este trabajo es determinar el grado de flexibilidad salarial en las regiones españolas, se han incluido variables específicas de cada una de ellas<sup>7</sup>.

En segundo lugar, para decidir la inclusión o no de efectos fijos en la ecuación (9) se ha llevado a cabo el contraste de Li y Hsiao (1998), el cual nos indica la necesidad –o no– de incluir dichos efectos en la especificación de la ecuación a estimar. Sus resultados son claramente partidarios de la inclusión de efectos fijos regionales, ya que el estadístico alcanza un valor de 672,88, que sobrepasa con claridad el valor crítico (al 95 por 100) de 1,96.<sup>8</sup>

No obstante, la principal novedad de la ecuación (9) es que, a diferencia de lo que ocurre en un modelo puramente paramétrico, algunas variables –en concreto las variables representativas de la tasa de desempleo y de la productividad regional– no tienen o, al menos, no es impuesta *a priori*, una relación paramétrica con la variable endógena. En el resto de las variables explicativas (las de carácter nacional) sí que se asume una relación de este tipo. Como es frecuente, detrás de la especificación de la ecuación utilizada en este trabajo se encuentran las creencias de los investigadores pero, para dar robustez a la especificación de la ecuación a estimar, se ha aplicado el test de Kniesner y Li (2002) –que es una adaptación para datos de panel del estadístico de Li y Wang (1998)–, en el cual se contrasta la idoneidad de un modelo lineal paramétrico frente a la alternativa semiparamétrica. Los resultados muestran que la hipótesis nula de la existencia de un modelo paramétrico debe ser rechazada al nivel de confianza del 95 por 100. El estadístico Kniesner-Li fue de 5,19, que claramente sobrepasa el valor crítico de 1,96.

Una vez mostrada la conveniencia de la ecuación (9), los resultados obtenidos en su estimación, que se ha llevado a cabo siguiendo las directrices marcadas en el apartado anterior<sup>9</sup>, se recogen en el cuadro 1 (para los efectos fijos y los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$ ) y en el gráfico 3 (la función no paramétrica de  $u_{it}$  y  $\lambda_{it}$ ). A continuación, se acopian las principales conclusiones que se pueden extraer de estos resultados.

Respecto al ajuste obtenido en la estimación, hay que señalar que el coeficiente de determinación o  $R^2$ , medida de bondad de ajuste comúnmente utilizada, no es aplicable a un modelo semiparamétrico como el estimado. Por ello, se ha calculado el criterio de información de Akaike, si bien no en su versión estándar sino en una versión modificada aplicable a un enfoque semiparamétrico (Hurvich *et al.*, 1998; Simonoff y Tsai, 1999).

Así, el criterio de Akaike modificado alcanza un valor de -0,089, claramente mejor, por ejemplo, al obtenido si se hubiese estimado la ecuación (9) de forma paramétrica (al realizarse esta estimación el valor alcanzado es de 4,578); podemos decir que el ajuste en la estimación semiparamétrica es, por tanto, mejor que en la paramétrica.

<sup>7</sup> Otra opción sería definir la ecuación a estimar tomando en cuenta los distintos sectores. Algun comentario a este respecto se incluye en Maza y Moral-Arce (2006).

<sup>8</sup> El trabajo de Li y Hsiao (1998) presenta como hipótesis nula la “ausencia de efectos fijos en la ecuación de datos de panel”. En el artículo de Kiesner y Li (2002), utilizado con posterioridad, la hipótesis nula del contraste de hipótesis consiste en suponer que la forma funcional de la ecuación de regresión es completamente paramétrica, es decir:  $Y_{it} = X_{it}\beta + Z_{it}\delta + \varepsilon_{it}$ .

<sup>9</sup> Y utilizando el programa GAUSS Versión 3/2/40.

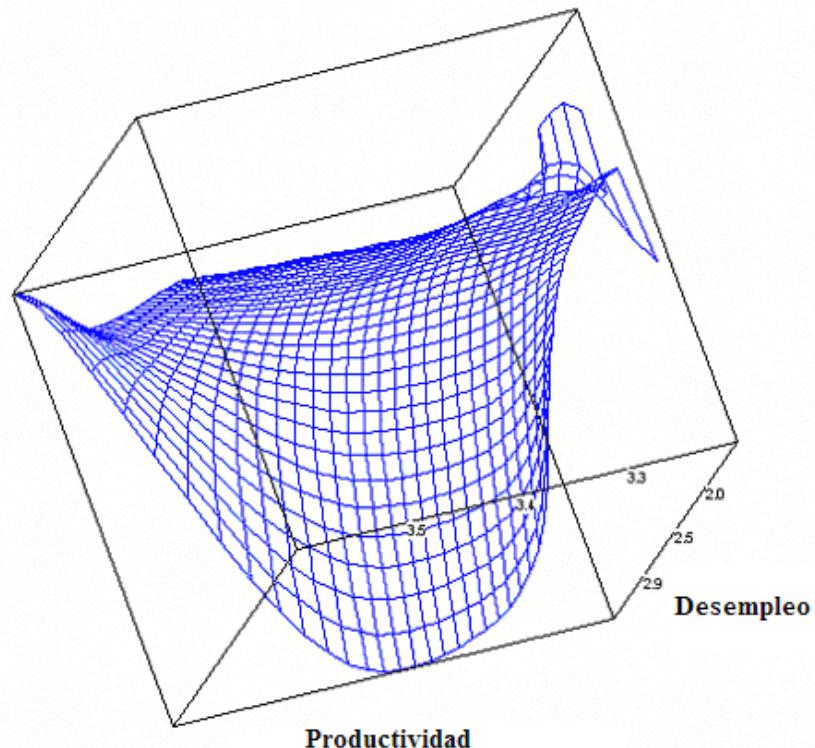
**CUADRO 1: FLEXIBILIDAD SALARIAL EN ESPAÑA, 1995-2002**

Var. dependiente: $\omega_{it}$	Ecuación (9)	
	Coeficientes	Error Standard
$\omega_t$	1,162**	0,210
$u_t$	0,036*	0,018
$u_{it}$	“v.n.p.”	
$\lambda_{it}$	“v.n.p.”	
<b>Efectos fijos</b>		
Andalucía	-0,026**	0,005
Aragón	0,022**	0,005
Asturias	0,070**	0,005
Baleares	-0,117**	0,005
Canarias	-0,053**	0,005
Cantabria	0,073**	0,005
Castilla-La Mancha	0,021**	0,005
Castilla-León	0,049**	0,005
Cataluña	0,005	0,005
C. Valenciana	-0,040**	0,005
Extremadura	0,009	0,005
Galicia	0,001	0,005
Madrid	0,098**	0,005
Murcia	-0,109**	0,005
Navarra	0,009	0,005
País Vasco	0,060**	0,005
Rioja	-0,048**	0,005
Akaike Modificado	-0,089	

Notas: \*\* = Significativo al 1 por ciento; \* = Significativo al 5 por 100; El símbolo “v.n.p” denota las variables no paramétricas

Fuente: FUNCAS y elaboración propia

### GRÁFICO 3: FUNCIÓN NO PARAMÉTRICA BIDIMENSIONAL



Fuente: Elaboración propia

Este hecho, junto al elevado valor del  $R^2$  en la estimación paramétrica (0,97), pone de manifiesto que el ajuste del modelo es muy elevado y que las conclusiones que de éste se extraen son, por tanto, totalmente fiables.

La elasticidad entre el salario real medio nacional o salario agregado y el salario real regional alcanza un valor de 1,162 y resulta distinta de cero a un nivel de confianza del 99 por 100. Existe, por tanto, un elevado grado de indexación entre uno y otro; de hecho, la elasticidad estimada no difiere estadísticamente de la unidad, lo cual constituye un claro síntoma de rigidez. Sin lugar a dudas, ésta es la principal causa de la reducida flexibilidad salarial existente en las regiones españolas, pues el principal determinante de sus salarios reales es el salario real medio nacional y no las características propias del mercado de trabajo de cada región.

Sin embargo, el salario real regional no parece estar muy influenciado por la tasa de desempleo del conjunto del país. El coeficiente asociado a esta variable anota un valor de 0,036, lo que indica que un incremento del 10 por 100 en el desempleo a escala nacional supone un incremento salarial del 0,36 por 100. Lo que sí resulta significativo es que dicha influencia, aunque reducida, es directa; una explicación tentativa de este hecho es que, ante empeoramientos en la situación global del mercado de trabajo, los empresarios reaccionan con débiles incrementos en el salario real con el objeto de no perder sus trabajadores más cualificados.

En lo relativo a los efectos del desempleo regional sobre el salario, el gráfico 3 pone de manifiesto que los mismos dependen del nivel de productividad de cada región<sup>10</sup>. Así, y aunque parece que incrementos en el desempleo regional reducen el salario, la relación entre ambas variables resulta especialmente intensa cuanto la productividad regional no es muy elevada. De hecho, esa relación negativa entre el desempleo regional y el salario se va difuminando a medida que aumenta el grado de eficiencia de la mano de obra disponible. En definitiva, parece que la reacción empresarial ante aumentos de la tasa de desempleo es dispar dependiendo de la productividad de sus trabajadores: si son poco productivos los empresarios tienden a reducir salarios; sin embargo, si poseen mano de obra muy productiva pueden, incluso, incrementar sus retribuciones para evitar su posible marcha<sup>11</sup>.

Asimismo, la relación salarios-productividad se pone de relieve sin más que realizar varios cortes transversales en el gráfico 3 para determinados valores del desempleo. Así se observa, en primer lugar, que cuando el desempleo es reducido variaciones en la productividad no parecen tener efectos sobre el salario. No obstante, lo anterior no es cierto para niveles de paro altos. En este caso parece que los efectos de la productividad son cambiantes: bajos niveles de productividad tienen una influencia negativa sobre el salario, ya que, dada la elevada tasa de desempleo, se dispone de abundante mano de obra potencial; por el contrario, en esas condiciones de alto desempleo niveles de productividad muy elevados tienen como premio incrementos salariales, dado el temor empresarial a su posible pérdida.

Por último, dentro de las peculiaridades de cada comunidad autónoma destaca el hecho de que regiones como Baleares, Murcia, Canarias, C. Valenciana, Rioja y Andalucía presentan un efecto fijo de signo negativo, indicativo de que, *ceteris paribus*, el salario de estas regiones es inferior a la media. En el lado opuesto se encuentran, entre otras, regiones como Madrid, Cantabria, Asturias y el País Vasco.

#### 4. CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza, para el periodo 1995-2002, la situación del mercado de trabajo en España. Más concretamente, se revisan los distintos factores que inciden, a escala regional, en la determinación de los salarios. Para ello se han utilizado técnicas novedosas en el análisis. En primer lugar, se han empleado técnicas no paramétricas y, posteriormente, se ha estimado un modelo semiparamétrico, ya que esta técnica de estimación reúne las ventajas de los métodos paramétricos y no paramétricos. Sin embargo, la primera conclusión que se extrae de este trabajo –tanto en el análisis no paramétrico como semiparamétrico– es comúnmente aceptada y coincide con los resultados de trabajos anteriores: el grado de flexibilidad salarial que, a escala regional, presenta el mercado de trabajo es muy reducido. Por lo tanto, no se puede confiar en este factor como herramienta de ajuste ante posibles, aunque no muy probables (Maza y Villaverde, 2007), perturbaciones de carácter asimétrico que, en el seno de la UME, golpean a las regiones españolas.

No obstante lo dicho, la ecuación estimada en la sección tercera de este estudio, que ha sido avalada por los distintos contrates de hipótesis mencionados con anterioridad, permite comprobar la existencia de algunos indicios de flexibilidad.

Estos indicios constituyen, junto con los novedosos procesos de estimación anteriormente aludidos, el principal valor añadido de este trabajo.

<sup>10</sup> La forma más sencilla de verlo sería realizar cortes transversales fijando distintos valores de productividad. De este modo se podría ver el cambio en la influencia del desempleo cuando varía la productividad del factor trabajo.

<sup>11</sup> Como puede verse en la parte superior izquierda del gráfico 3.

Así, por un lado, los resultados indican que el desempleo regional sí parece poseer, en algunas situaciones y tal y como predice la teoría económica convencional, una relación inversa con el nivel salarial. Este hecho constituye, sin duda, un primer síntoma de flexibilidad. De acuerdo con este estudio, incrementos en el desempleo regional reducen el salario de esa comunidad, si bien sólo cuando la mano de obra presenta un grado de productividad reducido. De hecho, la estimación realizada permite afirmar que si la productividad del trabajo es muy elevada ocurre justo lo contrario: incrementos del desempleo provocan alzas salariales.

Asimismo, las variaciones en la productividad también se trasladan, en cierta medida, al salario regional. No obstante, el análisis efectuado permite afirmar que cambios en el grado de eficiencia del trabajo sólo tienen una influencia fuerte en el salario cuando la situación del mercado de trabajo de esa zona –recogida en su tasa de desempleo- es delicada. Una de las conclusiones más relevantes que subyace a este trabajo es que precisamente durante las malas rachas en el mercado laboral es cuando ser un trabajador productivo tiene una mayor recompensa, pues en ese caso el colectivo empresarial discrimina claramente a favor de este tipo de mano de obra y en contra de la mano de obra poco productiva.

## 5. BIBLIOGRAFÍA

- Abraham, F. (1996): “Regional adjustment and wage flexibility in the European Union”, *Regional Science and Urban Economics*, nº 26, pp. 51-75.
- Arellano M. y Honoré, B. (2001): “Panel data models: some recent developments”, *Handbook of Econometrics*, V (53), North Holland.
- Bajo, O., Rabadán, I. y Salas, R. (1998): “Regional wage flexibility in Spain, 1989-1992”, *Regional Science Review*, nº 18, pp. 63-73.
- Baltagi, B.H. (1995): *Econometric analysis of panel data*, John Wiley and Sons Co.
- Baltagi, B.H. y Li, Q. (2002): “Series estimation of partially linear panel data models with fixed effects”, *Annals of Economics and Finance*, 3(1), pp.103-116.
- Bande, R., Fernández, M. y Montuenga, V.M. (2007): “Regional Disparities in the Unemployment Rate: The Role of the Wage-setting Mechanism in Spain”, 1987-92, *Regional Studies*, 41(2), pp. 235 – 251.
- Bande, R. y Karanassou, M. (2009): “Labour market flexibility and regional unemployment rate dynamics: Spain 1980–1995”, *Papers in Regional Science* (en prensa).
- Bayoumi, T. y Eichengreen, B. (1993): “Shocking aspects of European Monetary Unification”, in F. Giavazzi & F. Torres (eds) *The Transition to Economic and Monetary Union in Europe* (Cambridge University Press).
- Bayoumi, T. y Eichengreen, B. (1996): “Operationalizing the theory of optimum currency areas”, Discussion paper 1484, CEPR.
- Bean, C.R. (1992): “Economic and Monetary Union in Europe”, *Journal of Economic Perspectives*, 6(4), pp. 31-52.
- Beetsma, R; Debrun, X. y Klaassen, F. (2001): “Is fiscal policy coordination in EMU desirable?”, Discussion paper 3035, CEPR.
- Begg, I. (1995): “Factor mobility and regional disparities in the European Union”, *Oxford Review of Economic Policy*, 11(2), pp. 96-112.
- Cao, R., Delgado, M.A. y González-Manteiga, W. (1997): “Nonparametric curve estimation: an overview”, *Investigaciones Económicas*, 31(2), pp. 209-252.

- Chen S., Heckman J. y Vytlacil, V. (1998): "Identification and  $\sqrt{N}$  estimation of semiparametric panel data models with binary variables and latent factors", Mimeo, Department of Economics, University of Chicago.
- De la Fuente, A. (1999): "La dinámica territorial de la población española: un panorama y algunos resultados provisionales", *Revista de Economía Aplicada*, nº 20, pp. 53-108.
- Dolado, J.J. y Jimeno, J.F. (1997): "The causes of Spanish unemployment: A structural VAR approach", *European Economic Review*, 41(7), pp. 1281-1307.
- Eichengreen, B. (1993): "European Monetary Unification", *Journal of Economic Literature*, 31, pp. 1321-1357.
- Fatás, A. (2000): "Intranational labor migration, business cycles and growth", in E. Wincoop & G. Hess (eds) *Intranational Macroeconomics* (Cambridge University Press).
- Fatás, A. y Mihov, I. (2003): "On restricting fiscal policy in EMU", *Oxford Review of Economic Policy*, 19(1), pp. 112-131.
- Fernández, M. y Montuenga, V.M. (1997): "Salarios y productividad sectorial: ¿Existe evidencia de un comportamiento dual?", *Cuadernos Económicos de ICE*, nº 63, pp. 79-104.
- Francesconi, M. y García-Serrano, C. (2004): "Unions, Temporary Employment and Hours of Work: A Tale of Two Countries", *Revista de Economía Laboral*, 1(1), pp. 38-75.
- García, I. y Montuenga, V.M. (2003): "The Spanish wage curve: 1994-1996", *Regional Studies*, 37(9), pp. 929-945.
- Härdle, W. y Linton, O. (1994): "Applied nonparametric methods", *Handbook of Econometrics*, vol. IV(38), North Holland.
- Härdle, W., Müller, M., Sperlich, S. y Werwatz, A. (1999): "A course on non- and semiparametric modelling" (Humboldt- Universität zu Berlin).
- Hsiao, C. (1986): *Econometric analysis of panel data*, Cambridge University Press.
- Hurvich, C.M., Simonoff, J.S. y Tsai, C.L. (1998): "Smoothing parameter selection in nonparametric using an improved Akaike information criterion", *Journal of Royal Statistical Society Ser. B*, 60, pp. 271-293.
- Izquierdo, M.; Moral, E. y Urtasun, A. (2003): "Collective bargaining in Spain: An individual data analysis", Documento ocasional 0302, Banco de España.
- Jimeno, J.F. y Bentolila, S. (1998): "Regional unemployment persistence (Spain, 1976-1994)", *Labour Economics*, nº 5, pp. 25-51.
- Kniesner, T.J. y Li, Q. (2002): "Semiparametric panel data models with dynamic adjustment: Theoretical considerations and an application to labor supply", *Empirical Economics*, 27(1), pp. 131-148.
- Laborda, A. (2008): "El comportamiento de los empleadores ante el fenómeno de la temporalidad", *Revista de Economía Laboral*, 5(1), pp. 33-49.
- Lafrance, R. y St-Amant, P. (1999): "Optimal currency areas: A review of the recent literature", Working paper 99-16, Bank of Canada.
- Lee, M.J. y Kondo, Y. (2002): "Nonparametric derivative estimation for related-effect panel data", Mimeo.
- Li, Q. y Hsiao, C. (1998): "Testing serial correlation in semiparametric panel data models", *Journal of Econometrics*, nº 87, pp. 207-237.

- Li, Q. y Stengos, T. (1996): “Semiparametric estimation of partially linear panel data models”, *Journal of Econometrics*, nº 71, pp. 389-397.
- Li, Q. y Wang, S. (1998): “A simple consistent bootstrap test for a parametric regression function”, *Journal of Econometrics*, nº 87, pp. 145-165.
- Maza, A. y Moral-Arce, I. (2006): “An analysis of wage flexibility: Evidence from the Spanish regions”, *The Annals of Regional Science*, 40(3), pp. 621-637.
- Maza, A. y Moral-Arce, I. (2009): “A semiparametric approach to examine wage flexibility”, *Applied Economics Letters*, 16 (5), 515-518.
- Maza, A. y Villaverde, J. (2004): “Interregional migration in Spain: A semiparametric analysis”, *The Review of Regional Studies*, 34(2), pp. 37-52.
- Maza, A. y Villaverde, J. (2007): “A State Space approach to the analysis of economic shocks in Spain”, *Journal of Policy Modeling*, 29(1), pp. 55-63.
- Maza, A. y Villaverde, J. (2009): “Provincial wages in Spain: Convergence and flexibility”, *Urban Studies*, nº 46, 1969- 1993.
- Mélitz, J. (1996): “The theory of optimum currency areas, trade adjustment and trade”, *Open Economies Review*, nº 7, pp. 99-116.
- Pelagidis, T. (1996): “Optimum currency area approach and the third stage of EMU: a review of recent evidence”, *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, 43(4), pp. 759-789.
- Porter, J. (1997): “Nonparametric regression estimation for a panel data models with additive individuals effects”, Mimeo, Harvard University.
- Simonoff, J.S. y Tsai, C.L. (1999): “Semiparametric and Additive Model Selection Using an Improved Akaike Information Criterion”, *Journal of Computational and Graphical Statistic*, 8, pp. 22-40.
- Tavlas, G. (1993): “The new theory of optimum currency areas”, *The World Economy*, 16(6), pp. 663-685.
- Tavlas, G. (1994): “The theory of monetary integration”, *Open Economies Review*, 5, pp. 211-230.
- Villaverde, J. y Maza, A. (2002): “Salarios y desempleo en las regiones españolas”, *Papeles de Economía Española*, 93, pp. 182-194.