
Flexibilidad regional de los salarios en España y Unión Monetaria Europea *

Por Adolfo Maza Fernández
Departamento de Economía
Universidad de Cantabria

* Agradezco los comentarios y sugerencias de José Villaverde, Juan Manuel Rodríguez-Poo e Ignacio Moral. Asimismo agradezco la ayuda de la DGICYT, proyecto n.º P.B. 97-0351.

Resumen

Este trabajo analiza uno de los principales mecanismos de ajuste alternativos a las variaciones en el tipo de cambio en el seno de la UME: la flexibilidad salarial. Se comienza realizando un análisis descriptivo para ofrecer posteriormente evidencia econométrica sobre la flexibilidad regional de los salarios en España, utilizando tanto técnicas de estimación paramétricas como semiparamétricas. Por último se realizan algunas consideraciones acerca de si la UME puede contribuir a aumentar el grado de flexibilidad regional de los salarios. La conclusión general que se obtiene es que los salarios son muy rígidos a escala regional y que parece que el impacto de la UME sobre ellos, aunque favorable, será reducido.

Palabras clave: flexibilidad salarial, tasa de desempleo, productividad, regiones, Unión Monetaria Europea.

¹ Un análisis pormenorizado para el caso español se muestra en ALBEROLA (1998).

² A partir de estos trabajos se han desarrollado multitud de estudios que se pueden englobar dentro de este enfoque, algunos de ellos, como los desarrollados por BEAN (1992), EICHENGREEN (1993) y PELAGIDIS (1996), aplicados a la formación de la UME.

³ En los trabajos de los años sesenta se asumía que un país, para situar su economía en el punto óptimo de la curva de Phillips (según su preocupación relativa por desempleo e inflación), podía establecer un sistema de tipos de cambio flexibles y de esta forma mantener una política monetaria independiente. En trabajos posteriores, sin embargo, esta creencia ha sido modificada por nuevos desarrollos de teoría económica: la literatura de la consistencia temporal y la credibilidad. Esta literatura reduce la utilidad de un sistema de tipos de cambio flexibles pues demuestra que aunque un país posea autonomía en su política monetaria problemas de credibilidad pueden situarle en una posición muy desfavorable; su resultado más

I. Introducción

La formación de la Unión Monetaria Europea (UME) constituye, sin duda, el hecho económico más trascendente del momento presente para los países comunitarios. Resulta evidente, por otro lado, que la formación de un entramado económico de esta índole, del mismo modo que sucede con cualquier otro esquema de integración, comporta simultáneamente la aparición de una serie de beneficios y de un conjunto de costes¹. En este sentido el enfoque de las áreas monetarias óptimas (en adelante AMO), que surgió a partir de los trabajos de Mundell (1961), McKinnon (1963) y Kenen (1969), analiza dichos beneficios y costes en profundidad².

En relación con los primeros y en el caso concreto que nos ocupa, es decir, la UME, los beneficios esperados como fruto del proceso de integración son tanto de índole macroeconómica como microeconómica: desde el punto de vista macroeconómico se concentran, sobre todo, en el logro de una mayor estabilidad y de una mayor credibilidad de la política económica³; por otro lado las ganancias a nivel microeconómico (o ganancias de eficiencia) se manifiestan, fundamentalmente, a través de la eliminación de la incertidumbre asociada al tipo de cambio, la reducción de los costes de transacción y el incremento de la compe-

importante es que un país de reducida credibilidad puede beneficiarse, al formar una unión monetaria, delegando su política monetaria sobre otro país de conocida reputación (DE GRAUWE, 1994).

⁴ Un estudio pormenorizado de cómo se distribuyen estas ganancias en el caso español se muestra en MAZA (2001a)

⁵ No conviene olvidar, no obstante, que también supone la pérdida de autonomía en la política monetaria.

⁶ Existe un amplio debate en torno a la eficacia o ineficacia de los ajustes cambiarios. Incluso si un país registra una perturbación asimétrica o diferenciada, que el tipo de cambio sea el instrumento más eficaz para contrarrestar sus efectos depende del carácter transitorio o permanente de la misma, del tipo de rigidez que predomine en el mercado de trabajo y del grado de apertura de la economía.

⁷ En el informe de la Comisión Europea *One Market, One Money* se clasifican los diferentes tipos de *shocks* y se establece cuando éstos son de carácter asimétrico (EMERSON *et al.*, 1992).

⁸ Un análisis empírico de esta materia para el caso español y a escala regional ha sido realizado por VILLAVERDE (1999a) y SÁNCHEZ-ROBLES y CUÑADO (1999). Estos autores concluyen que la probabilidad de que las regiones españolas sufran perturbaciones asimétricas en el futuro no es muy elevada.

tencia que suscita la denominación en una sola moneda, ya que dificulta la discriminación de precios⁴.

Ahora bien, si del ámbito de los beneficios pasamos al de los costes existe un consenso generalizado a la hora de afirmar que el principal coste que para un país supone entrar a formar parte de una unión monetaria es el que se deriva de la pérdida del tipo de cambio como instrumento de política económica⁵. En efecto, se puede sostener que carecer de la posibilidad de variar el tipo de cambio hace a un país más vulnerable ante los procesos recesivos a los que está expuesto su economía; no obstante y aun aceptando este hecho⁶, es necesario subrayar que para que esta renuncia al instrumento cambiario constituya un verdadero coste han de darse simultáneamente dos condiciones: en primer lugar que exista una posibilidad elevada de sufrir perturbaciones o *shocks* asimétricos, entendiendo por tales los que afectan de forma distinta a un país que al resto de miembros de la Unión⁷, y en segundo lugar que ese país carezca de instrumentos de ajuste (mecanismos de estabilización) alternativos a las variaciones en el tipo de cambio para hacer frente a dichas perturbaciones.

Respecto al primero de estos condicionantes, la mayor parte de la literatura sobre el particular considera que la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas se verá disminuida dentro de la UME (véase, por ejemplo, Wihlborg y Willett, 1992; Emerson *et al.*, 1992; Gros y Thygesen, 1998). No obstante lo dicho y aunque *a priori* no parece que la UME exacerbe la probabilidad de que las regiones españolas sufran este tipo de perturbaciones⁸, sí que es cierto que en determinadas circunstancias éstas pueden producirse. Enfrentadas con esta posibilidad el hecho de contar con instrumentos de ajuste alternativos a las variaciones en el tipo de cambio nominal (segunda de las condiciones anteriormente señaladas) se torna vital para que la formación de la UME resulte beneficiosa para todas y cada una de las regiones españolas. En este sentido uno de los resultados más y mejor conocidos de la teoría de las AMO es que cuanto mayor sea la movilidad de los factores de producción, mayor la flexibilidad de precios y salarios y más importantes las transferencias fiscales con una función redistributiva-estabilizadora, menores serán los costes que acarrearán un proceso de integración.

Teniendo en cuenta las precisiones anteriores en el presente trabajo se pretende estudiar la operatividad potencial de uno de esos mecanismos de ajuste: la flexibilidad de los salarios reales a escala interregional. Con este propósito la estructura del trabajo será la siguiente. En el apartado II se analiza, de una forma eminentemente descriptiva, el grado de flexibilidad salarial que a nivel regional existe en nuestro país. El tercer apartado abunda en este análisis pero lo hace desde un punto de vista econométrico y bajo dos enfoques distintos: en primer lugar utilizando técnicas de estimación paramétricas, y en segundo lugar a través de métodos de estimación semiparamétricos que permiten una mayor flexibilidad en la relación funcional que existe entre las distintas variables. A continuación el apartado IV se cuestiona si la UME favorecerá el aumento de la referida flexibilidad regional de los salarios. Para finalizar en el apartado V se sintetizan las conclusiones más relevantes.

II. Un análisis descriptivo

En este apartado vamos a llevar a cabo un primer análisis del grado de flexibilidad salarial que a escala regional existe en España. Para ello, siguiendo a Bajo, Rabadán y Salas (1999), hacemos uso de herramientas puramente descriptivas; en concreto utilizamos una serie de índices de desigualdad para los salarios y las productividades sectoriales⁹.

De acuerdo con lo que acabamos de señalar y para evitar la aparición de posibles sesgos interpretativos, hemos calculado cuatro indicadores de desigualdad alternativos: la desviación típica, el coeficiente de variación, el índice de Theil ($\Theta=1$) y el coeficiente de Gini¹⁰. Para su cálculo utilizamos datos de salarios y productividades por sectores y regiones, tomando como indicador salarial la remuneración por ocupado y aproximando la productividad como el cociente entre el Valor Añadido Bruto a coste de los factores y el número de empleados de cada sector, variables que suministra la base de datos BD-MORES durante un lapso temporal que abarca desde 1980 hasta 1995¹¹; no obstante sólo presentamos los resultados obtenidos en los años 1980 y 1995, que son los que se muestran en los cuadros 1 y 2¹². A raíz de estos resultados y comparando los obtenidos para salarios y productividades, podemos obtener algunas conclusiones preliminares sobre el grado de flexibilidad salarial existente en cada región así como en el conjunto nacional.

El principal hecho que se aprecia con absoluta nitidez en relación con cualquiera de los indicadores utilizados es que la desigualdad intersectorial de los salarios en España –y en todas sus comunidades autónomas¹³– es inferior a la que existe en la productividad, lo que no es óbice para afirmar que durante estos quince años los salarios en España han aumentado su disparidad tanto en el conjunto del país como en todas y en cada una de sus regiones¹⁴; de cualquier modo este fenómeno parece indicar que no existe una conexión íntima entre el nivel salarial y la productividad del trabajo, lo que constituye un primer reflejo de la existencia de rigidez salarial en nuestro país. En suma el análisis efectuado pone de relieve la existencia de una, al parecer, reducida flexibilidad regional de los salarios en España, afirmación que se trata de contrastar a continuación por estimaciones más formales.

⁹ La forma más adecuada de medir la flexibilidad salarial es analizando la evolución de los salarios con relación a la tasa de desempleo, pero ante la carencia de datos de desempleo a nivel sectorial hemos optado por hacerlo, al igual que los autores arriba mencionados, respecto a los niveles de productividad.

¹⁰ Para la definición de cada uno de estos indicadores de desigualdad véase CHAMPERNOWNE Y COWELL (1998).

¹¹ La principal razón por la que utilizamos esta base de datos es que suministra información de las variables relevantes expresada no sólo a precios corrientes sino también en pesetas constantes de 1980, empleando para ello deflatores regionales –los datos empleados en este trabajo son los expresados en pesetas constantes–. Esta información existe tanto a nivel agregado como desagregado, con una desagregación sectorial a R. 17.

¹² Todos los cálculos se han efectuado fijando como base cien el salario y la productividad media en el conjunto del país durante esos años.

¹³ Con la única excepción de Navarra y La Rioja en 1995.

¹⁴ Quizá la Comunidad canaria sea la única que se escapa un poco de esta tendencia.

Cuadro 1
INDICADORES DE DESIGUALDAD (SALARIOS)

| | <i>Desviación típica</i> | | <i>Coefficiente de variación</i> | | <i>Índice de Theil</i> | | <i>Coefficiente de Gini</i> | |
|----------------------|--------------------------|-------------|----------------------------------|--------------|------------------------|--------------|-----------------------------|--------------|
| | <i>1980</i> | <i>1995</i> | <i>1980</i> | <i>1995</i> | <i>1980</i> | <i>1995</i> | <i>1980</i> | <i>1995</i> |
| Andalucía | 30,5 | 48,7 | 0,299 | 0,446 | 0,022 | 0,043 | 0,165 | 0,250 |
| Aragón | 32,2 | 64,6 | 0,292 | 0,500 | 0,019 | 0,052 | 0,160 | 0,274 |
| Asturias | 38,3 | 56,8 | 0,352 | 0,484 | 0,030 | 0,049 | 0,194 | 0,270 |
| Baleares | 36,8 | 39,1 | 0,414 | 0,430 | 0,048 | 0,049 | 0,225 | 0,221 |
| Canarias | 40,4 | 45,2 | 0,442 | 0,420 | 0,055 | 0,040 | 0,243 | 0,232 |
| Cantabria | 32,8 | 70,9 | 0,307 | 0,486 | 0,023 | 0,050 | 0,168 | 0,267 |
| Castilla y León | 30,1 | 55,9 | 0,280 | 0,452 | 0,019 | 0,042 | 0,155 | 0,247 |
| Castilla-La Mancha | 29,3 | 48,1 | 0,301 | 0,455 | 0,022 | 0,042 | 0,168 | 0,247 |
| Cataluña | 34,6 | 45,8 | 0,299 | 0,376 | 0,019 | 0,030 | 0,161 | 0,205 |
| Comunidad Valenciana | 35,2 | 59,8 | 0,335 | 0,535 | 0,024 | 0,054 | 0,185 | 0,271 |
| Extremadura | 25,9 | 38,1 | 0,287 | 0,435 | 0,018 | 0,050 | 0,163 | 0,230 |
| Galicia | 32,2 | 60,4 | 0,314 | 0,526 | 0,023 | 0,057 | 0,171 | 0,287 |
| Madrid | 41,1 | 53,8 | 0,334 | 0,417 | 0,024 | 0,036 | 0,177 | 0,228 |
| Murcia | 32,8 | 55,6 | 0,342 | 0,525 | 0,027 | 0,056 | 0,194 | 0,280 |
| Navarra | 44,5 | 62,0 | 0,389 | 0,500 | 0,035 | 0,053 | 0,209 | 0,277 |
| País Vasco | 39,5 | 60,8 | 0,328 | 0,442 | 0,025 | 0,044 | 0,178 | 0,240 |
| Rioja (La) | 37,8 | 59,4 | 0,345 | 0,560 | 0,024 | 0,072 | 0,176 | 0,298 |
| España | 32,0 | 51,1 | 0,288 | 0,415 | 0,019 | 0,037 | 0,159 | 0,231 |

FUENTE: Base de datos BD-MORES y elaboración propia.

Cuadro 2
INDICADORES DE DESIGUALDAD (PRODUCTIVIDAD)

| | <i>Desviación típica</i> | | <i>Coefficiente de variación</i> | | <i>Índice de Theil</i> | | <i>Coefficiente de Gini</i> | |
|----------------------|--------------------------|-------------|----------------------------------|--------------|------------------------|--------------|-----------------------------|--------------|
| | <i>1980</i> | <i>1995</i> | <i>1980</i> | <i>1995</i> | <i>1980</i> | <i>1995</i> | <i>1980</i> | <i>1995</i> |
| Andalucía | 78,4 | 77,5 | 0,555 | 0,577 | 0,064 | 0,069 | 0,302 | 0,316 |
| Aragón | 71,5 | 81,1 | 0,527 | 0,551 | 0,056 | 0,059 | 0,276 | 0,286 |
| Asturias | 74,2 | 70,9 | 0,567 | 0,551 | 0,069 | 0,067 | 0,314 | 0,308 |
| Baleares | 69,0 | 78,0 | 0,620 | 0,720 | 0,087 | 0,104 | 0,336 | 0,365 |
| Canarias | 75,4 | 68,1 | 0,640 | 0,551 | 0,092 | 0,064 | 0,347 | 0,304 |
| Cantabria | 64,2 | 108,1 | 0,480 | 0,671 | 0,050 | 0,077 | 0,262 | 0,315 |
| Castilla y León | 77,7 | 72,7 | 0,561 | 0,505 | 0,062 | 0,052 | 0,298 | 0,275 |
| Castilla-La Mancha | 98,3 | 103,2 | 0,709 | 0,706 | 0,093 | 0,093 | 0,354 | 0,361 |
| Cataluña | 66,3 | 73,1 | 0,483 | 0,496 | 0,046 | 0,048 | 0,256 | 0,261 |
| Comunidad Valenciana | 89,3 | 72,9 | 0,614 | 0,547 | 0,072 | 0,062 | 0,317 | 0,299 |
| Extremadura | 78,9 | 193,4 | 0,719 | 1,408 | 0,094 | 0,230 | 0,349 | 0,495 |
| Galicia | 107,4 | 111,9 | 0,756 | 0,791 | 0,109 | 0,108 | 0,383 | 0,381 |
| Madrid | 59,9 | 61,3 | 0,435 | 0,424 | 0,040 | 0,042 | 0,240 | 0,242 |
| Murcia | 112,0 | 69,2 | 0,748 | 0,517 | 0,102 | 0,056 | 0,375 | 0,289 |
| Navarra | 57,5 | 55,4 | 0,424 | 0,419 | 0,037 | 0,038 | 0,234 | 0,239 |
| País Vasco | 77,5 | 80,4 | 0,517 | 0,523 | 0,053 | 0,052 | 0,275 | 0,272 |
| Rioja (La) | 94,7 | 55,0 | 0,645 | 0,407 | 0,077 | 0,024 | 0,327 | 0,227 |
| España | 67,7 | 68,9 | 0,495 | 0,488 | 0,051 | 0,049 | 0,267 | 0,267 |

FUENTE: Base de datos BD-MORES y elaboración propia.

III. Un análisis econométrico

Con el objetivo de ahondar un poco más en el estudio de la flexibilidad salarial a escala regional en España y de comprobar si efectivamente dicha flexibilidad es muy reducida, vamos a realizar el análisis haciendo uso de herramientas econométricas. Para ello dividimos este apartado en dos secciones: en la primera estimamos la flexibilidad regional de los salarios reales en España utilizando técnicas de estimación paramétricas, en concreto la estimación de un modelo de regresión lineal múltiple en el cual la variable endógena considerada es la tasa de crecimiento de los salarios reales regionales; en la segunda, sin embargo, realizamos el mismo tipo de análisis pero utilizando técnicas de estimación semiparamétricas, es decir, a diferencia del modelo de regresión lineal múltiple permitimos que una parte de las variables que contribuyen a explicar la variación de los salarios reales regionales no entren en el modelo de una forma lineal pre-especificada sino que lo hacen de forma posiblemente no lineal y desconocida.

III.1. *Modelo de regresión lineal múltiple*¹⁵

Por lo tanto y de acuerdo con lo señalado en líneas precedentes, pretendemos analizar el grado, características y determinantes de la flexibilidad salarial de las regiones españolas, para lo que hemos seguido el enfoque analítico planteado por Abraham (1996)¹⁶, enfoque que ha sido utilizado con posterioridad por Villaverde (1999a, b). De acuerdo con esta metodología hemos estimado tres tipos de ecuaciones de salarios que relacionan la tasa de crecimiento de los salarios reales regionales ($\dot{\omega}_i$) con los cambios en los salarios reales nacionales ($\dot{\omega}$), en el desempleo regional (\dot{u}_i) y nacional (\dot{u}) -retardados un período- y en la productividad real, tanto regional ($\dot{\lambda}_i$) como nacional ($\dot{\lambda}$). Es importante señalar que estas ecuaciones se derivan de un modelo cuyos supuestos son que el salario regional depende positivamente de la productividad regional y nacional y del salario nacional y negativamente del desempleo, tanto regional como nacional.

En concreto se han estimado estas ecuaciones por mínimos cuadrados ponderados con datos de panel y efectos fijos, utilizando de nuevo datos de salarios y productividades extraídos de la base de datos BD-MORES, así como datos de desempleo que se han obtenido de la Encuesta de Población Activa (EPA). La especificación de estas ecuaciones y los resultados de su estimación se muestran en el cuadro 3, del que se pueden extraer las siguientes conclusiones:

1. El coeficiente asignado al salario nacional no difiere estadísticamente de uno (ecuaciones 1 y 2), lo que muestra la alta incidencia que tiene esta variable en la determinación de los salarios regionales y por lo tanto la elevada rigidez geográfica de los salarios reales. Este resultado procede del hecho de que existe un claro fenómeno de centralización de las negociaciones salariales en nuestro país.
2. Con relación al desempleo el ritmo de crecimiento de las tasas de desempleo, tanto regional como nacional, tienen una influencia muy escasa (o nula) en la variación de

¹⁵ Una de las cuestiones que pueden llevar a discusión en el análisis que presentamos a continuación es la posible endogeneidad de algunas variables explicativas, en concreto la productividad regional. Hemos evaluado este problema mediante un sistema de ecuaciones simultáneas (cuyos resultados no se muestran por falta de espacio) y los resultados obtenidos nos permiten afirmar que el problema de endogeneidad no existe o al menos no es importante.

¹⁶ A raíz de la propuesta de ABRAHAM y VAN ROMPUY (1995).

Cuadro 3
FLEXIBILIDAD SALARIAL EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS, 1980-1995

| <i>Variable endógena: $\hat{\omega}_{it}$</i> | <i>Ecuación 1</i> | | <i>Ecuación 2</i> | | <i>Ecuación 3</i> | |
|--|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| <i>Variabes exógenas:</i> | <i>Coefficiente</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Coefficiente</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Coefficiente</i> | <i>Estadístico t</i> |
| $\hat{\omega}_t$ | 0,989* | 15,72 | 0,980* | 15,68 | - | - |
| \hat{u}_{it-1} | -0,011 | -0,64 | -0,009 | -0,53 | - | - |
| \hat{u}_{t-1} | -0,005 | -0,23 | -0,020 | -0,80 | - | - |
| $\hat{\lambda}_{it}$ | - | - | 0,172* | 3,48 | 0,220* | 3,23 |
| $\hat{\lambda}_t$ | - | - | 0,172* | 3,48 | 0,220* | 3,23 |
| Efectos fijos | | | | | | |
| Andalucía | 0,001 | 0,14 | -0,002 | -0,49 | 0,009 | 1,14 |
| Aragón | 0,006 | 1,04 | 0,002 | 0,42 | 0,013 | 1,67 |
| Asturias | 0,001 | 0,26 | -0,001 | -0,22 | 0,009 | 0,92 |
| Baleares | -0,001 | -0,11 | -0,003 | -0,22 | 0,010 | 0,84 |
| Canarias | -0,005 | -0,92 | -0,007 | -1,25 | 0,004 | 0,43 |
| Cantabria | 0,010 | 1,68 | 0,006 | 1,08 | 0,018 | 1,87 |
| Castilla y León | 0,008 | 1,01 | 0,005 | 0,62 | 0,015 | 1,50 |
| Castilla-La Mancha | 0,001 | 0,08 | -0,002 | -0,26 | 0,011 | 1,13 |
| Cataluña | -0,001 | -0,33 | -0,004 | -0,91 | 0,006 | 0,84 |
| Comunidad Valenciana | -0,005 | -0,72 | -0,006 | -0,93 | 0,005 | 0,59 |
| Extremadura | 0,004 | 0,81 | -0,008 | -0,17 | 0,010 | 1,23 |
| Galicia | 0,013* | 2,07 | 0,009 | 1,45 | 0,017* | 2,05 |
| Madrid | -0,007* | -1,97 | -0,008 | -1,91 | 0,004 | 0,60 |
| Murcia | -0,003 | -0,42 | -0,005 | -0,65 | 0,005 | 0,52 |
| Navarra | 0,001 | 0,19 | -0,001 | -0,11 | 0,012 | 1,28 |
| País Vasco | 0,004 | 0,74 | 0,001 | 0,24 | 0,012 | 1,60 |
| Rioja (La) | 0,008 | 1,12 | 0,004 | 0,58 | 0,013 | 1,70 |
| Coef. de determinación | 0,57 | | 0,60 | | 0,08 | |
| Durbin-Watson | 2,29 | | 2,39 | | 2,08 | |
| N.º observaciones | 238 | | 238 | | 255 | |

NOTA: Los coeficientes señalados con un asterisco resultan estadísticamente significativos al nivel del 95 por 100. La tasa de crecimiento se ha aproximado como diferencia de logaritmos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de la base de datos BD-MORES y de la Encuesta de Población Activa (EPA).

los salarios regionales, ya que el coeficiente asignado a estas variables, aunque negativo en todos los casos, no difiere estadísticamente de cero.

3. Si nos referimos a la productividad se observa que los aumentos en la productividad nacional no ejercen influencia sobre la evolución de los salarios regionales, al contrario de lo que ocurre (aunque su influencia es muy reducida) con la productividad regional.
4. Por último y respecto a los efectos fijos, que muestran el diferente punto de partida de cada región con relación al resto, vemos que prácticamente ninguno difiere estadísticamente de cero y no hay diferencias notables entre ellos. Éstos no son, por lo tanto, relevantes.

A renglón seguido y de nuevo basándonos en esta metodología, hemos realizado una segunda aproximación con el objetivo de ahondar en el estudio de la situación relativa de una comunidad autónoma en comparación con el resto. Para ello y a diferencia del análisis que acabamos de realizar, no imponemos como restricción que el coeficiente asignado a cada variable explicativa sea el mismo para todas las comunidades autónomas sino que permitimos que varíe en cada una de ellas.

Pues bien, estimando las mismas ecuaciones que en el caso anterior, pero sin imponer la mencionada restricción, se obtienen los resultados que se enumeran a continuación (cuadro 4):

1. En relación con las variables nacionales no existen cambios sustanciales por lo que mantenemos lo concluido con anterioridad.
2. Respecto al desempleo regional las ecuaciones 1 y 2 muestran que dicha variable no es significativa en ninguno de los casos, lo que corrobora el hecho de que si prestamos atención solamente a su influencia en la variación de los salarios regionales podemos sostener que existe un alto grado de rigidez salarial en España.
3. El comportamiento de la productividad regional (ecuaciones 3 y 4) nos indica que hay varias regiones en las que dicha variable es estadísticamente significativa; en concreto Cantabria y la Comunidad Valenciana (ecuación 3), a las que se unen Galicia, Navarra y La Rioja en la ecuación 4. Señalar que en todas ellas la relación que existe entre el salario regional y la productividad regional es positiva, tal y como predice la teoría económica.
4. En relación con los efectos fijos no hay diferencias notables respecto a la situación anterior.

Cuadro 4
FLEXIBILIDAD SALARIAL EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS, 1980-1995
(Permitiendo distinto coeficiente por región)

| <i>Variable endógena: $\hat{\omega}_{it}$</i> | <i>Ecuación 1</i> | | <i>Ecuación 2</i> | | <i>Ecuación 3</i> | | <i>Ecuación 4</i> | |
|--|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|
| <i>Variables exógenas:</i> | <i>Coef.</i> | <i>Estad. t</i> |
| $\hat{\omega}_t$ | 0,985* | 15,22 | 0,976* | 15,25 | 0,962* | 14,89 | - | - |
| \hat{u}_{it-1} | X | X | X | X | -0,015 | -0,85 | - | - |
| u_{t-1} | -0,004 | 0,02 | -0,013 | -0,50 | -0,016 | -0,62 | - | - |
| λ_{it} | - | - | 0,191* | 3,67 | X | X | X | X |
| λ_t | - | - | -0,004 | -0,02 | 0,021 | 0,10 | 0,036 | 0,14 |
| X (Andalucía) | -0,066 | -1,25 | -0,071 | -1,33 | 0,006 | 0,02 | -0,211 | -0,46 |
| X (Aragón) | -0,019 | -0,48 | -0,020 | -0,50 | 0,069 | 0,34 | 0,016 | 0,06 |
| X (Asturias) | -0,026 | -0,49 | -0,044 | -0,83 | 0,043 | 0,24 | -0,084 | -0,30 |
| X (Balears) | -0,030 | -0,39 | -0,039 | -0,48 | -0,346 | -1,06 | -0,048 | -0,14 |
| X (Canarias) | -0,041 | -0,64 | -0,063 | -1,02 | 0,169 | 0,75 | 0,132 | 0,42 |
| X (Cantabria) | -0,022 | -0,42 | -0,029 | -0,63 | 0,526* | 3,07 | 0,619* | 1,99 |
| X (Castilla y León) | 0,094 | 1,05 | 0,074 | 0,84 | 0,334 | 1,08 | 0,161 | 0,39 |
| X (Castilla-La Mancha) | -0,028 | -0,36 | -0,004 | -0,06 | 0,400 | 1,29 | 0,313 | 0,85 |
| X (Cataluña) | -0,028 | -0,90 | -0,035 | -1,17 | 0,307 | 1,02 | 0,109 | 0,22 |
| X (Comunidad Valenciana) | 0,003 | 0,06 | -0,001 | -0,01 | 0,787* | 2,24 | 0,966* | 2,07 |
| X (Extremadura) | -0,027 | -0,78 | -0,011 | -0,33 | 0,097 | 1,18 | 0,040 | 0,26 |
| X (Galicia) | -0,076 | -1,37 | -0,067 | -1,26 | 0,521 | 1,36 | 1,019* | 2,15 |
| X (Madrid) | 0,019 | 0,07 | 0,000 | 0,00 | 0,216 | 1,07 | 0,097 | 0,27 |
| X (Murcia) | -0,030 | -0,39 | -0,047 | -0,64 | 0,237 | 1,00 | 0,407 | 1,29 |
| X (Navarra) | 0,026 | 0,50 | 0,032 | 0,63 | 0,331 | 1,72 | 0,652* | 2,28 |
| X (País Vasco) | 0,056 | 0,91 | 0,058 | 0,95 | 0,439 | 1,04 | 0,484 | 0,99 |
| X (Rioja (La)) | 0,033 | 0,97 | 0,041 | 1,28 | 0,119 | 0,84 | 0,246* | 2,14 |
| Efectos fijos | | | | | | | | |
| Andalucía | 0,004 | 0,91 | 0,002 | 0,36 | 0,001 | 0,22 | 0,016 | 1,49 |
| Aragón | 0,006 | 1,07 | 0,003 | 0,49 | 0,005 | 0,76 | 0,016 | 1,85 |
| Asturias | 0,002 | 0,39 | 0,001 | 0,14 | 0,001 | 0,25 | 0,014 | 1,33 |
| Balears | 0,000 | 0,02 | -0,000 | -0,02 | 0,003 | 0,29 | 0,013 | 1,02 |
| Canarias | -0,003 | -0,42 | -0,000 | -0,47 | -0,007 | -1,02 | 0,004 | 0,44 |
| Cantabria | 0,011 | 1,54 | 0,008 | 1,16 | -0,002 | -0,30 | 0,006 | 0,52 |
| Castilla y León | 0,000 | 0,03 | -0,001 | -0,14 | 0,002 | 0,25 | 0,015 | 1,29 |
| Castilla-La Mancha | 0,002 | 0,18 | -0,002 | -0,27 | -0,006 | -0,60 | 0,008 | 0,74 |
| Cataluña | -0,001 | -0,11 | -0,003 | -0,64 | -0,006 | -0,95 | 0,007 | 0,70 |
| Comunidad Valenciana | -0,006 | -0,78 | -0,007 | -0,89 | -0,011 | -1,75 | -0,004 | -0,45 |

Cuadro 4 (continuación)
FLEXIBILIDAD SALARIAL EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS, 1980-1995
(Permitiendo distinto coeficiente por región)

| Variable endógena: $\hat{\omega}_{it}$ | Ecuación 1 | | Ecuación 2 | | Ecuación 3 | | Ecuación 4 | |
|--|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|
| | Coef. | Estad. t |
| Extremadura | 0,005 | 0,96 | -0,001 | -0,17 | 0,002 | 0,36 | 0,014 | 1,65 |
| Galicia | 0,019* | 2,55 | 0,015* | 1,98 | 0,002 | 0,15 | -0,004 | -0,26 |
| Madrid | -0,007* | -2,08 | -0,008 | -1,95 | -0,007 | -1,82 | 0,004 | 0,60 |
| Murcia | 0,001 | -0,15 | -0,002 | -0,16 | -0,005 | -0,61 | 0,002 | 0,21 |
| Navarra | 0,000 | 0,04 | -0,002 | -0,28 | -0,002 | -0,38 | 0,004 | 0,46 |
| País Vasco | 0,000 | 0,01 | -0,002 | -0,41 | -0,002 | -0,29 | 0,006 | 0,57 |
| Rioja (La) | 0,004 | 0,55 | -0,000 | -0,07 | 0,006 | 0,79 | 0,011 | 1,34 |
| Coef. de determinación | 0,59 | | 0,62 | | 0,63 | | 0,14 | |
| Durbin-Watson | 2,32 | | 2,41 | | 2,41 | | 2,07 | |
| N.º observaciones | 238 | | 238 | | 238 | | 238 | |

NOTA: En la primera y segunda ecuaciones la variable X se refiere a $u_{i,t}$ y en la tercera y cuarta a λ_t . Los coeficientes señalados con un asterisco resultan estadísticamente significativos al nivel del 95 por 100. La tasa de crecimiento se ha aproximado como diferencia de logaritmos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de la base de datos BD-MORES y de la Encuesta de Población Activa (EPA).

III.2. *Estimación semiparamétrica*

El modelo de regresión lineal múltiple que hemos estimado considera que existe una relación lineal entre todas y cada una de las variables explicativas y la variable dependiente. Sin embargo muchas veces no existe ningún motivo aparente (ni económico ni de ninguna clase) para suponer que esa relación es efectivamente de este tipo; por el contrario en ocasiones se puede sospechar que esa relación es no lineal o, cuando menos y como ocurre en este caso, desconocer la forma funcional que relaciona la variable endógena con las variables explicativas.

En consonancia con lo que acabamos de mencionar, vamos a estimar la flexibilidad regional de los salarios en España sin imponer restricciones fuertes sobre la forma funcional que relaciona nuestra variable endógena con las variables explicativas -no imponemos que sea lineal ni paramétrica-, sino simplemente suponiendo que se trata de una función *suavizada* -es decir, continua y con un cierto grado de diferenciabilidad- cuya forma es desconocida. Estos métodos de estimación se denominan no paramétricos, y su principal ventaja respecto a los paramétricos es que son muy flexibles y robustos ante errores de especificación; como contrapartida, sin embargo, su principal rémora es que la tasa de convergencia no es la tasa óptima paramétrica ($n^{1/2}$), sino una algo más lenta ($n^{2/5}$) (véanse, por ejemplo, Hardle, 1990; y Hardle y Linton, 1994).

Pues bien, la técnica de estimación que vamos a utilizar combina los métodos no paramétricos a los que hemos aludido en el párrafo anterior con los métodos tradicionales paramétricos y se ha dado en llamar técnica de estimación semiparamétrica. Esta técnica consta de dos elementos, uno de los cuales es estimado no paramétricamente mientras el otro requiere la estimación de un conjunto de parámetros. Un modelo de estimación semiparamétrico puede ser interpretado, por tanto, como la suma de una parte paramétrica, $\beta^T X$, y otra no paramétrica, $m(T)$. La forma general de un modelo de este tipo es la siguiente:

$$Y = \beta^T X + m(T) + U$$

siendo U el término de error, con $E(U/X, T) = 0$ y $V(U/X, T) = \sigma^2$, X el vector de variables explicativas que tiene una influencia lineal en la respuesta de la variable endógena, β el vector de parámetros asociado a esas variables, y $m(\bullet)$ una función desconocida del vector T . Este modelo es especialmente recomendado cuando existen variables explicativas binarias o discretas, las cuales son capturadas en el vector $X = (X_p, \dots, X_p)^T$ y, al mismo tiempo, hay variables explicativas continuas que pueden ser incluidas en el vector $T = (T_p, \dots, X_p)^T$.

En relación con lo expuesto en las líneas precedentes es necesario señalar que, a diferencia de los trabajos iniciales que especificaban modelos de estimación semiparamétrica y en los que se utilizaban datos de sección cruzada, el proceso de estimación que se ha llevado a cabo está basado en un trabajo de Li y Stengos (1996), en el cual se combinan las técnicas de estimación semiparamétricas con el uso de datos de panel (tipo de datos que utilizamos). Un repaso del proceso de estimación se presenta en el anexo.

En concreto el estudio realizado sigue de nuevo el enfoque planteado por Abraham (1996); se estiman las mismas ecuaciones que en la parte paramétrica aunque, como se ha señalado, permitiendo que alguna de las variables explicativas esté relacionada de forma no paramétrica con la variable endógena. La especificación de las ecuaciones y los resultados obtenidos aparecen reflejados en el cuadro 5 y los gráficos 1-4, en los que se representa la variable considerada no paramétrica en cada ecuación¹⁷. Si analizamos estos resultados las conclusiones que podemos extraer son las que se enumeran a continuación:

1. Los resultados no difieren en gran medida respecto a los que se obtienen en la estimación del modelo de regresión lineal. Los valores estimados de los parámetros en los dos modelos son muy similares.
2. En relación con las variables que se han incluido en la parte no paramétrica de cada ecuación se pone de relieve, con un simple vistazo a los gráficos 1 y 2, que el desempleo regional no juega un papel destacado en la variación regional de los salarios.
3. Si nos centramos en la productividad regional en los gráficos 3 y 4 se observa que esta variable sí parece ejercer una cierta influencia en la negociación salarial en España, aunque bien es cierto que esta influencia, si existe, es muy reducida; de acuerdo con nuestros resultados incrementos en la productividad regional provocan incrementos muy moderados en el nivel de salarios.

En definitiva la estimación semiparamétrica que hemos realizado nos ha permitido contrastar los resultados obtenidos anteriormente. Tras su análisis estimamos que se puede afirmar, sin temor a equívoco, que la flexibilidad salarial que existe en nuestro país a escala regional es muy limitada. En todas las aproximaciones a este tema que se han realizado, tanto paramétricas

¹⁷ En el proceso de estimación efectuado hemos utilizado varios tipos de kernels con resultados muy similares en todos ellos. Los resultados que se muestran corresponden al kernel Gaussiano con parámetro de suavizamiento óptimo (aplicando la «regla del dedo gordo» de Silverman).

Cuadro 5
FLEXIBILIDAD SALARIAL EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS, 1980-1995
(Estimación semiparamétrica)

| <i>Variable endógena: $\hat{\omega}_{it}$</i> | <i>Ecuación 1</i> | | <i>Ecuación 2</i> | | <i>Ecuación 3</i> | | <i>Ecuación 4</i> | |
|--|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|
| <i>Variables exógenas:</i> | <i>Coef.</i> | <i>Estad. t</i> |
| $\hat{\omega}_t$ | 1,014* | 13,66 | 0,995* | 13,33 | 1,020* | 12,92 | - | - |
| \hat{u}_{it-1} | v.n.p. | | v.n.p. | | -0,017 | -0,90 | - | - |
| \hat{u}_{t-1} | -0,013 | -0,79 | -0,015 | -0,76 | -0,007 | 0,26 | - | - |
| $\hat{\lambda}_{it}$ | - | - | 0,156* | 2,89 | v.n.p. | | v.n.p. | |
| $\hat{\lambda}_t$ | - | - | -0,089 | -0,40 | 0,130 | 0,59 | 0,160 | 0,64 |
| Efectos fijos | | | | | | | | |
| Andalucía | -0,001 | -0,21 | -0,002 | -0,34 | 0,002 | 0,33 | 0,008 | 0,84 |
| Aragón | -0,001 | -0,15 | -0,001 | -0,20 | 0,016* | 2,30 | 0,019* | 2,08 |
| Asturias | -0,002 | -0,38 | -0,002 | -0,34 | 0,001 | 0,11 | 0,004 | 0,42 |
| Baleares | -0,002 | -0,33 | -0,001 | -0,12 | 0,005 | 0,70 | 0,008 | 0,83 |
| Canarias | -0,005 | -0,77 | -0,005 | -0,75 | 0,001 | 0,10 | 0,002 | 0,22 |
| Cantabria | 0,009 | 1,45 | 0,007 | 1,14 | 0,012 | 1,78 | 0,013 | 1,43 |
| Castilla y León | 0,007 | 1,07 | 0,006 | 0,93 | 0,007 | 1,09 | 0,010 | 1,08 |
| Castilla-La Mancha | 0,000 | 0,08 | -0,000 | -0,04 | 0,000 | 0,00 | 0,002 | 0,25 |
| Cataluña | -0,003 | -0,44 | -0,004 | -0,56 | -0,004 | -0,52 | -0,005 | -0,49 |
| Comunidad Valenciana | -0,007 | -1,07 | -0,006 | -0,96 | -0,008 | -1,22 | -0,013 | -1,36 |
| Extremadura | 0,003 | 0,51 | 0,002 | 0,27 | -0,003 | -0,39 | -0,009 | -1,00 |
| Galicia | 0,010 | 1,61 | 0,010 | 1,51 | 0,006 | 0,88 | -0,003 | -0,33 |
| Madrid | -0,009 | -1,44 | -0,007 | -1,14 | -0,014* | -2,00 | -0,018 | -1,95 |
| Murcia | -0,008 | -1,17 | -0,006 | -0,95 | -0,009 | -1,27 | -0,008 | -0,82 |
| Navarra | -0,003 | -0,41 | -0,001 | -0,15 | -0,005 | -0,77 | -0,004 | -0,45 |
| País Vasco | 0,006 | 0,85 | 0,006 | 0,93 | -0,004 | -0,55 | -0,001 | -0,07 |
| Rioja (La) | 0,004 | 0,63 | 0,004 | 0,61 | -0,003 | -0,39 | -0,004 | -0,44 |

NOTA: Los coeficientes señalados con un asterisco resultan estadísticamente significativos al nivel del 95 por 100. La tasa de crecimiento se ha aproximado como diferencia de logaritmos. El símbolo «v.n.p.» denota a la variable no paramétrica de cada una de las ecuaciones.

FUENTE: Elaboración propia a partir de la base de datos BD-MORES y de la Encuesta de Población Activa (EPA).

como semiparamétricas, hemos obtenido una elevada correlación entre la evolución de los salarios nacionales y los salarios de cada una de las comunidades autónomas, a lo que hay que unir la escasa relevancia de las variables regionales. En este sentido se puede sostener que nuestro país carece de uno de los instrumentos de ajuste que la teoría de las AMO señala como determinantes para que la formación de una unión monetaria redunde en un beneficio neto y por lo tanto en una ganancia de bienestar para los habitantes de un país o región.

Gráfico 1
ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA Ecu.-1

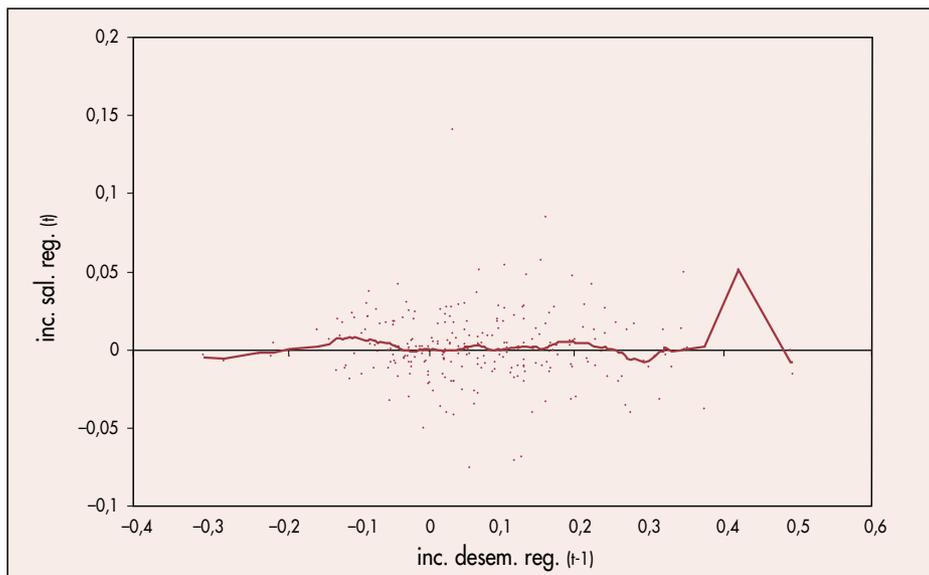


Gráfico 2
ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA Ecu.-2

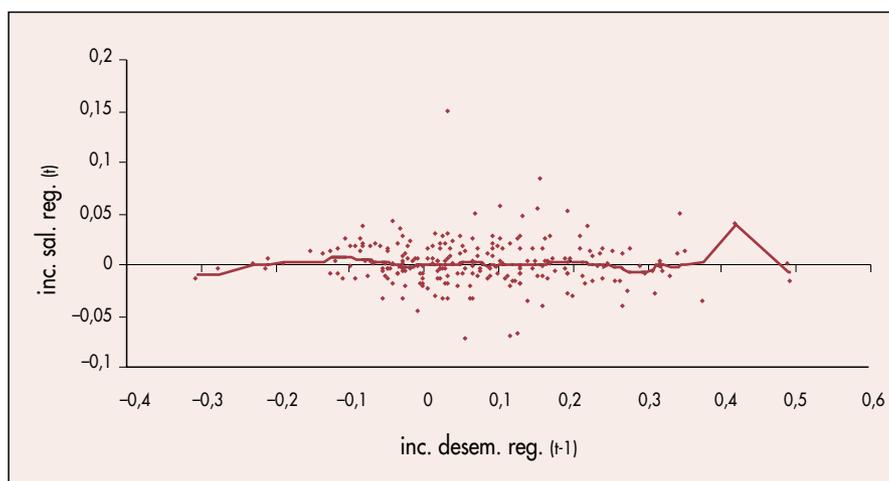


Gráfico 3
ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA Ecu.-3

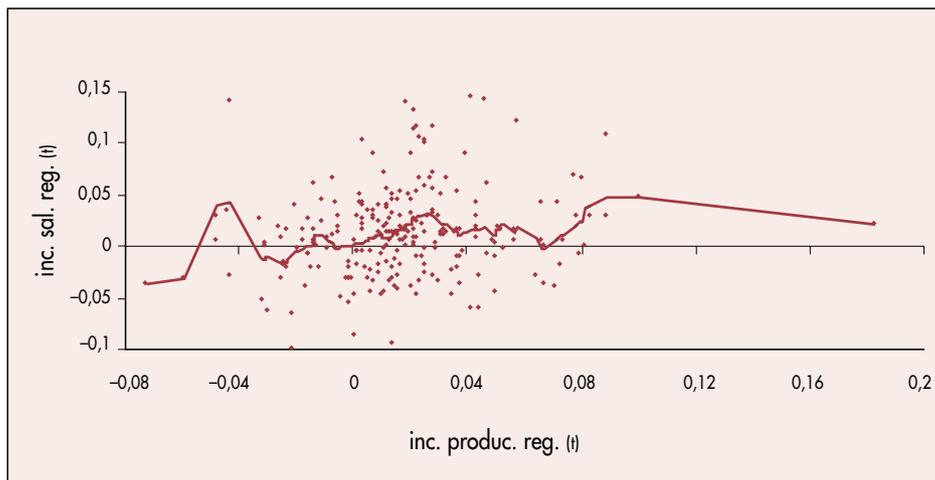
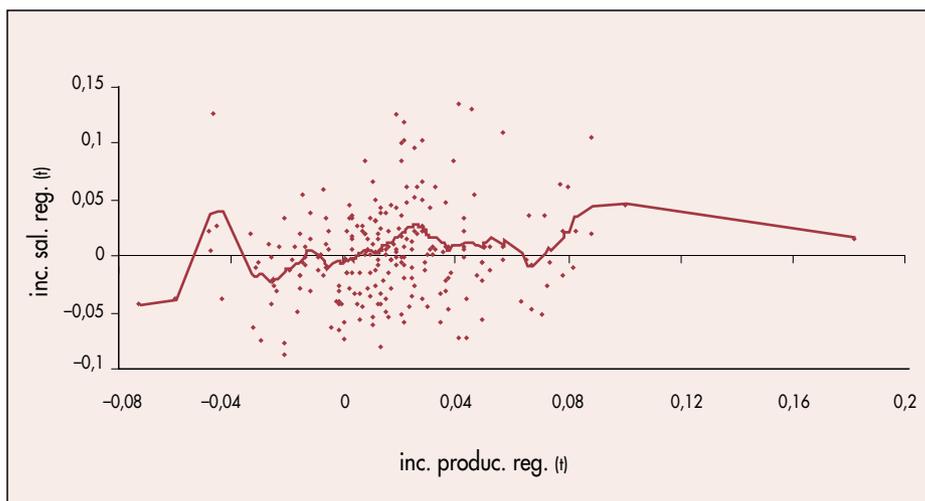


Gráfico 4
ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA Ecu.-4



IV. Impacto de la UME sobre la flexibilidad salarial¹⁸

El análisis efectuado en los apartados anteriores ha puesto de relieve el reducido grado de flexibilidad salarial que a escala regional existe en España. Sin embargo todos los instrumentos de ajuste alternativos al tipo de cambio y evidentemente la flexibilidad regional de los salarios, son de carácter endógeno, por lo que presumiblemente se verán afectados por la formación de la UME¹⁹. Si esto es así, ¿de qué manera el notable cambio institucional que supone la implantación de la UME afectará al grado de flexibilidad salarial existente en nuestro país? El objetivo de este apartado es responder de forma sucinta a esta cuestión²⁰.

Una afirmación ampliamente aceptada es que la formación de la UME aumentará la flexibilidad salarial en los países miembros. Existen una gran variedad de argumentos que apoyan esta idea, entre los que podemos destacar, en primer lugar, el propio *régimen cambiario*, puesto que la UME aumentará la credibilidad del sistema; en segundo lugar, el hecho de que su formación conllevará una *mayor disciplina salarial* en los países miembros como resultado de una mayor competencia ya que supone un mercado de productos altamente integrado, con un descenso del poder de monopolio y una demanda de productos más elástica (Mélitz, 1997; Grubel, 2000), y por último, la *mayor disciplina fiscal* que existirá en su seno. De acuerdo con lo que acabamos de señalar parece que la instauración de la UME tendrá efectos favorables sobre la flexibilidad de los salarios reales en España.

Sin embargo no conviene lanzar las campanas al vuelo y si se analiza esta cuestión más en profundidad veremos que también existe la posibilidad de que la UME contribuya a aumentar -o al menos no afecte en gran medida- la rigidez de los salarios reales a escala tanto nacional como regional (Calmfors, 1998). Entre las muchas razones que se pueden esgrimir para apoyar esta idea podemos mencionar el *tipo de negociación salarial*. A este respecto hemos de tener en cuenta el grado de segmentación que existe en el mercado de trabajo y el poder negociador de los *insiders* y *outsiders*. La UME se regirá -es de esperar al menos- por una economía con baja y estable inflación; en este contexto los *insiders* pueden tener preferencia por unos contratos salariales muy largos aun cuando esto pueda conllevar épocas de fuerte desempleo (siempre y cuando su riesgo de quedar desempleado sea mínimo), por lo que si en la negociación salarial el poder de los *outsiders* es muy reducido en comparación con aquellos el impacto de la UME puede ser incluso dañino, provocando una excesiva duración de los contratos salariales.

Asimismo, tal y como funciona el proceso de negociación, los *insiders* siempre pueden conseguir un aumento en su nivel de salarios debido a que mientras se lleva a cabo esa negociación es práctica habitual que continúen trabajando obteniendo la misma retribución. En estas circunstancias y si el proceso negociador no es de su agrado, pueden trabajar a menor intensidad y recibir el mismo salario, por lo que el empresario se ve obligado a ceder en sus pretensiones; si esto es así es evidente que la rigidez a la baja de los salarios será total. La UME, a tenor de lo expuesto en los dos últimos párrafos y si pretende tener efectos beneficiosos sobre la flexibilidad salarial, debería reducir el poder de los trabajadores en el proceso de negociación, medida que encontraría muchas trabas desde el punto de vista social (como es de sobra conocido los intereses económicos y sociales en muchas ocasiones no coinciden).

¹⁸ Un análisis más profundo de esta cuestión se muestra en MAZA (2001a).

¹⁹ Tal y como señalan FRANKEL y ROSE (1997, 1998), CALMFORS (1998) y FRANKEL (1999), los distintos criterios que, según la teoría de las AMO, determinan un área monetaria óptima son endógenos. De acuerdo con este enfoque tanto los costes como los beneficios de la UME tienen este carácter, con lo que un país que en principio (*ex ante*) no parece ser el más indicado para formar parte de la misma puede, con posterioridad (*ex post*), verse muy favorecido por el proceso de integración.

²⁰ Un repaso de distintos trabajos que abordan este tema se muestra en PETERS (1995).

Además la formación de la UME conlleva un *riesgo de centralización en la negociación salarial*, y si los incrementos salariales se negocian a nivel europeo no se fijarán de acuerdo a la evolución propia de cada región sino que presumiblemente provocarán una convergencia salarial al alza, dificultando las posibilidades de ajuste de las regiones con aumentos en su productividad más reducidos.

Finalmente otra de las razones a las que se alude como culpable de una elevada rigidez a la baja de los salarios está fundada en la teoría de los *salarios de eficiencia*. Según este punto de vista a las empresas les resulta beneficioso aumentar sus salarios –nunca reducirlos– dado su impacto positivo en la productividad. Pues bien, las consecuencias de la UME en este aspecto creemos que van a ser de nuevo ínfimas puesto que la relación entre nivel salarial y productividad se mantendrá invariable y además siempre que se plantea la relación entre salario y productividad entran en juego las normas sociales sobre la «injusticia». Estimamos que lo único que se puede sostener es que los efectos de la UME serán tanto mayores cuanto más fuertes sean los *shocks* sufridos por un país²¹, ya que sólo en el caso de que la supervivencia de la empresa se encuentre en entredicho los trabajadores estarán dispuestos a sufrir recortes en sus salarios y las normas sociales dejarán de tener un peso tan acentuado²².

²¹ Y ya señalamos en los primeros párrafos de este trabajo que existe la creencia generalizada de que la UME disminuirá la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas. Asimismo también hemos puesto de manifiesto que, para el caso español, los trabajos que han estudiado esta cuestión concluyen que esa probabilidad será, efectivamente, reducida.

²² Como señalan ABRAHAM, DE BRUYNE y VAN DER AUWERA (2000), mantener un equilibrio sostenible entre los objetivos sociales y la competitividad y funcionamiento macroeconómico es el reto clave para la política salarial en muchos países europeos.

²³ Tal y como señala PETERS (1995), si esto es así (la UME provoca cambios en el comportamiento de los agentes económicos) el funcionamiento del mercado de trabajo podría mejorar o empeorar, siendo cualquier pronóstico muy especulativo en este campo.

En suma y aunque el análisis efectuado es aún preliminar y tentativo, podemos concluir que los efectos de la UME sobre el grado de flexibilidad salarial no son tan evidentes como puede parecer en principio. Es más, estimamos que no se puede afirmar que la UME tenga efectos muy provechosos sino que parece más probable que efectivamente aumente el grado de flexibilidad salarial, pero de forma bastante reducida y cuantitativamente no muy importante. Aunque existen argumentos que nos dicen que la flexibilidad de los salarios monetarios va a aumentar en la UME, también podemos argüir, por ejemplo y como contrapartida, que la menor tasa de inflación que predominará tendrá efectos nocivos sobre la flexibilidad salarial porque por un lado –y como ya señalamos– puede incrementar la duración de los contratos salariales, y por otro deja poco margen de maniobra para los salarios monetarios pues la rigidez salarial a la baja es importante y muy difícil de combatir.

En definitiva sólo se puede afirmar de forma concluyente que el efecto final que la UME tenga sobre la flexibilidad salarial vendrá determinado por el cambio en el comportamiento de los agentes económicos, los gobiernos por un lado y los participantes en la negociación salarial por otro²³. En este sentido y para el caso español, la reforma del mercado de trabajo abordada de unos años a esta parte, como consecuencia de las virulentas transformaciones económicas producidas en los últimos tiempos y que no son sino el resultado de procesos como la progresiva internacionalización de la actividad económica, se inscribe en una línea de actuaciones tendentes a incrementar el grado de flexibilidad del mercado de trabajo.

V. Conclusiones

El análisis efectuado en este trabajo tiene por objeto estudiar el grado de flexibilidad regional de los salarios en España y, sobre la base de este análisis, evaluar si, ante posibles

perturbaciones de carácter asimétrico que azoten nuestro país, se puede confiar en este instrumento de ajuste para compensar sus efectos nocivos sobre la producción y/o el empleo. Examinada esta cuestión desde diferentes enfoques las conclusiones que se pueden entre-sacar son las que enumeramos a continuación:

1. Desde un punto de vista descriptivo los salarios regionales muestran una menor variabilidad que los niveles de productividad, primer indicador de la elevada rigidez salarial que existe en nuestro país y de que no se puede confiar en la flexibilidad de los salarios a escala regional para enfrentar posibles perturbaciones asimétricas.
2. Además el análisis econométrico efectuado, que estimamos robusto ya que utiliza diferentes técnicas de estimación (paramétricas y semiparamétricas) y obtiene resultados muy similares, muestra que la evolución de los salarios en el ámbito regional se encuentra fuertemente indexada al devenir de los salarios medios nacionales; esto constituye una prueba evidente de la falta de flexibilidad salarial a escala regional en España.
3. Por otro lado aunque los salarios regionales muestran una respuesta estadísticamente significativa a la productividad regional ésta es pequeña en términos cuantitativos, de modo que no parece que una disminución en la productividad conlleve la moderación salarial necesaria para combatir el aumento del desempleo regional. Asimismo se aprecia que las modificaciones en las tasas de desempleo, tanto regional como nacional, no influyen en dichos salarios, lo que no hace sino confirmar la rigidez de los salarios a escala regional que existe nuestro país.
4. Por último y más aún ante la palpable dificultad de acudir a la flexibilidad salarial como mecanismo de ajuste en un momento dado, hemos analizado, aunque de forma sucinta, los posibles efectos que la UME tendrá sobre el grado de flexibilidad salarial en España²⁴. Respecto a esta cuestión concluimos que, aunque pueden ser efectivamente positivos, se necesitará un cambio de las instituciones y prácticas laborales que es difícil acometer. Reformas en el mercado de trabajo, del estilo de la acontecida recientemente o incluso de mayor fuerza, serán necesarias para que la flexibilidad salarial alcance la dimensión necesaria y pueda atenuar las posibles, aunque parece no probables, perturbaciones de carácter asimétrico que acontezcan en nuestro país en próximos años.

Referencias bibliográficas

- ABRAHAM, F. (1996), «Regional adjustment and wage flexibility in the European Union», *Regional Science and Urban Economics*, vol. 74, pp. 51-75.
- ABRAHAM, F., DE BRUYNE, K. y VAN DER AUWERA, I. (2000), «Will wage policy succeed in Euro-land? The case of Belgium», *Cahiers Economiques de Bruxelles*, n.º 168, pp. 443-480.
- ABRAHAM, F. y VAN ROMPUY, P. (1995), «Regional convergence in the European Monetary Union», *Papers in Regional Science*, vol. 74, pp. 125-142.

²⁴ Un análisis detallado de esta cuestión excede los propósitos del presente trabajo. Una posible extensión del mismo consistiría en llevar a cabo dicho análisis.

- ALBEROLA, E. (1998), «España en la Unión Monetaria. Una aproximación a sus costes y beneficios», *Estudios Económicos*, n.º 62, Banco de España.
- BAJO, O., RABADÁN, I. y SALAS, R. (1999), «Regional wage flexibility in Spain, 1989-1992», *Papeles de Trabajo*, Instituto de Estudios Fiscales.
- BEAN, C.R. (1992), «Economic and Monetary Union in Europe», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, n.º 4, pp. 31-52.
- CALMFORS, L. (1998), «Macroeconomic policy, wage setting and employment. What difference does the EMU make?», IIES, *Seminar Paper*, n.º 657.
- CHAMPERNOWNE, D.G. y COWELL, E.A. (1998), *Economic inequality and income distribution*, Cambridge, Cambridge University Press.
- DE GRAUWE, P. (1994), *The economics of Monetary Integration*, Oxford, Oxford University Press.
- EICHENGREEN, B. (1993), «European monetary unification», *Journal of Economic Literature*, vol. XXXI, pp. 1.321-1.357.
- EMERSON, M., GROS, D., ITALIANER, A., PISANI-FERRY, J. y REICHENBACH, H. (1992), *One market, one money*, Oxford, Oxford University Press.
- FRANKEL, J. (1999), «No single currency regime is right for all countries or at all times», *Working paper*, n.º 7338, National Bureau of Economic Research (NBER).
- FRANKEL, J. y ROSE, A. (1997), «Is EMU more justifiable ex post than ex ante?», *European Economic Review*, vol. 41, n.º 3-5, pp. 753-760.
- FRANKEL, J. y ROSE, A. (1998), «The endogeneity of the optimum currency area criteria», *The Economic Journal*, vol. 108, n.º 449, pp. 1.009-1.025.
- GROS, D. y THYGESEN, N. (1998), *European Monetary Integration*, Londres, Longman.
- GRUBEL, H. (2000), «The merit of a Canada-US monetary union», *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 11, pp. 19-40.
- HARDLE, W. (1990), *Applied nonparametric regression*, Cambridge, Cambridge University Press.
- HARDLE, W. y LINTON, O. (1994), «Applied nonparametric methods», en R.F. ENGLE and D.L. McFADDEN (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. IV, Elsevier.
- KENEN, P. (1969), «The theory of optimum currency areas: An eclectic view», en R. MUNDELL y A. SWOBODA (eds.), *Monetary problems of the international economy*, Chicago, Chicago University Press.
- LI, Q. y STENGOS, T. (1996), «Semiparametric estimation of partially linear panel data models», *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp. 389-397.
- MAZA, A. (2001a), «Las disparidades regionales en España: Efectos de la integración en la Unión Monetaria Europea», tesis doctoral, Universidad de Cantabria.
- MAZA, A. (2001b), «España en la Unión Monetaria Europea: la flexibilidad regional de los salarios», VIIIth National Meeting of APDR.
- McKINNON, R. (1963), «Optimum currency areas», *American Economic Review*, vol. 53, pp. 717-725.
- MÉLITZ, J. (1997), «The evidence about the cost and benefits of EMU», *Swedish Economic Policy Review*, vol. 4, pp. 359-410.
- MUNDELL, R.A. (1961), «A theory of optimum currency areas», *American Economic Review*, vol. 51, pp. 657-665.
- 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*, vol. 43, n.º 4, pp. 759-789.
- PETERS, T. (1995), «European Monetary Union and labor markets: what to expect?», *International Labour Review*, vol. 134, n.º 3.

- SÁNCHEZ-ROBLES, B. y CUÑADO, J. (1999), «Perturbaciones asimétricas y Unión Monetaria Europea: las regiones españolas», *Papeles de Economía Española*, n.º 80, pp. 152-170.
- VILLAVERDE, J. (1999a), *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*, Madrid, Pirámide, Economía XXI.
- VILLAVERDE, J. (1999b), «Dispersión y flexibilidad regional de los salarios en España», *Papeles de Economía Española*, n.º 80, pp. 171-184.
- WIHLBORG, C. y WILLETT, T.D. (1992), «Optimum currency areas revisited», en C. WIHLBORG, N. FRATIANNI y T. D. WILLETT (eds.), *Financial regulation and monetary arrangements after 1992*, Amsterdam, Elsevier.

Anexo: Proceso de estimación semiparamétrica²⁵

El objetivo es explicar en detalle el método de estimación que se ha utilizado en el apartado III.2. Como ya hemos indicado las técnicas de estimación semiparamétricas incorporan elementos de los modelos paramétricos y no paramétricos tratando de entresacar las ventajas de cada uno de ellos. La estimación no paramétrica surgió a raíz de la creencia de que los métodos de estimación paramétricos suelen estar mal especificados; según sus defensores el enfoque paramétrico es muy restrictivo pues sólo permite variabilidad en el vector de parámetros, lo que puede traer consigo la obtención de resultados incorrectos. Por tanto los modelos no paramétricos tienen como objetivo (y esa es su principal ventaja) obtener formas mucho más flexibles y robustas. Sin embargo y como contrapartida, la principal ventaja del enfoque paramétrico (aparte de poseer una tasa de convergencia más rápida) es que permite una interpretación mucho más sencilla y directa de los resultados. Pues bien, en los modelos semiparamétricos confluyen las virtudes de ambas técnicas: por un lado aportan una mayor flexibilidad que los paramétricos y al mismo tiempo la interpretación de sus resultados es sencilla y directa.

En nuestro proceso de estimación se parte de un modelo original que es el siguiente:

$$Y = \beta^T X + m(T) + U$$

A continuación se toma la esperanza condicionada a $T = t$ y tenemos:

$$E(Y/T = t) = \beta^T E(X/T = t) + m(T)$$

Restando esta expresión del modelo original se obtiene:

$$Y - E(Y/T = t) = \beta^T E(X - E(X/T = t)) + U$$

o lo que es lo mismo:

$$\tilde{Y} = \beta^T \tilde{X} + U$$

Por último y respecto al componente no paramétrico, éste se puede expresar de la siguiente forma:

$$m(T) = E(Y - \beta^T X/T = t)$$

²⁵ Una forma alternativa de exponer el proceso de estimación se muestra en LI y STENGOS (1996).

De acuerdo con las anteriores expresiones en la práctica las etapas que se han seguido en el proceso de estimación son las siguientes:

1. Estimar $E(Y/T = t)$ y $E(X/T = t)$ -para las ρ variables explicativas incluidas en la parte paramétrica- con un método de estimación no paramétrico.

$$E(Y/T = t) = b(T)$$

$$E(X/T = t) = g(T)$$

2. Con las estimaciones no paramétricas se generan las variables:

$$\tilde{X} = X - \hat{E}(X/T = t)$$

$$\tilde{Y} = Y - \hat{E}(Y/T = t)$$

3. Con estas nuevas variables tenemos la función de regresión $Y = \beta' X + U$. Ahora es posible estimar el vector de parámetros por mínimos cuadrados ordinarios:

$$\hat{\beta} = (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' \tilde{Y}$$

4. Una vez estimado el parámetro β se puede generar la variable:

$$\hat{Y} = (Y - \hat{\beta}' X)$$

5. Por último se considera la ecuación $Y = m(T)$ y se estima $m(T)$ por una regresión no paramétrica de \hat{Y} en T ; el estimador no paramétrico de la función $m(T)$ es:

$$\hat{m}(T) = \frac{\frac{1}{nb} \sum_{i=1}^T K\left(\frac{T-T_i}{b}\right) \hat{Y}_i}{\hat{P}(T)}$$

donde

$$\hat{P}(T) = \frac{1}{nb} \sum_{i=1}^T K\left(\frac{T-T_i}{b}\right)$$

Adolfo Maza, profesor del Departamento de Economía, Universidad de Cantabria. Acabo de concluir mi tesis titulada «Las disparidades regionales en España: Efectos de la UME». He trabajado en varios proyectos de investigación relacionados con esta cuestión, y he presentado varias ponencias al respecto; en concreto, la última ponencia, presentada en el VIIIth National Meeting of APDR, tiene el siguiente título: «España en la UME, la flexibilidad regional de los salarios». Publicación más reciente: «El sector exterior en la economía de Cantabria», *Situación*, Serie de Estudios Regionales, 2000.