

# I

## LA DISPERSIÓN EN LAS TASAS DE PARO REGIONALES ESPAÑOLAS Y SU RELACIÓN CON EL CICLO (\*)

Roberto BANDE RAMUDO

Universidad de Santiago de Compostela

Melchor FERNÁNDEZ FERNÁNDEZ

Universidad de Santiago de Compostela e IDEGA

Víctor M. MONTUENGA GÓMEZ

Universidad de La Rioja

---

### SUMARIO

	Página
I. INTRODUCCIÓN .....	36
II. LOS HECHOS: EXISTENCIA Y PERSISTENCIA DE LAS DISPARIDADES REGIONALES EN LA TASA DE PARO Y SU RELACIÓN CON EL CICLO .....	39
1. Existencia y persistencia de las disparidades regionales en el desempleo .....	39
2. Disparidades regionales y ciclo económico .....	41
III. ¿ES EL PROBLEMA DEL PARO EN ESPAÑA UNA CUESTIÓN REGIONAL? .....	44
IV. UNA EXPLICACIÓN: EL MECANISMO DE DETERMINACIÓN SALARIAL .....	47
V. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y RESULTADOS EMPÍRICOS .....	50
VI. CONCLUSIONES .....	55
VII. BIBLIOGRAFÍA .....	55

---

(\*) Los autores agradecen la ayuda financiera de la Xunta de Galicia proyecto PGIDT 03PXIA-20102PR y al Ministerio de Ciencia y Tecnología, proyecto SEC2003-06697. Víctor Montuenga también agradece el apoyo del Gobierno de La Rioja, proyecto ANGI2005/11.

La existencia y persistencia de las disparidades regionales es un hecho común a muchas economías europeas pero que en España presenta una característica singular: su acusada relación con el ciclo económico. El análisis realizado en este trabajo investiga la posible relación de este hecho diferenciador de la economía española con el sistema de negociación salarial existente, y cómo éste puede haber influido en el resultado agregado del mercado de trabajo español en los últimos años. La constatación empírica de un importante efecto imitación en las negociaciones salariales puede explicar tanto la persistencia como la acusada relación de las disparidades con el ciclo económico. Este resultado tiene una traducción directa en las políticas de empleo que deben incidir en el carácter regional del problema del desempleo.

## I. INTRODUCCIÓN

A pesar del fuerte crecimiento del empleo que se ha observado en España durante los últimos años, la tasa de paro española sigue estando entre las más elevadas de los países pertenecientes a la Unión Europea. A la persistencia de unas elevadas tasas agregadas de paro en los últimos veinte años, se suma una distribución espacial del desempleo con importantes y persistentes disparidades regionales, que aunque comunes a muchos países europeos (ver Comisión Europea, 2000, BADDELEY *et alii*, 1998 y OVERMAN y PUGA, 2002) presentan en España un hecho diferenciador: su acusada relación con el ciclo económico.

De acuerdo con MARSTON (1985), dos son las posibles interpretaciones a la existencia de disparidades regionales en las tasas de paro y de su manifiesta persistencia. Una primera se corresponde con un mecanismo de equilibrio mientras que la segunda se asocia a un fenómeno de desequilibrio. De acuerdo con la primera de las interpretaciones, cada región tiende a su propio valor de equilibrio, que vendrá determinado por la influencia en cada una de ellas de tres tipos de factores: factores desde el lado de la demanda, por razones del lado de oferta y por condicionantes de tipo institucional. Dado que todas estas fuentes de disparidades regionales en las tasas de paro varían lentamente en el tiempo, de igual modo las propias disparidades tenderán a mantenerse en el tiempo, perpetuándose, por lo que comúnmente se considera que constituye una situación de equilibrio (ver ADAMS, 1985). Obviamente, esta concepción de equilibrio es diferente a la del conocido equilibrio competitivo, en donde todas las regiones tienden a una tasa de paro común.

Un segundo enfoque que justifica la existencia de disparidades regionales en las tasas de paro se basa en la existencia de un fenómeno de desequilibrio. De acuerdo con él, todas las regiones tenderían a una situación de equilibrio competitivo, pero los mecanismos de ajuste en los mercados regionales de trabajo son tan lentos o débiles que las perturbaciones desequilibradoras tienen efectos persistentes, ocasionando que las tasas de paro regionales estén permanentemente fuera de su estado de equilibrio. Es decir, partiendo de una situación inicial de equilibrio, la ocurrencia de una perturbación genera diferencias regionales en las tasas de paro. Tras esta perturbación las tasas de paro tienden a volver lentamente a su valor inicial de equilibrio, pero tardan tanto que, antes de lograrlo, son afectadas por nuevas perturbaciones

que impiden el ajuste total. Se crea así la existencia de una dispersión persistente, caracterizada por unas tasas de paro que, no solamente no convergen entre sí, sino que pueden incluso divergir, originando cierto tipo de polarización (OVERMAN y PUGA, 2002).

Hay que hacer notar que estas dos explicaciones más que excluyentes, son complementarias. Además, pueden existir multitud de situaciones intermedias a las mencionadas, si se tiene en cuenta la evolución de cada región en particular (para un análisis más detallado de la casuística posible, ver BADDELEY *et alii*, 1998).

La comparación de la evolución de las disparidades regionales en Europa y EE.UU. a lo largo de los últimos 20 años permite avanzar un poco más en la explicación de la existencia y persistencia de estas disparidades en Europa. En lo que se refiere a esta realidad económica, el caso estadounidense es, como en tantos otros aspectos del mercado de trabajo, totalmente contrario al europeo. Así, en los EE.UU., las diferencias regionales en las tasas de paro también existen, pero en modo alguno tienden a permanecer, más bien se observa que regiones que en un momento determinado del tiempo muestran una tasa de paro superior a la media nacional, en pocos años pasan a estar por debajo de dicha media, lo que refleja una situación de desequilibrio pero con un rápido ajuste hacia el equilibrio competitivo (ver BLANCHARD y KATZ, 1992). ¿Dónde reside la diferencia entre ambos mercados de trabajo? Para muchos autores son las migraciones y la falta de flexibilidad salarial los principales argumentos para explicar la experiencia europea. En un mercado de trabajo más cercano al plenamente competitivo como es el estadounidense, la existencia de disparidades regionales en tasas de paro lleva a que, o bien trabajadores en zonas con altas tasas de paro se desplacen hacia áreas con menos paro, o bien que esos trabajadores acepten reducciones en sus salarios para favorecer la creación de empleo, o bien que las empresas tiendan a ubicarse en las regiones de alto paro para conseguir más mano de obra barata<sup>(1)</sup>.

La evidencia existente para España a lo largo de los últimos 20 años confirma esta versión europea. Así, la emigración al exterior, o del campo a la ciudad, de los años 50 y 60 se detuvo en los 70 y 80, e incluso se ha revertido en los últimos años. Desde entonces, los flujos netos interregionales se han reducido considerablemente, aumentando ligeramente los intrarregionales<sup>(2)</sup>. La situación actual en España se ve caracterizada por bajas tasas de migración interna y diferencias persistentes en las tasas de paro regionales. En cuanto a la localización de empresas, éstas han tendido a ubicarse principalmente en los grandes polos de desarrollo (Madrid, Eje del Ebro y Arco Mediterráneo), es decir, en las zonas de menor paro, lo que descarta la po-

---

(1) Para BLANCHARD y KATZ (1992), las migraciones interterritoriales son la mayor fuente de convergencia en las tasas de paro regionales estadounidenses. Asimismo, muchos estudios señalan la mayor flexibilidad salarial en los EE.UU. como mecanismo restaurador del equilibrio inicial, aunque esta explicación es rechazada por autores como FREEMAN (1995).

(2) Para un análisis detallado del fenómeno migratorio en España, ver RÓDENAS (1994), BENTOLILA (1997), ANTOLÍN y BOVER (1997) y DE LA FUENTE (1999).

sibilidad de que las empresas se muevan tratando de encontrar mano de obra más abundante y más barata. En este sentido, las predicciones de la Nueva Geografía Económica (KRUGMAN, 1998), parecen tener una mayor aceptación en la explicación de este fenómeno. Finalmente, y por lo que respecta a la flexibilidad salarial, ésta, al igual que otros países de la Unión Europea, es bastante reducida. Es decir, la respuesta de los salarios ante cambios en la tasa de paro regional es muy tenue, de modo que elevadas tasas de paro no llevan aparejadas sustanciosas reducciones en los salarios pagados en esa región. Esta situación se interpreta en el sentido de que las diferencias salariales entre regiones tardan cierto tiempo en desaparecer. JIMENO y BENTOLILA (1998) y GARCÍA y MONTUENGA (2003) muestran evidencia de la escasa respuesta de los salarios a las tasas de paro regionales.

En este trabajo profundizamos en esta última explicación, poniendo en relación la falta de flexibilidad salarial con las instituciones del mercado de trabajo. En los últimos años la literatura ha vinculado la diferente intensidad del problema del paro con las características de las instituciones del mercado de trabajo específicas de cada país, si bien su utilización para explicar las diferencias regionales ha sido mucho menor. Sin duda, el que las principales características de las instituciones del mercado de trabajo (salarios mínimos, coste de despido, prestaciones por desempleo, jornada laboral y negociación colectiva) sean comunes entre las distintas regiones de un país, parece limitar su potencial explicativo de las diferencias regionales. Sin embargo, algunas características sí pueden tener importantes efectos a nivel regional. Centrándonos en la influencia del proceso de negociación salarial, las diferencias regionales en la tasa de paro pueden mantenerse porque el sistema de negociación salarial falla al no responder adecuadamente a las condiciones existentes en el mercado regional, local o de la empresa. Si la productividad del trabajo es diferente entre regiones, no se crearán empleos adicionales en las regiones con productividad baja, dado que los costes laborales podrían ser demasiado elevados para los salarios mínimos sectoriales fijados a nivel nacional. Pero, incluso en el caso de que la negociación sectorial sea geográficamente descentralizada, como es el caso español, podría darse la misma situación si en la negociación se introducen elementos de pago relativo o efecto seguidor de la región líder en los procesos de negociación (ver SAINT-PAUL, 1997, BRUNELLO *et alii.*, 2001, BANDE *et alii.*, 2007).

El objetivo de este trabajo es ofrecer una explicación a partir del mecanismo de determinación salarial dominante en España de la existencia y persistencia de las disparidades regionales en la tasa de paro. El análisis del sistema de negociación salarial vigente en las últimas décadas también permitirá avanzar una hipótesis explicativa de otro hecho diferenciador del mercado de trabajo español: la acusada relación inversa entre las disparidades regionales y el ciclo económico. Aunque esta relación inversa es común a muchos países de la Unión Europea, en España alcanza una intensidad muy superior a la media, pudiendo influir muy negativamente sobre el resultado agregado del mercado de trabajo español. La verificación empírica de un importante efecto imitación en las negociaciones salariales, sobre todo de los sectores menos dinámicos de las regiones menos productivas, puede explicar tanto la persistencia como la relación inversa de las disparidades con el ciclo económico. Este resultado tiene una traducción directa en las políticas de empleo, que deberían

incidir en el carácter regional del problema del desempleo y aconsejan la necesidad de introducir sustanciales reformas de la negociación colectiva favoreciendo una mayor descentralización (DAVIES y HALLET, 2001 y BENTOLILA y JIMENO, 2002).

El trabajo se estructura de la siguiente manera. La Sección 2 describe, para la economía española, la existencia y persistencia de las disparidades regionales en la tasa de paro, confirmando su acusada relación inversa con el ciclo económico durante las últimas décadas. En la Sección 3 se presenta una primera aproximación para demostrar la existencia de una relación a largo plazo entre la evolución de las disparidades regionales y el ciclo económico. La Sección 4 muestra un sencillo modelo del que se deriva la especificación empírica. Los resultados de la estimación del mecanismo de determinación salarial y su interpretación aparecen en la Sección 5, donde se ofrece una hipótesis explicativa de este resultado a partir del mecanismo de determinación salarial existente en la economía española. Finalmente, la Sección 6 concluye.

## **II. LOS HECHOS: EXISTENCIA Y PERSISTENCIA DE LAS DISPARIDADES REGIONALES EN LA TASA DE PARO Y SU RELACIÓN CON EL CICLO**

El propósito de esta Sección es analizar el comportamiento espacial del desempleo en España a partir de la década de los ochenta. En primer lugar, realizamos un análisis de estática comparativa consistente en confrontar la situación en la que se encontraban las distintas regiones españolas en diferentes momentos del período analizado. Aunque se omiten todos los aspectos dinámicos de la evolución, la comparación realizada proporciona una imagen muy gráfica de la existencia y persistencia de las disparidades regionales en la tasa de paro. En segundo lugar, analizamos si existen comportamientos regionales diferenciados en respuesta a cambios en el ciclo económico.

### **1. EXISTENCIA Y PERSISTENCIA DE LAS DISPARIDADES REGIONALES EN EL DESEMPLEO**

En la tabla 1 se muestra el ranking nacional de las tasas de paro regionales en diversos momentos del tiempo desde 1981 hasta 2001<sup>(3)</sup>. A lo largo de los últimos 20 años las regiones de Andalucía y Extremadura han ocupado tradicionalmente los últimos lugares en cuanto a comportamiento del mercado de trabajo, ofreciendo tasas de paro muy superiores a la media. Hasta mediados de la década de los noventa, comunidades como la valenciana y el País Vasco las han seguido muy de cerca, pero

---

(3) La profunda reforma de la Encuesta de Población Activa (EPA) llevada a cabo en 2002 a través de la revisión de las cifras de población, modificando los factores de elevación y adaptando la definición de desempleo a la propuesta por Eurostat, supone una clara ruptura de la muestra. La falta de datos homogéneos previene al investigador de la validez de las comparaciones realizadas a partir de este año hasta que no se reestimen los principales resultados de la EPA con la nueva definición y ponderaciones.

en los últimos años han mejorado su posición relativa, siendo sustituidos por otras como Galicia y Asturias que han mostrado una desastrosa evolución de sus agregados macroeconómicos. En el otro extremo, Baleares, La Rioja, Aragón y Navarra se han mantenido siempre entre las regiones con una menor tasa de paro. Pese a la evidente persistencia de las disparidades que puede observarse en la tabla 1, es patente la existencia de cierto grado de movilidad<sup>(4)</sup>.

Por otra parte, las diferencias entre valores extremos no se han reducido a lo largo del período objeto de análisis. Así, en 1981, la diferencia entre Andalucía, que era la región con una mayor tasa de paro y Galicia, que era la que la tenía más baja, se situaba en 13,6 puntos. En 1986, la diferencia entre ambas regiones, que seguían ocupando los extremos de la escala, se había incrementado ligeramente hasta los 16,6 puntos. En 1991, Andalucía seguía siendo la región con mayor tasa de paro y la diferencia con respecto a la región que tenía una tasa más baja, que en aquellas fechas era La Rioja, se había reducido ligeramente, situándose en los 16,1 puntos. En 1996, la diferencia se incrementa hasta los 20,9 puntos. Finalmente, en 2001, el primer lugar continuaba siendo ocupado por Andalucía con una tasa del 21,8 por ciento, mientras que la tasa más baja era exhibida por Navarra con un 6,2 por ciento, lo que significa una diferencia de 15,6 puntos. En definitiva, en España se constata la presencia de elevadas tasas regionales de paro y su persistencia a lo largo del tiempo, mostrando a su vez que las diferencias regionales en esta materia no parecen haberse reducido, al menos entre los valores extremos.

<b>TABLA 1</b>					
<b>RANKING REGIONAL DESEMPLEO</b>					
	1981	1986	1991	1996	2001
Comunidad Foral de Navarra .....	9	8	4	1	1
Islas Baleares .....	3	2	3	2	2
La Rioja .....	2	4	1	3	3
Aragón .....	7	5	2	4	4
Cataluña .....	13	13	6	6	5
Comunidad de Madrid .....	12	10	5	9	6
País Vasco .....	14	14	14	10	7
Comunidad Valenciana .....	10	11	11	12	8
Castilla y León .....	5	7	9	8	9
Castilla-La Mancha .....	11	3	8	7	10
Murcia .....	8	12	13	14	11
Canarias .....	15	15	16	13	12
Cantabria .....	4	6	12	15	13

(4) Si calculamos los coeficientes de correlación entre las tasas de paro regionales en un período respecto a las tasas 5 períodos antes, el resultado para España es cercano al 0,90 que, aunque muy elevado, es superado por otros países europeos como Italia (0,98) o Alemania (0,97) donde las disparidades regionales son también un problema muy grave por su importancia y persistencia.

	1981	1986	1991	1996	2001
Principado de Asturias .....	6	9	10	11	14
Galicia .....	1	1	7	5	15
Extremadura .....	16	16	15	16	16
Andalucía .....	17	17	17	17	17
Tasa Agregada .....	14,3	20,9	16,3	22,2	12,9
Diferencia entre extremos .....	13,6	16,6	16,1	20,9	15,6
Fuente: EPA y elaboración propia. Las regiones están ordenadas de menor a mayor tasa de paro en función de su tasa media anual.					

## 2. DISPARIDADES REGIONALES Y CICLO ECONÓMICO

El análisis de la evolución a largo plazo de las tasas de paro regionales ha sido un tema recurrente en la investigación económica regional durante los últimos años (EVANS y McCORMICK, 1994, MARTÍN, 1997, TAYLOR y BRADLEY, 1997, y para España, VILLAVERDE y MAZA, 2002, LÓPEZ-BAZO *et alii.*, 2002, ALÁEZ *et alii.*, 2003). Sin embargo, la evaluación de la relación entre estas tasas de paro y las fluctuaciones de la economía agregada es una cuestión menos tratada, seguramente debido a que las perturbaciones agregadas afectan de forma diferente a las distintas regiones desde el momento en que sus estructuras productivas son diferentes. Diversos trabajos empíricos (MACKAY 1994; HESS y SHIN, 1997) indican la existencia de una tendencia a que las disparidades regionales (utilizando medidas de dispersión absolutas como la desviación estándar) se reduzcan durante las fases expansivas del ciclo y se amplíen durante las recesiones. Más recientemente, MARTÍN (1997), PEKHONEN y TERVO (1998) y BADDELEY *et alii.*, (1998), entre otros, ofrecen resultados similares para diversos países europeos, aunque no consideran el caso español. Además, estos estudios muestran que, cuando lo que se analiza es las diferencias en términos relativos, la relación observada es justo la inversa.

Los argumentos para este resultado general son varios. En primer lugar, las regiones retrasadas tendrán una mayor participación de los sectores menos dinámicos, por lo que se verán más, y durante más tiempo, afectadas por perturbaciones agregadas (negativas). Asimismo, la capacidad de ajuste de las regiones más desafortunadas será menor, pues las empresas tecnológicamente más capacitadas para adecuarse a las perturbaciones de demanda se habrán establecido en las regiones más «avanzadas» (externalidades de aglomeración y localización). Por último, durante estas fases recesivas, la migración puede resentirse (DEWHURST, 1998) lo que reduce su capacidad para igualar los mercados de trabajo, aunque este factor es de menor relevancia en España.

No obstante, siendo tal resultado bastante común en toda Europa, ¿se cumple también para España? Atendiendo al coeficiente de correlación entre la desviación estándar de las tasas de paro regionales y la tasa de paro agregada (ver tabla 2), podemos observar un comportamiento diferenciado de la economía española, ya que

la relación positiva entre ciclo económico (medido por la tasa de paro agregada) y la dispersión de las diferencias regionales parece no cumplirse en el caso español.

<b>TABLA 2</b> <b>COEFICIENTE DE CORRELACIÓN ENTRE LA TASA DE PARO AGREGADA Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LAS TASAS DE PARO REGIONAL PARA EL PERÍODO 1986-2001</b>		
País	Número regiones	Coef. corr.
Bélgica .....	11	0,32
Alemania .....	41	0,76
Grecia <sup>a</sup> .....	13	0,82
España .....	17	0,03
Francia <sup>b</sup> .....	22	0,40
Italia .....	20	0,55
Holanda <sup>a</sup> .....	12	0,71
Portugal .....	7	0,40
Reino Unido .....	37	0,68

Notas: Elaboración propia a partir de los datos de la base Regio de Eurostat.  
a) Datos de 1988-2001.  
b) No se consideran las regiones de ultramar.

Mientras en los demás países europeos se confirma la tendencia a que las disparidades regionales se reduzcan durante las fases expansivas del ciclo y se amplíen durante las recesiones, si bien con comportamientos individuales diferenciados (el coeficiente de correlación varía entre 0,82 para Grecia y 0,32 para Bélgica), esto no sucede así en el caso español.

Como complemento a la información suministrada por la desviación estándar podemos utilizar un índice de dispersión relativo que permita determinar de otra forma si las tasas de paro regionales se orientan hacia una mayor o menor convergencia a lo largo del período objeto de estudio. El coeficiente de dispersión relativo (CDR) utilizado ha sido el siguiente <sup>(5)</sup>:

$$CDR = \left[ \sum \left( \frac{L_j}{L_N} \right) |u_j - u_N| \right] \left[ \frac{1}{u_N} \right]$$

en donde  $L_j$  y  $L_N$  son el tamaño de la población activa en la región  $j$  y en la economía nacional, respectivamente, y  $u_j$  y  $u_N$  son sus respectivas tasas de paro. El lími-

(5) Hemos elegido un coeficiente de dispersión relativo, que coincide con la desviación estándar de las tasas de paro relativas ( $u_j/u_N$ ). Hay que hacer notar que cuando medimos la dispersión en términos relativos, la relación esperada entre la dispersión de las tasas de paro y el ciclo aproximado por la tasa agregada es la inversa que la obtenida cuando utilizamos medidas absolutas, ver MARTÍN (1997).

te inferior del coeficiente de dispersión es cero, cota que se alcanzaría en el supuesto de que todas las regiones tuviesen igual tasa de paro. La evolución en el tiempo de este coeficiente expresa directamente la evolución del grado de convergencia. Una disminución apreciable de dicha ratio se interpreta como un claro proceso de convergencia. Por el contrario, si el coeficiente aumenta o se estabiliza durante un período de tiempo, se puede asegurar que el proceso que siguen las regiones, en cuanto a sus tasas de paro, no es el de la convergencia precisamente.

En la tabla 3 se muestra para el mismo conjunto de países europeos el coeficiente de dispersión relativo propuesto para los años 1986 y 2001, además del valor del coeficiente de correlación entre este coeficiente de dispersión y la tasa de paro agregada para el conjunto del período. Los resultados permiten concluir que el problema regional es ahora mayor que a mediados de los ochenta (sólo en Portugal parece reducirse las diferencias regionales) y eso teniendo en cuenta el importantísimo esfuerzo realizado desde la Unión Europea a través de la política de cohesión y los fondos estructurales. Además, España muestra un comportamiento claramente diferenciado del resto de países analizados. Aunque el incremento en la dispersión es similar al resto de países o incluso menor, la respuesta de las diferencias regionales al ciclo es muy acusada (coeficiente de correlación,  $-0,949$ ). Para otros países europeos, como Italia, Portugal, Reino Unido o Alemania, donde las diferencias regionales son también muy significativas, dicho coeficiente es mucho menor (no supera el valor  $-0,30$  e incluso para Alemania es positivo).

**TABLA 3**  
**COEFICIENTE DE DISPERSIÓN RELATIVO**

País	Número regiones	1986		2001		Coef. corr.
		Tasa agregada	Coef. variación	Tasa agregada	Coef. variación	
Bélgica .....	11	11,2	0,26	6,6	0,54	-0,638
Alemania .....	41	6,6	0,33	7,8	0,52	-0,239
Grecia .....	13	7,7 <sup>a</sup>	0,24 <sup>a</sup>	10,2	0,28	-0,268
España .....	17	21,4	0,22	13,1	0,35	-0,948
Francia .....	22	10	0,16	8,5	0,29	-0,289
Italia .....	20	10,5	0,46	9,5	0,77	-0,146
Holanda .....	12	9,2 <sup>a</sup>	0,19 <sup>a</sup>	2,3	0,37	-0,768
Portugal .....	7	8,6	0,45	4	0,34	-0,319
Reino Unido ..	37	17,7	0,31	7,4	0,44	-0,137

Notas: Elaboración propia a partir de los datos de la base Regio de Eurostat.

a) Datos de 1988.

b) No se consideran las regiones de ultramar.

c) Coeficiente de correlación entre la tasa de paro agregada y el coeficiente de variación para el período 1986-2001.

De todo lo expuesto hasta aquí podemos alcanzar, al menos, tres importantes conclusiones. En primer lugar, en los últimos años en España no se ha producido ningún tipo de convergencia en las tasas de paro regional lo que supone que actualmente la dispersión regional sea superior a la existente cuando nos adherimos a la Unión Europea. En segundo lugar, la respuesta de los mercados regionales a cambios en el ciclo es muy heterogénea, se traduce en una relación muy acusada entre ciclo económico y dispersión. Aunque otros países presentan características similares en la relación entre disparidades regionales y ciclo, la intensidad de esta relación es mucho mayor en España, suscita la necesidad de una explicación diferencial. Por último, estos resultados sugieren que la intensidad del problema regional del desempleo en España es en gran medida un problema relacionado con el ciclo económico.

### III. ¿ES EL PROBLEMA DEL PARO EN ESPAÑA UNA CUESTIÓN REGIONAL?

En la Sección anterior, a partir de un análisis descriptivo hemos planteado la posibilidad de que el problema del paro en España sea en gran medida un problema regional. El objetivo de esta sección es verificar empíricamente esta hipótesis. Para ello debemos analizar la existencia de una relación de largo plazo entre las disparidades relativas en la tasa de paro (tal y como se han definido en la Sección anterior) y la tasa de paro agregada de la economía española, para a continuación tratar de determinar la dirección de la causalidad entre ellas<sup>(6)</sup>.

A la hora de analizar la posible relación de largo plazo entre la tasa de paro agregada y la dispersión relativa de las tasas regionales vamos a seguir la metodología propuesta por PESARAN y SHIN (1996) y PESARAN, SHIN y SMITH (2001). Estos autores muestran que los Modelos Autorregresivos de Retardos Distribuidos (más conocidos por su acrónimo en inglés, ARDL) proporcionan una vía eficiente para estimar relaciones de largo plazo. Este enfoque puede ser aplicado independientemente del grado de integración de las variables bajo estudio (esto es, que sean variables integradas de orden cero o uno). Además, el enfoque permite una interpretación económica directa de los coeficientes estimados, lo que supone una importante ventaja frente a enfoques alternativos, como el de los Vectores Autorregresivos (VARs). Estos argumentos son los que nos llevan a elegir este enfoque para contrastar la posible relación de largo plazo entre la tasa de paro agregada y las disparidades relativas en la economía española durante el período 1976-2001.

---

(6) En esta sección hemos utilizado los datos trimestrales de la EPA publicada por el INE, desde 1976 (tercer trimestre) hasta 2001 (cuarto trimestre). Las tasas de desempleo regionales y nacionales se calculan como la ratio entre el número de trabajadores desempleados y la población activa correspondiente. El cambio metodológico ya comentado habido en la elaboración de la EPA imposibilita utilizar series de desempleo más allá del último cuatrimestre de 2001.

En primer lugar, debemos comprobar que dicha relación de largo plazo existe, para lo que se estima un modelo ARDL del tipo:

$$\Delta CDR_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta CDR_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta U_{N-t} + v_t \quad (1)$$

donde CDR es el coeficiente de dispersión relativo, tal y como se ha definido anteriormente,  $U_N$  es la tasa de paro agregada y  $v_t$  es una perturbación aleatoria. Dado que los datos empleados son trimestrales, estacionalmente ajustados, elegimos un tamaño de retardos de 4 periodos ( $p=4$ ) y estimamos la ecuación (1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios, valorando la hipótesis de que los niveles de ambas variables deban incluirse o no en la regresión. Esto se hace a través de un contraste estándar de Wald, aunque la distribución no es la habitual, habiendo sido ésta tabulada por PESARAN y SHIN (1996). El t-estadístico toma un valor de 7, que es claramente superior a la cota superior del intervalo de la distribución correspondiente (al 5 por 100 el valor crítico del contraste es de 1,86). Por lo tanto, no podemos rechazar la hipótesis de que existe una relación de largo plazo entre las disparidades relativas y la tasa agregada. A continuación comprobamos que la causalidad de la relación no vaya en el sentido opuesto. Para ello, llevamos a cabo la regresión del incremento de la tasa agregada sobre las diferencias retardadas de ese propio incremento y el de las disparidades regionales, calculando de nuevo el t-estadístico correspondiente. Éste toma el valor 1,86, que es claramente inferior a la cota inferior del intervalo de la distribución (al 5 por 100). Por tanto, podemos rechazar con suficiente confianza estadística la hipótesis de que la causalidad en la relación de largo plazo vaya de la dispersión relativa hacia la tasa agregada.

Una vez establecida la existencia de una relación de largo plazo entre ambas variables, procedemos a estimar dicha relación a través de un modelo ARDL del tipo:

$$CDR = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i CDR_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j U_{N-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Para elegir el tamaño de los retardos que se han de incluir en el modelo ( $p$  y  $q$ ) seguimos el criterio de elegir aquella estructura que maximice algún criterio de información, como el de Akaike o el SBC. Una vez elegida la estructura dinámica del modelo, procedemos a estimarlo por MCO. La tabla 4 resume los resultados de la estimación, así como los valores de los tests de diagnóstico. Tal y como se observa en la tabla 4, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, y la ecuación estimada supera todos los contrastes de diagnóstico, especialmente el de correlación serial.

Esta relación estimada entre las disparidades relativas y la tasa de paro agregada proporciona la siguiente relación de largo plazo:

$$CDR = 0,356 - 0,728 U_N$$

(0,04)                      (0,22)

esto es, establece que existe un *trade-off* de largo plazo entre las disparidades regionales y la tasa agregada de paro de la economía española. De esta forma, una reducción del 1 por 100 en la tasa de paro agregada supone un aumento del 0,728 por 100 de las disparidades relativas. Esta evidencia empírica pone de manifiesto, pues,

que las disparidades regionales en la economía española, expresadas en términos relativos son procíclicas, es decir, crecen durante las fases expansivas del ciclo.

<b>TABLA 4</b>					
<b>ESTIMACIÓN MCO ECUACIÓN (2) 1976-2001</b>					
	Constante	DR(-1)	DR(-2)	UN	UN(-1)
Coefficientes estimados .	0,063	0,597	0,223	-1,17	1,03
Error estándar .....	0,03	0,11	0,10	0,37	0,36
<i>Tests de diagnóstico</i>					
Correlación serial .....	$\chi^2(4) = 1,70$				
Forma funcional .....	$\chi^2(1) = 0,75$				
Normalidad .....	$\chi^2(2) = 1,68$				
Heterocedasticidad .....	$\chi^2(1) = 4,08$				

Una vez estimada esta relación de largo plazo, procedemos a estimar la dinámica de corto plazo del modelo por medio de un mecanismo de corrección de errores. El objetivo de este tipo de ejercicio es verificar cómo se comporta la relación estimada fuera del equilibrio de largo plazo, esto es, cuál es la velocidad de ajuste del modelo ante desequilibrios. Para este fin, en primer lugar construimos el término de corrección de error a partir de la relación estimada con anterioridad y estimamos una ecuación del tipo

$$\Delta CDR = \mu_0 + \mu_1 \Delta CDR_{t-1} + \mu_2 \Delta U_N + \lambda ECM + \varepsilon_t \quad (3)$$

en dónde el parámetro  $\lambda$  debería tomar un valor negativo, ya que refleja la velocidad de ajuste del sistema ante desequilibrios de corto plazo.

La estimación de la ecuación (3) por MCO se resume en la tabla 5. Esta estimación recoge una velocidad de ajuste de corto plazo moderada (en torno a 0,2) y significativa. Este coeficiente sugiere que, una vez que se produce una perturbación en el sistema (un cambio de ciclo, por ejemplo), el sistema se ajusta a su equilibrio de largo plazo de modo ralentizado, esto es, las disparidades tardan cierto tiempo en reaccionar (en torno a 5 trimestres) a la modificación en las condiciones generales del mercado de trabajo.

<b>TABLA 5</b>				
<b>ESTIMACIÓN MCO ECUACIÓN (3) 1976-2001</b>				
	Constante	$\Delta DR(-1)$	$\Delta U_N$	ECM
Coefficientes estimados .....	0,069	-0,239	-1,19	-0,195
Error estándar .....	0,027	0,10	0,36	0,06

#### **IV. UNA EXPLICACIÓN: EL MECANISMO DE DETERMINACIÓN SALARIAL**

En este artículo hemos demostrado hasta ahora la existencia y persistencia de las disparidades regionales en la tasa de paro y cómo estas diferencias muestran una relación inversa muy intensa con el ciclo económico. Muchos son los argumentos teóricos que se han utilizado en la literatura para explicar la existencia de disparidades regionales en la tasa de paro. Sin embargo, aplicadas a la economía española, su explicación resulta siempre parcial ya que no permiten interpretar la relación entre la dispersión de las tasas de paro regionales y el ciclo económico existente en la economía española y que hemos analizado con detalle en las secciones anteriores. En esta Sección vamos a explorar una explicación alternativa, y posiblemente complementaria, a este proceso de diferencias regionales persistentes, considerando el papel que desempeña el mecanismo de determinación salarial y su influencia en las tasas de paro regionales.

La hipótesis de partida es la siguiente: si existe un importante efecto imitación en las negociaciones salariales, sobre todo de los sectores menos dinámicos de las regiones menos productivas, sus efectos sobre la tasa de paro regional y, por lo tanto agregada, pueden ser muy significativos. En las fases expansivas del ciclo, los sectores más dinámicos experimentarán incrementos salariales que los sectores retardatarios tratarán de imitar. Lo mismo ocurrirá en las fases recesivas, pero con una importante diferencia: en las fases expansivas el diferencial ente pago salarial y productividad será mucho mayor para los sectores/regiones menos productivas que en las fases recesivas, lo que, de mantener ese comportamiento imitador de las aspiraciones salariales, supondrá un incremento del diferencial entre regiones en las fases expansivas como se constata en la economía española.

Esta explicación no es nueva. Las consideraciones de salarios justos (Akerlof y YELLEN, 1990, BALL y MOFFIT, 2001), han servido como inspiración para el desarrollo de modelos en donde se recoge explícitamente que los salarios de una región pueden estar determinados por los salarios negociados en otras (ver SAINT PAUL, 1997). Un modelo de estas características ha sido utilizado por BRUNELLO *et alii.* (2001) para explicar cómo, en Italia, el nivel salarial determinado en las regiones del Norte es utilizado como referencia para establecer el salario de las regiones del Sur, de modo que las tasas de paro en estas regiones no tienen ninguna influencia en el mecanismo de determinación salarial. Esta situación da pie a la aparición y mantenimiento de fuertes disparidades regionales en las tasas de paro.

**TABLA 6**

**EVOLUCIÓN DEL PORCENTAJE DE TRABAJADORES AFECTADOS POR CONVENIO SEGÚN ÁMBITO FUNCIONAL DEL CONVENIO (%)**

Año	Empresa	Sectorial		
		Provincial	Regional	Nacional
1982	16	53,1	2,2	28,3
1983	17,4	53,7	4,3	24
1984	17,5	53,7	3,8	24,9
1985	17,6	53,6	3,8	24,7
1986	17,6	53	2,6	26,5
1987	16,3	54,1	2,7	26,5
1988	15,8	54,5	2	27,8
1989	15,4	54,4	2,9	27
1990	15,5	57,2	3,8	23,2
1991	14,9	56	3,9	25
1992	15,3	54,8	4,7	25,1
1993	13,9	55	9,3	21,6
1994	12,7	55,9	7,1	24
1995	13,8	55,1	2,8	28
1996	13,5	53,6	5,3	27,6
1997	12,4	51,5	5,8	30,4
1998	12,2	52	6	29,8
1999	12,4	52,2	5,5	29,8
2000	11,5	52,4	7,8	28,3
2001	10,9	54,3	9,3	24,6
2002	9,9	55,8	9,4	23,9

Fuente: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Estadísticas de Convenios colectivos de trabajo.

Antes de contrastar empíricamente esta posibilidad repasemos brevemente las principales características del modelo de negociación salarial en España. De los datos del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (tablas 6 y 7) se deduce el predominio de la negociación sectorial, dentro de la cual la más relevante por el número de empresas y de trabajadores absorbidos es la provincial, seguida de la nacional. En cambio, la negociación a nivel de empresa tiene una importancia escasa y, además, decreciente en cuanto al número de trabajadores.

Respecto a los incrementos salariales pactados en los convenios de empresa, con las excepciones de 1983 y 1986, éstos han sido inferiores a los pactados en los convenios de ámbito superior. Además, dentro de los convenios sectoriales, los mayores incrementos corresponden a los convenios provinciales y autonómicos, mientras que los aumentos acordados en los convenios nacionales, con las excepciones de 1999 y 2000, se han situado por debajo de aquéllos, en una posición intermedia entre los crecimientos pactados en los convenios de empresa y en los provinciales y autonómicos.

TABLA 7

EVOLUCIÓN DEL INCREMENTO SALARIAL PACTADO SEGÚN EL ÁMBITO FUNCIONAL DEL CONVENIO (%)

	Empresa	Grupo Empresas	Local Comarcal	Sector Provincial	Sector Interprov.	Sector Nacional	Total
1992	7	6,6	7,2	7,5	7,4	7	7,3
1993	4,7	3,6	5,1	5,8	5,2	5,2	5,5
1994	3,2	1,8	3,8	3,8	4,9	3,1	3,6
1995	3,7	3,8	4	4	3,9	3,9	3,9
1996	3,5	3,2	3,9	3,9	4,7	3,6	3,8
1997	2,3	2,1	3,2	3	3,6	2,8	2,9
1998	2,2	2,2	2,5	2,7	2,9	2,5	2,6
1999	2,5	2,5	2,9	2,7	3,1	2,9	2,7
2000	3,5	3,5	3,7	3,8	3,2	3,8	3,7
2001	3,1	3,2	3,2	3,9	3,7	3,4	3,7
2002	2,6	2,4	2,8	3,2	2,9	3,1	3,1

Por qué existe este diferencial en los incrementos salariales y qué consecuencias tiene sobre el desempleo regional son las dos preguntas que trataremos de contestar a continuación. Dado que la disposición de fuentes de datos es bastante limitada, en este momento de la investigación vamos a apostar por un enfoque de forma reducida en el que estimaremos una ecuación salarial con ciertas características que permitan contrastar nuestra hipótesis de partida: la existencia de un fenómeno de imitación salarial en la determinación regional de los salarios. En particular, estimaremos una ecuación salarial en el nivel sectorial, mediante la cual explicamos el salario observado como una función de variables internas al sector y otras externas (ver, por ejemplo, NICKELL y KONG, 1992), para el período 1980-1995. La estructura de esta ecuación la vamos a suponer en la forma más sencilla posible (ver BANDE *et alii.*, 2007), por lo que el salario real observado en un sector es una función lineal de su productividad de lo que llamaremos el salario alternativo fuera de ese sector. Más específicamente:

$$w_{ijt} = \alpha_{ij0} + \beta_1 \Pi_{ijt} + \beta_2 w_{ijt}^a + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

donde  $\alpha_{ij0}$  es el efecto fijo sectorial,  $w_{ijt}$  es el salario real en el sector  $i$  de la región  $j$ ,  $\Pi_{ijt}$  es la productividad en el sector  $i$  de la región  $j$ , reflejando las condiciones internas del sector,  $w_{ijt}^a$  es el salario alternativo fuera del sector  $i$  de la región  $j$  (que definiremos más precisamente después), y que refleja las oportunidades salariales

fuera del sector, y  $\varepsilon_{ijt}$  es la perturbación aleatoria. Todas las variables se expresan en logaritmos. Esta ecuación será estimada para las regiones españolas en la sección siguiente.

## V. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y RESULTADOS EMPÍRICOS

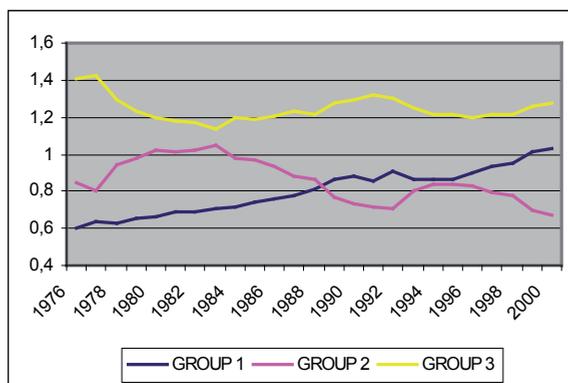
Los datos utilizados en la estimación de la ecuación (4) proceden de la base de datos BD-MORES, publicada por la DG de Análisis y Programación Presupuestaria y la Universidad de Valencia. En concreto, las variables empleadas han sido las siguientes. El salario sectorial ha sido calculado como la ratio de las rentas del trabajo por el número de asalariados. La productividad se aproxima por la ratio del VAB al coste de los factores por el número de ocupados en el sector, mientras que el salario alternativo se calcula como la media salarial fuera del sector. En particular, el salario alternativo ha sido calculado de dos formas diferentes. Primero, el salario medio fuera del sector dentro de la misma región. Una segunda medida consiste en utilizar el salario nacional promedio. Todas las variables nominales han sido deflactadas utilizando el deflactor del VAB proporcionado por la misma base de datos.

Construimos un panel con 15 sectores (Agricultura y Energía se excluyen)<sup>(7)</sup> y 17 regiones. Las regiones son finalmente agrupadas de acuerdo con las tasas de paro relativas regionales. De este modo, tenemos tres grupos de regiones, cada una con 15 sectores, y un número variable de regiones. El Grupo 1 incluye las regiones en las que las tasas de paro relativas se han comportado peor que la media nacional (es decir, las que empezando con un valor de la tasa de paro por debajo de la media, han concluido el período con tasas superiores a dicha media). Estas regiones son: Asturias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha y Galicia. El Grupo 2 está formado por aquellas regiones en las que sus tasas de paro han sido siempre inferiores a las de la media nacional. Estas regiones son: Aragón, Islas Baleares, Cataluña, Madrid, Navarra y La Rioja. Finalmente, en el Grupo 3 se incluyen las regiones cuyas tasas de paro han estado persistentemente por encima de la media nacional, que son: Andalucía, Canarias, Extremadura, Murcia, Valencia y el País Vasco. El gráfico 1 muestra la tasa de paro relativa promedio de cada grupo, medida como la ratio entre el total de parados y la población activa total de cada grupo y dividida por la tasa de paro nacional. La evolución de las tasas de paro de cada una de los tres grupos es claramente diferente.

---

(7) El sector de la Agricultura no se incluye dado el reducido número de asalariados con respecto al total de trabajadores en el sector. El de Energía no es considerado dado los elevadísimos valores de su productividad en el trabajo.

**GRÁFICO 1**  
**TASAS RELATIVAS DE PARO REGIONALES (1976-2001)**



Diferentes variantes de la ecuación (4) fueron estimadas. En particular, se incluyeron las tasas de paro regionales y nacionales como regresores adicionales. Sin embargo, estas dos variables no resultaron significativas y por tanto, no son incluidas en nuestro trabajo. Dado que las estimaciones iniciales mostraban signos de existencia de autocorrelación, y que tanto la productividad como el salario alternativo podrían estar medidos con errores y ser incluso variables endógenas al modelo, estimamos la ecuación (4) por el método generalizado de los momentos (MGM), propuesto por ARELLANO y BOND (1991). Esto supone, en primer lugar, diferenciar la ecuación, con lo que los problemas de autocorrelación se alivian. Los estadísticos M1 y M2 corroboran este hecho. En segundo lugar, los efectos fijos sectoriales desaparecen, con lo que no podemos apreciar diferencias entre sectores. En tercer lugar, se hace necesario utilizar instrumentos; en particular elegimos las variables regionales retardadas desde el segundo período en adelante. Mientras, las variables nacionales (el salario agregado) es tratada como estrictamente exógena.

La tabla 8 resume los resultados de nuestra estimación. En las primeras columnas de cada panel, se observa que los coeficientes estimados, tanto de la productividad como del salario alternativo, para el período completo 1980-1995, no difieren sustancialmente entre los diferentes grupos de regiones considerados. Así, la elasticidad a corto plazo del salario real con respecto a la productividad es bastante similar para los tres Grupos (entre 0,31 y 0,47), mientras que la del salario alternativo muestra un mayor valor en los grupos 2 y 3. Si bien estos resultados sugieren que los elementos relacionados con el salario alternativo son relevantes, no explican la existencia y persistencia de las disparidades en las tasas de paro regionales. De hecho, para que nuestra hipótesis fuese apoyada, esperaríamos que el coeficiente del salario alternativo fuese mucho mayor en el Grupo 1, aquel cuyas regiones han mostrado una evolución de su tasa de paro peor que la nacional. Una explicación para estos desfavorables resultados preliminares es que, durante el período analizado, han ocurrido cambios importantes en las instituciones que afectan al proceso de

determinación salarial, por lo que los resultados obtenidos se corresponden con una media de los verdaderos coeficientes correspondientes a dos períodos de tiempo muy diferentes.

**TABLA 8**  
**ESTIMACIÓN MGM. SALARIO ALTERNATIVO REGIONAL**

	Grupo 1			Grupo 2			Grupo 3		
	80-95	80-88	89-95	80-95	80-88	89-95	80-95	80-88	89-95
Productividad	0,473* (4,13)	0,531* (6,06)	0,257* (2,07)	0,308* (2,52)	0,123 (0,93)	0,484* (3,97)	0,440* (4,21)	0,436* (2,59)	0,542* (2,23)
Salario alter.	0,549* (4,83)	0,187 (0,89)	0,846* (6,69)	0,708* (5,51)	0,683* (3,06)	0,647* (5,36)	0,710* (6,47)	0,537* (2,07)	0,668* (5,65)
M1	-2,27	-2,06	-0,46	-1,89	-2,19	1,99	-2,7	-2,45	-0,25
M2	-1,07	-1,3	-0,11	-1,25	-1,46	0,45	-1,73	-2,16	-0,45
Obs.	1 125	600	450	1 320	704	528	1 335	712	534

Notas: Estimaciones robustas ante problemas de heteroscedasticidad. Los instrumentos son los retardos de las variables endógenas y exógenas; t-estadísticos entre paréntesis. El salario alternativo es el correspondiente a la región fuera del sector considerado. M1 y M2 son los contrastes para la autocorrelación de primer y segundo orden propuestos por Arellano y Bond. Obs. es el número de observaciones en cada regresión. \* denota los coeficientes significativos.

Verdaderamente, ha ocurrido un cambio fundamental en el mercado de trabajo español en cuanto al grado de centralización en la negociación. Entre 1977 y 1986 una serie de Acuerdos Nacionales, comenzando con los Pactos de la Moncloa, hicieron que la negociación en España estuviese altamente centralizada y coordinada. Dichos Acuerdos, de carácter nacional pero con objetivos sectoriales, fijaban una banda (estrecha) de subida salarial encaminada a reducir la inflación. En el nivel sectorial o de empresa esas subidas podían ser (mínimamente) variadas. Esto permitió que entre 1977 y 1986 la tasa de crecimiento del IPC se redujera del 26,4 al 8,3 por 100. De acuerdo con los criterios de la OCDE (1997), España se situaba en 1980 entre los países con mayor grado de centralización salarial. Desde los 90 se encuentra en un grado intermedio debido a la descentralización en el proceso de negociación salarial. Desde 1986 no se firmaron más Acuerdos Nacionales por lo que las bandas máximas de subidas salariales desaparecieron, dando lugar a un incremento en la dispersión de los incrementos salariales tanto en el plano regional como sectorial, aun manteniendo la misma estructura de negociación salarial. Esto fue consecuencia de la desconfianza entre los sindicatos, organizaciones empresariales y el gobierno unida al auge económico que tuvo lugar desde 1986 tras la entrada de España en la Comunidad Europea.

Para tener en cuenta este posible cambio en el mecanismo de determinación salarial, dividimos todo el período en dos submuestras: la primera, que va de 1980

a 1988<sup>(8)</sup>, y la segunda de 1989 a 1995. Las columnas 2 y 3 de la tabla 8 recogen los resultados de la estimación para estos dos subperíodos en los tres grupos de regiones. Si nos fijamos en el Grupo 1, antes de 1988 el salario alternativo no era en absoluto significativo, mientras que la productividad era el único factor determinante. En el Grupo 2, el salario alternativo sí era significativo, si bien con un coeficiente menor que el encontrado para todo el período, no siéndolo la productividad. En el Grupo 3, la influencia del salario alternativo era menor que la del Grupo 2 y mucho mayor que la del Grupo 1. Tras la descentralización, la situación se vio profundamente alterada. En los Grupos 1 y 3 el coeficiente del salario alternativo aumentó (de una forma extraordinaria en el Grupo 1), mientras que en el Grupo 2 se redujo, pero mínimamente. Por su parte, el coeficiente de la productividad se redujo marcadamente en el Grupo 1, aumentó débilmente en el Grupo 3 y fuertemente en el Grupo 2.

Nuestra hipótesis sí que puede explicar estos resultados. El proceso de descentralización significó que en varias regiones, las de los Grupos 1 y 3, los salarios sectoriales estaban fuertemente vinculados a las condiciones externas del sector en cuestión pero internas a la región. No obstante, dado que estamos vinculando los salarios a condiciones propias de la región, el efecto imitación puede ser reducido. Es por ello que, para obtener resultados más robustos, reestimamos el mismo modelo pero considerando que el salario alternativo es el salario agregado en el conjunto del país. Los resultados de esta estimación se muestran en la tabla 9, donde encontramos una evidencia mucho más patente a favor de nuestra hipótesis de imitación salarial.

**TABLA 9**  
**ESTIMACIÓN MGM. SALARIO ALTERNATIVO NACIONAL**

	Grupo 1			Grupo 2			Grupo 3		
	80-95	80-88	89-95	80-95	80-88	89-95	80-95	80-88	89-95
Productividad	0,435* (3,77)	0,517* (5,23)	0,325* (2,93)	0,149 (1,1)	-0,009 (-0,06)	0,499* (4,46)	0,377* (3,28)	0,435* (2,11)	0,561* (2,57)
Salario alter.	0,990* (5,4)	0,348 (0,79)	1,300* (7,87)	1,040* (5,97)	0,965* (2,17)	0,976* (6,32)	1,040* (7,1)	0,597 (1,61)	1,099* (6,36)
M1	-2,36	-2,07	-0,53	-1,76	-2,06	1,32	-2,75	-2,41	-0,58
M2	-0,83	-1,22	-0,2	-1,08	-1,39	0,69	-1,28	-2,02	0,19
Obs.	1125	600	450	1320	704	528	1335	712	534

Notas: Estimaciones robustas ante problemas de heteroscedasticidad. Los instrumentos son los retardos de las variables endógenas y exógenas; t-estadísticos entre paréntesis. El salario alternativo es el correspondiente a la región fuera del sector considerado. M1 y M2 son los contrastes para la autocorrelación de primer y segundo orden propuestos por Arellano y Bond. Obs. es el número de observaciones en cada regresión. \* denota los coeficientes significativos.

(8) JIMENO (1992) halla que la duración media de los acuerdos salariales es alrededor de un año y medio. Por tanto, 1988 sería el primer año en el que el incremento de descentralización está presente en la negociación.

Un resultado muy llamativo es que, para todo el período, el coeficiente estimado del salario alternativo está cercano a 1, e incluso es superior cuando se considera únicamente el segundo subperíodo en los Grupos 1 y 3. Este resultado puede ser interpretado como indicativo de la existencia de un importante efecto de pago relativo. Es nuestra intuición que el final de la época de los Acuerdos Nacionales estimuló la influencia del salario alternativo en el proceso de negociación por medio de dos canales. Por el primero, todos los trabajadores deseaban imitar el salario fijado en los sectores de las regiones más dinámicas, a partir de las condiciones específicas sectoriales. Por el segundo, los trabajadores en los sectores dinámicos estaban deseosos de obtener un pago relativo porque, dada la fase álgida del ciclo, estaban intentado obtener una mayor proporción de las rentas obtenidas en el sector. Este segundo canal se refuerza por el comportamiento de las empresas, que están preparadas para pagar un salario mayor para mantener a los trabajadores más productivos (salarios de eficiencia).

Si nos fijamos en las diferencias entre los diferentes grupos de regiones, los resultados para todo el período reflejados en la tabla 9, muestran que el coeficiente de productividad es aproximadamente parecido en los Grupos 1 y 3 y no significativo en el Grupo 2. Sin embargo, estos coeficientes esconden grandes diferencias para ambos subperíodos. Así, el coeficiente de la productividad en las regiones del grupo 1 se redujo, en el Grupo 3 creció de forma moderada, mientras que en el Grupo 2 lo hizo de una manera muy acusada, puesto que pasó de la no significatividad a un valor de 0,5 claramente significativo. Por lo que se refiere al coeficiente del salario alternativo, durante el período 1980-88, éste tuvo una reducida influencia en la determinación de la subida de los salarios sectoriales en los Grupos 1 y 3, mientras que en el período 1989-95, el coeficiente fue claramente superior a la unidad lo que significa que los salarios reales crecieron por encima de lo que lo hizo la productividad. Por el contrario, el coeficiente del salario alternativo fue prácticamente el mismo a lo largo de todo el período en el Grupo 2.

Tomado todo en su conjunto, se puede conjeturar que en las regiones del Grupo 1, el empleo no aumentó tanto como podría haberlo hecho durante la fase expansiva, debido al gran cambio observado en la influencia relativa de la productividad y del salario alternativo en el proceso de determinación salarial: la productividad redujo su peso desde 1988, mientras que el del salario alternativo aumentó considerablemente en este segundo subperíodo. Por su parte, los cambios verificados en las regiones del Grupo 2 fueron distintos: el coeficiente de la productividad incrementó de forma notable su influencia, mientras que la del salario alternativo se vio inalterada. Por último, en las regiones del Grupo 3, el coeficiente del salario alternativo se acrecentó marcadamente, mientras que el de la productividad se mantuvo o aumentó ligeramente. Todo esto lleva a entender por qué aumentó la dispersión en las tasas de paro regionales. También permite explicar por qué las tasas de paro relativas aumentaron en el Grupo 1, decrecieron en el Grupo 2 y se mantuvieron o crecieron de forma leve en el Grupo 3.

En las regiones de los Grupos 1 y 3, el coeficiente del salario alternativo creció de manera extraordinaria revelando un interés por los trabajadores en esas regiones de fijar sus subidas salariales a lo que estaba ocurriendo en el resto de la economía. Como ésta estaba atravesando un fuerte período expansivo (el número de parados se

redujo en el período 1986-91 en casi medio millón), las subidas salariales acordadas impidieron que esa reducción en el paro fuera de manera equilibrada en los tres tipos de regiones. De hecho, la proporción de parados en las regiones del Grupo 1 y 3 se incrementó en este período. En consecuencia, el cambio observado en el coeficiente del salario alternativo en las regiones 1 y 3, pensamos que fue debido al aumento en el grado de descentralización en la negociación, lo que permitió un proceso de imitación salarial. Por otra parte, las regiones con menor tasa de paro, las del Grupo 2, vieron cómo la vinculación entre salario y productividad se afianzó, lo que permitió subidas salariales acordes con el aumento de la productividad lo que redundó en la reducción del paro, manteniendo intacta la influencia del pago relativo. El proceso de imitación salarial, por tanto, tuvo mayor efecto en la fase álgida del ciclo puesto que las diferencias en productividad entre sectores y regiones fueron mayores en este período. Esto es lo que explica por qué la dispersión en las tasas de paros regionales se encuentra positivamente relacionada con el ciclo económico.

## **VI. CONCLUSIONES**

Los resultados obtenidos confirman la relevancia del mecanismo de determinación salarial en la explicación de la evolución reciente del mercado de trabajo español y pueden ser uno de los elementos explicativos de su singular comportamiento. En particular, la evidencia encontrada a favor de un efecto imitación puede estar reflejando el poder de los internos en un contexto de descentralización en el proceso de negociación salarial. Hasta 1986, éste fue fuertemente centralizado, y los internos estuvieron interesados en las condiciones generales del mercado de trabajo (paro y crecimiento salarial). Después de 1986, con el modelo más descentralizado, el interés de los internos se desplazó a los efectos del pago relativo. Esto significa que su objetivo fue el de maximizar el crecimiento salarial y no reducir el paro. Esta interpretación está en línea con lo presentado por FLANAGAN (1999), quien argumenta que el poder de los internos está directamente relacionado con la estructura de la negociación salarial

En España el desempleo es en estos momentos un problema regional, y en este hecho el mecanismo de negociación colectiva existente tiene una influencia muy relevante. En resumen, una negociación colectiva, poco articulada entre los distintos ámbitos funcionales y territoriales y con un grado de coordinación y de centralización intermedia, en la que predominan los convenios sectoriales, en particular los provinciales, puede provocar una importante la falta de flexibilidad de los salarios, al impedir que éstos se adapten a la situación de la economía en general y las empresas en particular.

## **VII. BIBLIOGRAFÍA**

- ADAMS, J. (1985): «Permanent differences in unemployment and permanent wage differentials», *Quarterly Journal of Economics*, 100, pp. 29-56.
- AKERLOF, G., y YELLEN, J. (1990): «The fair wage-effort hypothesis and unemployment», *Quarterly Journal of Economics* 105, pp. 255-284.

- ALÁEZ, R.; LONGÁS, J., y ULIBARRI, M. (2003): «Diferencias salariales en España: un análisis sectorial/regional», *Investigaciones Regionales* 3, pp. 5-24.
- ANTOLÍN, P., y BOVER, O. (1997): «Regional migration in Spain: the effect of personal characteristics and of unemployment, wage and house price differentials using pooled cross-sections», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59, pp. 215-235.
- ARELLANO, M., y BOND, S. (1991): «Some tests of specification for panel data: monte-carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies* 58, pp. 277-97.
- BADDELEY, M.; MARTIN, R., y TYLER, P. (1998): «European regional unemployment disparities: convergence or persistence?», *European Urban and Regional Studies*, 5, pp. 195-215.
- BALL, L. y MOFFITT, R. (2002): «Productivity growth and the Phillips curve. In A. Krueger Y R. Solow, Eds., *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?* New York: Russell Sage Foundation», *Also Nber Working Paper*, No. 8421.
- BANDE, R.; FERNÁNDEZ, M., y MONTUENGA, V.M. (2007): «Regional disparities in the unemployment rate: the role of the wage setting mechanism in Spain, 1987-1992», *Regional Studies* (forthcoming).
- BENTOLILA, S. (1997): «Sticky labor in Spanish regions», *European Economic Review, Papers And Proceedings*, 41, pp. 591-98.
- BENTOLILA, S., y JIMENO, J. (2002): «La reforma de la negociación colectiva en España», In J. Auriol y E. Manzanera, Eds., *Cuestiones Clave de la Economía Española*, Centro de Estudios Andaluces, Centra.
- BLANCHARD, O., y KATZ, L. (1992): «Regional evolutions», *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 1-75.
- BRUNELLO, G.; LUPI, C., y ORDINE, P. (2001): «Widening regional unemployment differences in Italy», *Labour Economics* 8, pp. 103-29.
- COMISIÓN EUROPEA (2000): *Sixth Periodic Report On The Social and Economic Situation and Development Of Regions In The European Union*, Bruxelles.
- DAVIES, S., y HALLET, M. (2001): «Policy Responses to Regional Unemployment: Lessons from Germany, Spain and Italy», *Economic Paper*, 161, European Commission, Luxembourg.
- DE LA FUENTE, A. (1999): «La dinámica territorial de la población española: un panorama y algunos resultados provisionales», *Revista de Economía Aplicada*, 20, pp. 53-108.
- DEWHURST, J. (1998): «Convergence and divergence in household incomes per head in the United Kingdom, 1984-93», *Applied Economics*, 30, pp. 31-35.
- EVANS, P., y MCCORMIC, B. (1994): «The New Pattern of Regional Unemployment: Causes and Policy Significance», *Economic Journal*, 104, pp. 633-47.
- FLANAGAN, R.J. (1999): «Macroeconomic Performance and Collective Bargaining: An International Perspective», *Journal of Economic Literature*, vol. xxxvii, pp. 1150-1175.
- FREEMAN, R. (1995): «The Limits of Wage Flexibility To Curing Unemployment», *Oxford Review of Economic Policy* 11, pp. 63-72.

- GARCÍA, I., y MONTUENGA V. (2003): «The Spanish Wage Curve: 1994-1996», *Regional Studies* 37, pp. 929-45.
- HESS, G., y SHIN, K. (1997): «International and Intranational Business Cycles», *Oxford Review of Economic Policy* 13, pp. 93-109.
- JIMENO, J.F. (1992): «Las Implicaciones Macroeconómicas de la Negociación Colectiva. El Caso Español», *Moneda y Crédito*, núm. 195, pp. 223-281.
- JIMENO, F., y BENTOLILA, S. (1998): «Regional Unemployment Persistence, Spain, 1976-94», *Labour Economics* 5, pp. 25-51.
- KRUGMAN, P. (1998), «What's New About The "New Economic Geography"», *Oxford Review of Economic Policy*, 142, pp. 7-17.
- LOPEZ-BAZO, E.; BARRIO, T., ARTIS, M. (2002): «La distribución provincial del desempleo en España», *Papeles de Economía Española*, 93, pp. 195-208.
- MACKAY, R. (1994): «Automatic Stabilizers, European Union and Regular Unity», *Cambridge Journal of Economics*, 18, pp. 571-585.
- MARSTON, S. (1985): «Two Views of The Geographic Distribution of Unemployment», *Quarterly Journal of Economics*, 100, pp. 57-79.
- MARTIN, R. (1997): «Regional Unemployment Disparities and Their Dynamics», *Regional Studies* 313, pp. 237-52.
- NICKELL, S., y KONG, P. (1992): «An Investigation into the Power of Insiders in Wage Determination», *European Economic Review*, 368, pp. 1573-1599.
- OCDE (1997): *Employment Outlook*, OECD, Paris.
- OVERMAN, H., y PUGA D. (2002): «Unemployment Clusters across Europe's Regions and Countries», *Economic Policy*, 34, pp. 115-47.
- PEHKONEN, J., y TERVO, H. (1998): «Persistence and Turnover in Regional Unemployment Disparities», *Regional Studies*, 32, pp. 445-458,
- PESARAN, H. y SHIN, Y. (1996): «Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium», *Journal of Econometrics*, vol. 71, 2, pp. 117-143.
- PESARAN, H.; SHIN, Y., y SMITH, R. (2001): «Bounds testing approaches to the analysis of level relationships», *Journal of Applied Econometrics*, vol.16, pp. 289-326.
- RÓDENAS, C. (1994): «Migraciones Interregionales en España, 1960-1989», *Revista de Economía Aplicada* 2, pp. 5-36.
- SAINT-PAUL, G. (1997): «Economic Integration, Factor Mobility and Wage Convergence», *International Tax and Public Finance*, 43, pp. 291-306.
- TAYLOR, J., y BRADLEY, S. (1997): «Unemployment in Europe: A Comparative Analysis of Regional Disparities in Germany, Italy and the UK», *Kyklos* 50, pp. 221-245.
- VILLAVERDE, J., y MAZA, A. (2002): «Salarios y desempleo en las regiones españolas», *Papeles de Economía Española*, 93, pp. 182-194.