

SALARIOS Y DESEMPLEO EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS

José VILLAVERDE CASTRO
Adolfo MAZA FERNÁNDEZ

Universidad de Cantabria

Resumen

En este trabajo se analizan, desde una perspectiva regional, los rasgos más destacados del desempleo y los salarios en España, entre 1985 y 1999, y se ponen de manifiesto las relaciones que se producen entre ambos. Pese a la existencia de trayectorias similares en la mayoría de las comunidades autónomas, se registran disparidades regionales muy fuertes tanto en las tasas de paro como en los salarios, así como un grado relativamente elevado de persistencia en las mismas. En cuanto a los vínculos entre salarios y desempleo por comunidades, no se encuentra evidencia concluyente a favor de ninguna de las tesis convencionales; no obstante, el análisis parece apoyar la tesis de que la dinámica del mercado de trabajo se encuentra más cercana a los postulados de la curva de Phillips que a los de la curva de salarios.

Palabras clave: regiones, desempleo, salarios, disparidades, persistencia, cointegración.

Abstract

In this article we analyse the most significant aspects of unemployment and wages in Spain from a regional standpoint, over the period 1985-1999, and we point out the relations operating between them. Although most of the autonomous communities follow a similar path, very marked regional differences are recorded both in unemployment rates and in wages, accompanied by a relatively high level of persistence in these. As regards the links between wages and unemployment by autonomous communities, no conclusive evidence is found to support any of the conventional theories; the analysis does however seem to support the thesis that the dynamics of the labour market is closer to the postulates of the Phillips curve than to the wages curve.

Key words: regions, unemployment, wages, differences, persistence, co-integration.

JEL classification: J30, R12, R23.

I. INTRODUCCIÓN

AUNQUE la situación ha mejorado recientemente de forma significativa, uno de los aspectos más preocupantes de la economía española en las tres últimas décadas ha consistido, y sigue consistiendo, en el deficiente funcionamiento del mercado de trabajo. Si bien es cierto que estas deficiencias se materializan, entre otros aspectos, en unas reducidas tasas de actividad y ocupación —sobre todo en comparación con la media de la Unión Europea (UE)—, no lo es menos que los dos rasgos más relevantes están relacionados con las vicisitudes sufridas por las tasas de desempleo y su plasmación, por un lado, en que éstas son, a escala nacional, sensiblemente más pronunciadas que en el resto de la UE y, por otro, en que las disparidades regionales, sin ser las de mayor entidad dentro de la esfera comunitaria, sí son bastante amplias, además de persistentes.

En este artículo nos centramos en el análisis del segundo de los rasgos mencionados. En concreto, tratamos de cuantificar la magnitud de las disparidades regionales en las tasas de desempleo y su grado de persistencia; asimismo, y teniendo en cuenta que, de acuerdo con numerosas interpretaciones, tales fenómenos pueden estar motivados —en parte, al menos— por el similar comportamiento de los salarios en las distintas comunidades autónomas, examinamos sus rasgos más representativos, para, a continuación, tratar

de identificar el tipo de relación que vincula a éstos con el desempleo regional. Por motivos de homogeneidad en las series utilizadas, el análisis realizado cubre el período 1985-1999, proviniendo las referidas series de FUNCAS, INE e IVIE (1).

El resto del trabajo se organiza en cuatro apartados. En el II, se ponen de relieve los hechos estilizados en la vertiente del desempleo regional, mientras que en el III se analizan las mismas cuestiones desde la perspectiva de los salarios; en el apartado IV, se examina la conexión existente entre salarios y desempleo regionales, y en el V se presentan las conclusiones más relevantes.

II. EL DESEMPLEO REGIONAL EN ESPAÑA: HECHOS ESTILIZADOS

El desempleo, entendido como la plasmación negativa de los desequilibrios en el mercado de trabajo, se ha mostrado como uno de los rasgos más característicos y persistentes de la economía española en las tres últimas décadas, siendo una de las posibles explicaciones del mismo —al menos hasta mediados de los años noventa, cuando ha empezado a flexionar a la baja— el denominado efecto de «histéresis», según el cual los aumentos en la tasa de paro observado conducen a aumentos en la tasa de paro de equilibrio (Bentolila y Dolado, 1990). A escala regional, el desempleo es también un fenómeno generalizado, aunque, como se indica

CUADRO N.º 1

HOMOGENEIDAD EN LOS CICLOS (TASAS DE PARO)

	And.	Ara.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C. L.	C. M.	Cat.	C. V.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P. V.	Rio.
Andalucía.....	1,00																
Aragón.....	0,98	1,00															
Asturias.....	0,94	0,95	1,00														
Baleares.....	0,97	0,94	0,92	1,00													
Canarias.....	0,82	0,81	0,72	0,87	1,00												
Cantabria.....	0,89	0,89	0,93	0,80	0,51	1,00											
Castilla y León.....	0,99	0,98	0,93	0,96	0,86	0,85	1,00										
Castilla-La Mancha.....	0,97	0,96	0,93	0,96	0,87	0,84	0,98	1,00									
Cataluña.....	0,98	0,97	0,96	0,93	0,72	0,95	0,95	0,96	1,00								
Comunidad Valenciana..	0,98	0,97	0,95	0,96	0,84	0,87	0,99	0,98	0,97	1,00							
Extremadura.....	0,98	0,98	0,92	0,92	0,76	0,90	0,95	0,98	0,98	0,96	1,00						
Galicia.....	0,96	0,97	0,99	0,93	0,77	0,92	0,96	0,96	0,97	0,98	0,95	1,00					
Madrid.....	0,97	0,97	0,95	0,93	0,78	0,91	0,96	0,95	0,97	0,97	0,96	0,96	1,00				
Murcia.....	0,97	0,97	0,90	0,96	0,90	0,79	0,98	0,98	0,93	0,98	0,96	0,94	0,93	1,00			
Navarra.....	0,98	0,96	0,94	0,96	0,79	0,88	0,93	0,97	0,96	0,94	0,95	0,94	0,92	0,94	1,00		
País Vasco.....	0,99	0,97	0,94	0,98	0,82	0,87	0,97	0,99	0,97	0,97	0,97	0,95	0,95	0,97	0,98	1,00	
Rioja (La).....	0,98	0,97	0,97	0,96	0,77	0,90	0,96	0,96	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96	0,95	0,97	0,97	1,00

Nota: And.: Andalucía; Ara.: Aragón; Ast.: Asturias; Bal.: Baleares; Can.: Cantabria; C. L.: Castilla y León; C. M.: Castilla-La Mancha; Cat.: Cataluña; C. V.: Comunidad Valenciana; Ext.: Extremadura; Gal.: Galicia; Mad.: Madrid; Mur.: Murcia; Nav.: Navarra; P. V.: País Vasco; Rio.: La Rioja.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de FUNCAS.

más adelante, ello no impide la existencia de diferencias sustanciales en los niveles alcanzados en las distintas comunidades autónomas y, hasta cierto punto, en su evolución; no es de extrañar, por lo tanto, que Bentolila y Dolado (1990) sostengan que «el aspecto geográfico del mercado de trabajo es importante a la hora de entender el aumento del desempleo en España».

1. La evolución regional del desempleo

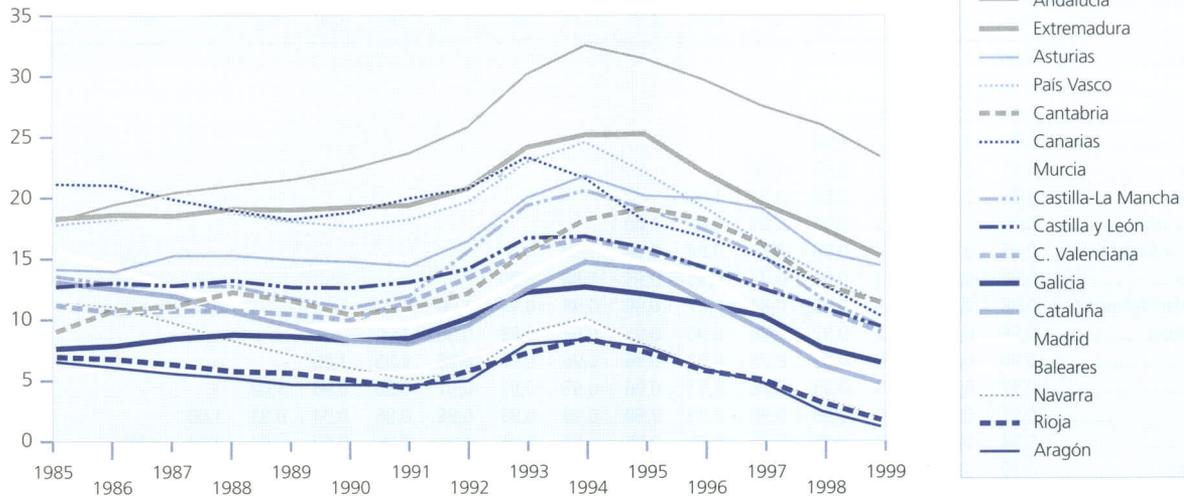
Centrando la atención en los tres lustros comprendidos entre 1985 y 1999, para los que contamos con información homogénea, el aspecto más distintivo de todos es —al igual que sucede en otros países europeos— que la dinámica regional ha sido aparentemente similar, tanto en lo que se refiere a la tendencia seguida como a los ciclos experimentados. En efecto, de acuerdo con el gráfico 1, se observa un elevado grado de uniformidad en la evolución de las tasas de paro regionales: éstas se mantuvieron relativamente estables en la segunda mitad de los ochenta, aumentaron en el trienio-cuatrenio siguiente y, a partir de mediados de los noventa, iniciaron una fase de descenso que, a la altura de 1999, no ofrece síntomas de haber concluido (2). En cierta medida, tal y como apunta Martin (1997) para el caso británico, esta semejanza de comportamientos entre las comunidades autónomas parece lógica en el contexto de una pequeña economía como la española, completamente integrada desde el punto de vista regional.

La conclusión anterior se ve corroborada sin más que realizar un sencillo análisis formal. En concreto, el ajuste de una tendencia cuadrática a los datos disponibles nos permite afirmar que los coeficientes asociados a la misma son, con un nivel de confianza del 99 por 100, iguales en todas las comunidades autónomas (3); esto equivale a decir que todas ellas han seguido sendas temporales muy parecidas en materia de desempleo. Por otro lado, al tomar en consideración los residuos obtenidos en los ajustes de las tendencias cuadráticas, que son representativos del ciclo, y calcular la correlación existente entre ellos, resulta que los coeficientes medios son muy elevados (cuadro n.º 1), lo que implica que la sincronía cíclica entre las regiones también lo es.

2. Las disparidades regionales en el desempleo

Los rasgos comunes arriba mencionados no impiden, sin embargo, la existencia de singularidades importantes en el comportamiento de las distintas comunidades autónomas, singularidades que se traducen, en último término, en diferencias significativas —frente a la media nacional— en las tasas de desempleo regionales, tanto en lo que concierne a sus niveles como a su evolución. En relación con las primeras, valga decir, como ejemplo, que la tasa de paro de Andalucía (la región donde es más alta) es, en promedio, 2,3 veces superior a la de Aragón, mientras que en lo que concierne a la evolución registrada, y dentro de la semejanza

GRÁFICO 1
TASAS DE DESEMPLEO REGIONALES, 1985-1999

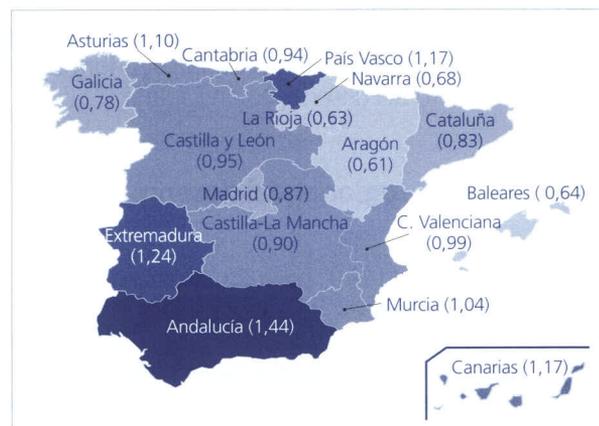


Nota: Ver nota cuadro n.º 1.

mencionada previamente, la observación del gráfico 1 muestra también algunos comportamientos dispares de cierta entidad: en concreto, los casos extremos están protagonizados, por una parte, por Andalucía y Cantabria, que padecen en 1999 tasas de paro más de diez puntos porcentuales superiores a las de 1985, y, por otra, por Navarra y Madrid, con sendas tasas de paro que son más de un 40 por 100 menores en 1999 que en 1985. Aunque en principio parece plausible que las regiones más grandes deberían tener un comportamiento bastante similar al de la media nacional (4), este resultado no se produce en la esfera española, tal y como evidencian, sobre todo, los casos de Andalucía, Cataluña y Madrid, que son las tres comunidades con mayor volumen absoluto de ocupación.

Estas divergencias evolutivas son las que, en último término, están detrás de las disparidades en niveles. Al insistir sobre estas últimas, es preciso empezar tomando en consideración que, tal y como han puesto de relieve distintos autores —Martin (1997) y Pehkonen y Tervo (1998), entre otros—, las conclusiones obtenidas pueden depender crucialmente de la forma en que se mida la tasa de desempleo regional frente a la media nacional; en consecuencia, y para evitar equívocos, hemos optado por expresarla tanto en términos absolutos ($u_r - u_n$) como relativos (u_r / u_n) (5). Desde el punto de vista de la dispersión en las diferencias absolutas de desempleo, el gráfico 2 muestra una trayectoria temporal indicativa de que la dispersión ha tendido a aumentar hasta mediados de los noventa, iniciándose a partir de entonces un suave proceso de convergencia. A su vez,

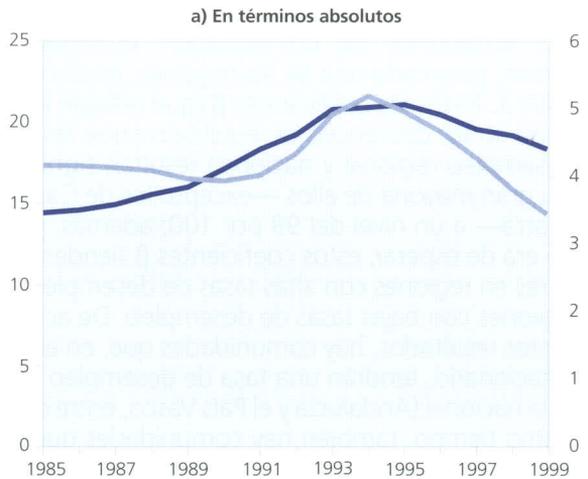
MAPA 1
TASAS DE DESEMPLEO RELATIVAS
(Media 1985-1999)



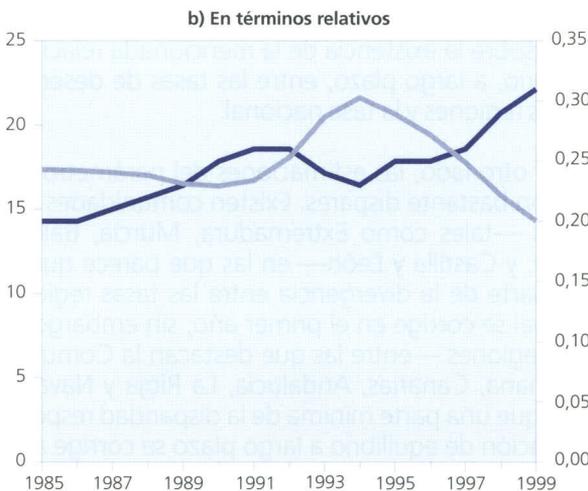
0,6 a 0,75 0,9 a 1,1 Más de 1,25
0,75 a 0,9 1,1 a 1,25

desde el punto de vista de las tasas de desempleo relativas (véase el mapa 1), la evolución de la dispersión sigue una tendencia alcista que sólo se ha visto truncada, transitoriamente, en el trienio 1991-94. Al comparar ambos indicadores de dispersión con la evolución de la tasa de paro nacional, se concluye la existencia de una correlación directa, aunque sólo desde principios de los noventa (gráfico 2.a) en el caso de las disparidades ab-

**GRÁFICO 2
DISPARIDADES EN LAS TASAS
DE DESEMPLEO REGIONALES**



— Tasa de desempleo nacional (izqda.).
— Desviación estándar de las diferencias en las tasas de desempleo (dcha.).



— Tasa de desempleo nacional (izqda.).
— Desviación estándar de las tasas de desempleo relativas (dcha.).

solutas, y de una correlación inversa en el caso de las disparidades relativas (gráfico 2.b). Resultados similares al registrado en España se producen también en otros países occidentales (Finlandia, Reino Unido, Alemania, Francia, Italia, Australia, ...), confirmando así la aseveración de Martin (1993) al referirse a este fenómeno en términos del «habitual movimiento procíclico en los diferenciales espaciales de desempleo».

CUADRO N.º 2

PERSISTENCIA EN LAS TASAS DE DESEMPLEO REGIONALES

Años	Disparidades	Estructura
1986	0,99	0,99
1987	0,96	0,94
1988	0,91	0,90
1989	0,88	0,87
1990	0,87	0,86
1991	0,86	0,85
1992	0,84	0,85
1993	0,85	0,88
1994	0,82	0,85
1995	0,76	0,80
1996	0,74	0,74
1997	0,70	0,68
1998	0,70	0,76
1999	0,66	0,72

Nota: La persistencia se mide a través del coeficiente de correlación entre los valores de 1985 y los de los años siguientes.
Fuente: Idem, cuadro n.º 1.

3. La persistencia del desempleo y su dinámica

Otro de los hechos estilizados del desempleo en España —compartido asimismo con otros países europeos (Reino Unido, Francia, Italia, Dinamarca, ...), pero no con los Estados Unidos— es su persistencia tanto en lo que concierne a su estructura regional como en lo que se refiere a las disparidades espaciales propiamente dichas, que, tal y como se aprecia en el gráfico 2, no manifiestan ninguna tendencia clara a disminuir. Dado que, a priori, parece que la persistencia en las disparidades regionales constituye una condición necesaria, pero no suficiente, para la persistencia en la estructura regional del desempleo, comenzamos refiriéndonos a la primera, para lo que computamos el coeficiente de correlación entre las tasas de desempleo regionales —expresadas tanto en diferencias como en ratios (6)— en 1985 y las de todos los demás años. Los valores obtenidos (véase la segunda columna del cuadro n.º 2) son relativamente elevados e indicativos, por lo tanto, de un alto grado de persistencia, que sólo da muestras de disminuir a medida que nos alejamos considerablemente en el tiempo.

En cuanto a la persistencia en la estructura regional del desempleo, su magnitud se pone de manifiesto sin más que considerar que, de forma sistemática, algunas comunidades autónomas han registrado tasas de paro superiores a la media nacional, mientras que otras las han registrado inferiores: Andalucía y Extremadura, por ejemplo, siempre han padecido índices de desempleo sensiblemente mayores que la media del país, mientras que Aragón, Navarra, La Rioja o Baleares, entre otras comunidades, han registrado en todo momento tasas

de paro mucho menores. Puesto que el coeficiente de correlación de rangos entre las tasas de desempleo regionales constituye un indicador válido del grado de persistencia en la estructura regional del desempleo, lo hemos calculado, obteniendo los resultados mostrados en la tercera columna del cuadro n.º 2: de acuerdo con éstos, los valores registrados constituyen la mejor prueba de que la persistencia en la mencionada estructura regional del desempleo es, también, bastante elevada, algo mayor incluso que la observada en las disparidades.

Habiendo establecido que la persistencia en el desempleo regional es importante (tanto en disparidades como en estructura), parece adecuado postular la presencia de una relación estable, a largo plazo, entre las tasas de desempleo de cada comunidad y la tasa de desempleo nacional. Si esta conjetura fuera correcta, ello implicaría que tales series estarían cointegradas.

Pues bien, con la finalidad de contrastar la hipótesis de cointegración, hemos utilizado el conocido test de Johansen, basado en las representaciones autorregresivas de los modelos VAR. Los resultados obtenidos (7) muestran que podemos rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre las series (en niveles) de desempleo regional y nacional en la gran mayoría de los casos (8).

De acuerdo con esto, podemos afirmar que existe una relación de equilibrio estable (a largo plazo) entre las tasas de desempleo de cada comunidad autónoma y la correspondiente tasa nacional y, en consecuencia, creemos conveniente examinar la velocidad de ajuste ante una perturbación que provoque un desajuste en la relación mencionada. Con esta finalidad, analizamos la dinámica de la persistencia a partir de un modelo de corrección de errores en el que la evolución de las variables a corto plazo (expresadas en diferencias) viene determinada por la desviación observada sobre su valor de equilibrio en el período anterior.

En concreto, siguiendo a Martin (1997), hemos estimado el modelo:

$$u_{rt} = \alpha_r + \beta_r u_{nt} + v_{rt} \quad [1]$$

donde el mecanismo de corrección de errores (MCE) (9) —que describe el cambio en u_{rt} en cualquier período t en términos del cambio en u_{nt} y de la discrepancia entre u_{rt-1} y su valor estimado en [1]— viene dado por la ecuación:

$$\Delta u_{rt} = \delta_{r0} + \delta_{r1} \Delta u_{nt} + \lambda_r [u_{rt-1} - (\alpha_r + \beta_r u_{nt-1})] + \varepsilon_{rt} \quad [2]$$

donde Δ es el indicador de primeras diferencias, que viene dado por $\Delta u_{rt} = u_{rt} - u_{rt-1}$, y donde ε_{rt} y v_{rt} son

los correspondientes términos de error (10). El coeficiente λ mide qué proporción del desequilibrio en la relación a largo plazo entre la tasa de desempleo de cada región y la del conjunto nacional se corrige en el período siguiente al del *shock*.

Las ecuaciones de cointegración estimadas se muestran, para cada una de las regiones, en el cuadro número 3. Todos los coeficientes β (que reflejan la persistencia en las diferencias de equilibrio entre las tasas de desempleo regional y nacional) resultan significativos, la gran mayoría de ellos —excepto los de Canarias y Navarra— a un nivel del 99 por 100; además, y tal y como era de esperar, estos coeficientes β tienden a ser mayores en regiones con altas tasas de desempleo que en regiones con bajas tasas de desempleo. De acuerdo con estos resultados, hay comunidades que, en el estado estacionario, tendrán una tasa de desempleo superior a la nacional (Andalucía y el País Vasco, entre otras); al mismo tiempo, también hay comunidades que presentarán una menor tasa de desempleo de equilibrio que la de España, entre las que se encuentran, por ejemplo, Navarra, La Rioja, Baleares y Aragón. No obstante lo dicho, hay que apuntar que el coeficiente de determinación ajustado, aunque elevado en muchas comunidades autónomas, alcanza valores relativamente pequeños en algunas de ellas, lo que arroja ciertas dudas sobre la existencia de la mencionada relación de equilibrio, a largo plazo, entre las tasas de desempleo de esas regiones y la tasa nacional.

Por otro lado, las estimaciones del parámetro λ del MCE son bastante dispares. Existen comunidades autónomas —tales como Extremadura, Murcia, Baleares, Galicia, y Castilla y León— en las que parece que una gran parte de la divergencia entre las tasas regional y nacional se corrige en el primer año; sin embargo, hay otras regiones —entre las que destacan la Comunidad Valenciana, Canarias, Andalucía, La Rioja y Navarra— en las que una parte mínima de la disparidad respecto a la situación de equilibrio a largo plazo se corrige al año siguiente a la aparición de la perturbación. Estos resultados son indicativos de que, pese a que, en términos generales, existe persistencia en las diferencias entre las tasas de desempleo regionales y nacional, su intensidad difiere de forma apreciable según cuál sea la comunidad autónoma que se analice.

A tenor de lo expuesto, parece que existen dudas razonables sobre el grado de persistencia que habíamos señalado previamente, tanto en lo que se refiere a las disparidades como a la estructura del desempleo regional. Además, estas dudas se ven corroboradas si, en lugar de utilizar el test de Johansen para contrastar la cointegración de nuestras series, hacemos uso de un contraste alternativo denominado CRDW (11), que se

CUADRO N.º 3

DINÁMICA DEL DESEMPLEO
(Ecuaciones de cointegración y parámetro del MCE)

	α	β	\bar{R}^2	DW	λ
Andalucía	2,56 (5,84)	1,29(***) (0,33)	0,51	0,090	-0,13
Aragón	-0,95 (1,55)	0,66(***) (0,09)	0,81	0,365(*)	-0,30
Asturias	3,32 (2,48)	0,91(***) (0,14)	0,75	0,367(*)	-0,25
Baleares	0,03 (1,34)	0,64(***) (0,08)	0,83	0,527(***)	-0,52
Canarias	7,08 (5,38)	0,77(**) (0,30)	0,28	0,170	-0,02
Cantabria	-0,63 (3,85)	0,98(***) (0,22)	0,58	0,249	-0,38
Castilla y León	3,98(***) (1,05)	0,73(***) (0,06)	0,92	0,437(**)	-0,42
Castilla-La Mancha	0,55 (1,20)	0,87(***) (0,07)	0,92	0,447(**)	-0,20
Cataluña	-1,45 (3,05)	0,91(***) (0,17)	0,66	0,181	-0,19
Comunidad Valenciana	-5,03(***) (1,19)	1,28(***) (0,07)	0,96	0,739(***)	-0,36
Extremadura	2,98(**) (1,33)	1,07(***) (0,07)	0,94	0,946(***)	-0,58
Galicia	1,45 (1,12)	0,70(***) (0,06)	0,90	0,559(***)	-0,47
Madrid	-2,40 (3,71)	1,01(***) (0,21)	0,62	0,233	-0,27
Murcia	-2,15 (1,69)	1,17(***) (0,09)	0,92	0,574(***)	-0,54
Navarra	2,56 (4,53)	0,54(**) (0,25)	0,20	0,163	-0,18
País Vasco	0,33 (2,50)	1,15(***) (0,14)	0,83	0,142	0,02
Rioja (La)	1,57 (1,78)	0,54(***) (0,10)	0,67	0,233	-0,16

Notas:
- Errores estándar entre paréntesis.
- Coeficientes significativos al: 90 por 100 = (*); 95 por 100 = (**); 99 por 100 = (***)
Fuente: Idem, cuadro n.º 1.

basa en el análisis de los residuos y examina si éstos son, o no, ruido blanco (12). Para contrastar la hipótesis nula (que los residuos del modelo no son estacionarios) basta con comparar el valor del estadístico DW con los valores tabulados del test CRDW, los cuales se sitúan, respectivamente, en 0,511, 0,386 y 0,322 para niveles de confianza del 99, 95 y 90 por 100. Pues bien, si observamos los resultados obtenidos (véase la quinta columna del cuadro n.º 3), comprobamos que sólo podemos rechazar la hipótesis de no estacionariedad en el residuo en la mitad de las regiones españolas.

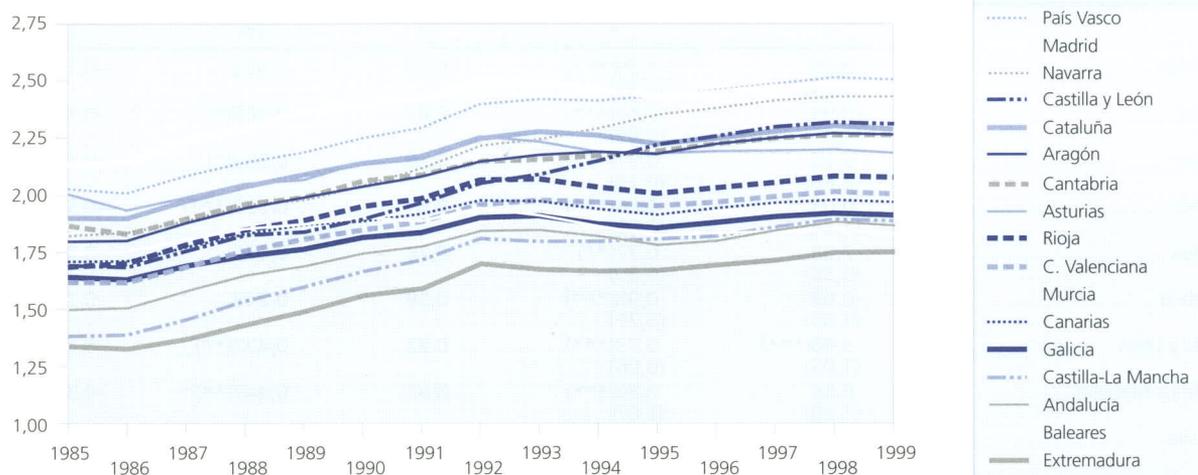
En consecuencia, se confirman las dudas, para algunas comunidades autónomas, acerca de la existencia de una relación de equilibrio (a largo plazo) entre sus tasas de desempleo y la tasa nacional. En todo caso, desde nuestro punto de vista hay dos elementos que, creemos, contribuyen a mitigar estas dudas: por un lado, y de acuerdo con el gráfico 1, se observa que la tasa

de paro ha seguido una evolución muy similar en todas las comunidades; y, por otro, vemos que las disparidades regionales apenas han sufrido modificación alguna (gráfico 2). Ambos hechos constituyen signos elocuentes de la relación arriba indicada y, por lo tanto, de cointegración entre las tasas de desempleo regionales y la nacional.

A pesar de lo que acabamos de decir, hemos de reconocer que los resultados obtenidos no son concluyentes. Una posible explicación es que, tal y como se observa en el gráfico 1, la evolución de las tasas de desempleo en España muestra un cambio de tendencia evidente en el año 1994. Por ello, hemos procedido al análisis de una nueva ecuación de regresión:

$$u_{rt} = \alpha_r + \beta_r u_{nt} + \phi dummy + v_{rt} \quad [3]$$

GRÁFICO 3
SALARIOS REGIONALES, 1985-1999
 (Millones de pesetas)



en la que se ha incluido una variable *dummy* que adopta el valor 1 entre 1985 y 1994 y el valor 0 para los demás años (13). En este caso, se comprueba que el coeficiente de determinación ajustado aumenta de forma considerable en todas las comunidades autónomas, manteniéndose prácticamente inalterado el valor del coeficiente β entre las tasas de desempleo regional y nacional; además, a diferencia de lo que ocurría con la especificación de la ecuación [1], los valores obtenidos en el estadístico DW son ahora mucho mayores, rechazándose la hipótesis nula de no cointegración en todas las comunidades autónomas, con la única excepción de Navarra. Asimismo, los valores del parámetro λ en esta nueva especificación aumentan en la mayoría de las regiones, lo que refuerza nuestro punto de vista sobre la persistencia (14).

III. LOS SALARIOS REGIONALES EN ESPAÑA: HECHOS ESTILIZADOS

Examinados algunos de los rasgos más relevantes del desempleo regional, nos concentramos ahora en la vertiente de los salarios, siendo nuestro principal propósito el de analizar su dispersión geográfica. En España existen distintas fuentes de información salarial desagregada por regiones, aunque la mayoría de ellas utilizan conceptos de «salarios» que, pese a ser similares, no son estrictamente homogéneos. En nuestro caso, las series utilizadas, procedentes de FUNCAS, se refieren a los costes salariales reales (15), o costes del trabajo

para los empleadores, equivalentes a las rentas brutas de los trabajadores asalariados.

1. La evolución regional de los salarios

Tal y como ocurría con las tasas de desempleo, el primer aspecto que llama la atención en los salarios es que han seguido una trayectoria temporal bastante similar en todas las regiones (gráfico 3). El ajuste de una tendencia lineal a los datos disponibles permite poner de manifiesto que los coeficientes asociados a la misma no difieren estadísticamente entre comunidades autónomas, por lo que se puede decir que todas ellas han seguido la misma senda salarial. Además, el análisis de los ciclos (que, en todo caso, son de escasa entidad) corrobora la similitud de comportamientos entre regiones, tal y como ponen de manifiesto (véase el cuadro número 4) los elevados valores registrados por los coeficientes de correlación entre los residuos de las ecuaciones de tendencia para la mayoría de las comunidades autónomas.

2. Las disparidades en los salarios regionales: niveles, evolución y persistencia

El segundo de los rasgos a considerar es la elevada dispersión que existe entre los niveles de los salarios por regiones. De forma sencilla, pero elocuente, valga decir que el salario en Madrid (la comunidad con los niveles retributivos más altos) es, en promedio, un 50,6 por

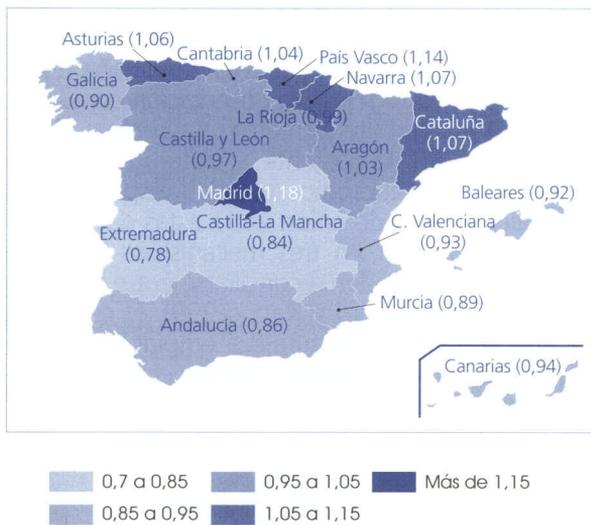
CUADRO N.º 4

HOMOGENEIDAD EN LOS CICLOS (SALARIOS)

	And.	Ara.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C. L.	C. M.	Cat.	C. V.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P. V.	Rio.
Andalucía	1,00																
Aragón	0,93	1,00															
Asturias	0,89	0,93	1,00														
Baleares	0,98	0,90	0,84	1,00													
Canarias	0,99	0,94	0,89	0,98	1,00												
Cantabria	0,83	0,93	0,96	0,80	0,84	1,00											
Castilla y León	0,99	0,96	0,92	0,97	0,98	0,86	1,00										
Castilla-La Mancha	0,96	0,96	0,96	0,93	0,95	0,92	0,97	1,00									
Cataluña	0,96	0,98	0,93	0,93	0,96	0,89	0,97	0,98	1,00								
Comunidad Valenciana	0,96	0,99	0,94	0,93	0,96	0,91	0,98	0,98	0,99	1,00							
Extremadura	0,92	0,92	0,98	0,88	0,91	0,92	0,98	0,94	0,93	0,94	1,00						
Galicia	0,98	0,96	0,95	0,95	0,97	0,90	0,97	0,99	0,98	0,97	0,96	1,00					
Madrid	0,97	0,95	0,87	0,97	0,98	0,84	0,95	0,98	0,96	0,97	0,90	0,95	1,00				
Murcia	0,81	0,90	0,91	0,73	0,80	0,87	0,89	0,84	0,91	0,90	0,91	0,88	0,83	1,00			
Navarra	0,44	0,68	0,70	0,36	0,46	0,73	0,63	0,52	0,60	0,64	0,65	0,57	0,47	0,74	1,00		
País Vasco	0,86	0,95	0,97	0,80	0,86	0,94	0,94	0,90	0,94	0,95	0,95	0,93	0,86	0,95	0,81	1,00	
Rioja (La)	0,17	0,47	0,48	0,09	0,21	0,58	0,37	0,25	0,36	0,39	0,38	0,31	0,22	0,52	0,93	0,61	1,00

Nota: Ver nota cuadro n.º 1.
Fuente: Idem, cuadro n.º 1.

MAPA 2
SALARIOS RELATIVOS
(Media 1985-1999)



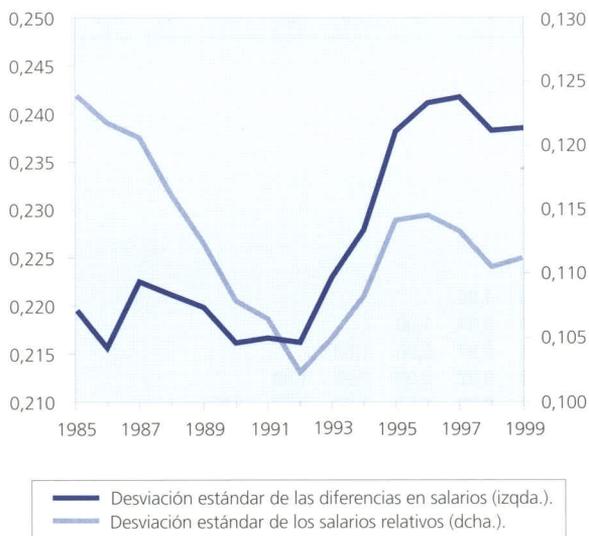
100 superior al de Extremadura (la comunidad con los niveles más bajos). Además, si no nos fijamos únicamente en los valores extremos, sino que prestamos atención a todas las comunidades, se vislumbra un panorama (mapa 2) en el que aparece un *gap* importante entre las regiones industrializadas y las menos desarrolladas, ilustrativo de que la mencionada dispersión salarial está motivada, parcialmente al menos, por la desi-

igual distribución sectorial del empleo por comunidades autónomas (véase, entre otros, Villaverde, 1999).

Con independencia del nivel de las disparidades regionales en materia de salarios, su evolución muestra trayectorias temporales muy similares sea cual sea el criterio de medición utilizado, bien que ligeramente ascendente en el caso de las diferencias absolutas y ligeramente descendente en el de las diferencias relativas (gráfico 4) (16). Este resultado apunta con claridad a un elevado grado de persistencia en los salarios regionales en España (mayor incluso que en la tasa de paro), y no sólo en lo que corresponde a sus disparidades, sino también en lo que concierne a su estructura. La persistencia en la estructura se pone de manifiesto al observar los elevados valores de los coeficientes de correlación de rangos (tercera columna del cuadro n.º 5), mientras que la relativa a la dispersión se aprecia en la estabilidad del coeficiente de correlación entre los diferenciales de salarios (segunda columna del mismo cuadro).

Siendo esto así, examinamos la dinámica de la persistencia siguiendo el mismo proceso de análisis que en el apartado anterior al referirnos al desempleo. En consecuencia, empezamos aplicando el test de Johansen para ver si las series de salarios regionales y nacional están cointegradas, poniendo de manifiesto los resultados obtenidos que sí lo están. A continuación, estimamos las ecuaciones de cointegración para cada comunidad autónoma, apreciándose (cuadro n.º 6) que todos los coeficientes β resultan significativos al nivel del 99 por 100; no obstante, se alcanzan resultados

GRÁFICO 4
DISPARIDADES EN LOS SALARIOS REGIONALES



muy dispares por comunidades autónomas, lo que sugiere que, en el estado estacionario, algunas de ellas registrarán diferencias importantes en relación con la media nacional (17).

Por último, y en cuanto al parámetro de corrección de errores, las estimaciones obtenidas son, al igual que sucedía con el desempleo, bastante heterogéneas: en Cataluña y Galicia, por ejemplo, las divergencias provocadas por un *shock* se corrigen en su mayor parte en el período siguiente, mientras que en regiones como Aragón o La Rioja tardan mucho más en hacerlo. En todo caso, los valores de este parámetro son, en general, superiores a los obtenidos en la vertiente de las tasas de paro, indicando con ello que la persistencia en las diferencias salariales es mayor que en las tasas de desempleo (18).

IV. SALARIOS Y DESEMPLEO REGIONALES

Las disparidades observadas en las tasas regionales de desempleo son interpretadas por distintos autores de formas diferentes. Para algunos, constituyen la consecuencia lógica del deficiente funcionamiento de los mecanismos de ajuste convencionales, tales como los movimientos migratorios y las variaciones salariales; para otros, estas disparidades no son más que el reflejo de las condiciones estructurales de las regiones y, por lo tanto, de las disparidades existentes en las tasas de equilibrio a largo plazo relacionadas, por ejemplo, con diferencias en las dotaciones factoriales, tecnológicas,

CUADRO N.º 5

PERSISTENCIA EN LOS SALARIOS REGIONALES

Años	Disparidades	Estructura
1986	1,00	1,00
1987	0,99	1,00
1988	0,99	0,99
1989	0,98	0,99
1990	0,98	0,99
1991	0,97	0,97
1992	0,96	0,96
1993	0,95	0,92
1994	0,91	0,89
1995	0,87	0,85
1996	0,86	0,84
1997	0,85	0,80
1998	0,83	0,79
1999	0,82	0,77

Nota y fuente: Ídem, cuadro n.º 2.

en la cualificación de la mano de obra, etc. Este último ha sido, en esencia, el punto de vista adoptado en el epígrafe II.3 al analizar la persistencia en las disparidades y en la estructura regional del desempleo.

Manteniendo —en la línea de Davies y Hallet, 2001 (19)— una postura ecléctica acerca de la cuestión anterior, en este apartado tratamos de desentrañar en qué medida los salarios regionales en España responden al desempleo regional; la observación conjunta de los mapas 1 y 2 permite formarse una primera idea sobre esta cuestión. No obstante, si tratamos de ser más sistemáticos, convendremos que las respuestas convencionales al nexo de unión entre estas dos variables se pueden sintetizar en tres mecanismos diferentes, dos de los cuales pueden reconciliarse entre sí, tal y como muestran Blanchard y Katz (1999). El primero de estos mecanismos, de naturaleza empírica, es consistente con la curva de Phillips, que preconiza una relación inversa entre el ritmo de variación de los salarios reales y la tasa de desempleo. El segundo de los mecanismos, de naturaleza teórica, es consistente con distintos modelos del mercado de trabajo, y postula la existencia de una relación inversa entre niveles de salarios reales y tasas de desempleo, lo que Blanchflower y Oswald (1994) han bautizado como «curva de salarios». Por último, y tal y como indican, por ejemplo, Morten Dyrstad y Johansen (2000), el equilibrio en un país formado por distintas regiones implica que el saldo migratorio neto ha de ser igual a cero, lo que sería muestra suficiente de la existencia de salarios compensadores a escala regional; de acuerdo con este tercer mecanismo, se tiene que cumplir que la relación entre salarios y desempleo sea positiva.

CUADRO N.º 6

DINÁMICA DE LOS SALARIOS
(Ecuaciones de cointegración y parámetro del MCE)

	α	β	\bar{R}^2	DW	λ
Andalucía	-0,16 (***) (0,05)	0,94 (***) (0,03)	0,99	0,665 (***)	-0,45
Aragón	-0,35 (***) (0,11)	1,21 (***) (0,05)	0,97	0,397 (**)	-0,17
Asturias	0,73 (***) (0,12)	0,70 (***) (0,06)	0,91	0,937 (***)	-0,42
Baleares	1,34 (***) (0,18)	0,25 (***) (0,08)	0,36	0,381 (*)	-0,26
Canarias	0,50 (***) (0,06)	0,69 (***) (0,03)	0,98	0,690 (***)	-0,55
Cantabria	-0,08 (0,13)	1,08 (***) (0,06)	0,95	0,494 (**)	-0,31
Castilla y León	-0,10 (**) (0,05)	1,02 (***) (0,02)	0,99	0,687 (***)	-0,55
Castilla-La Mancha	-0,96 (***) (0,08)	1,32 (***) (0,04)	0,99	0,890 (***)	-0,37
Cataluña	0,03 (0,03)	1,06 (***) (0,01)	0,99	1,467 (***)	-0,99
Comunidad Valenciana	-0,23 (***) (0,03)	1,04 (***) (0,01)	0,99	0,965 (***)	-0,60
Extremadura	-0,66 (***) (0,08)	1,11 (***) (0,04)	0,98	0,971 (***)	-0,64
Galicia	0,31 (***) (0,03)	0,75 (***) (0,02)	0,99	1,502 (***)	-0,71
Madrid	0,57 (***) (0,10)	0,90 (***) (0,05)	0,96	0,605 (***)	-0,51
Murcia	-0,67 (***) (0,13)	1,22 (***) (0,06)	0,96	0,553 (***)	-0,51
Navarra	-1,02 (***) (0,30)	1,58 (***) (0,15)	0,89	0,352 (*)	-0,21
País Vasco	-0,32 (**) (0,13)	1,30 (***) (0,07)	0,96	0,299	-0,26
Rioja (La)	-1,22 (***) (0,35)	1,60 (***) (0,17)	0,86	0,300	-0,18

Notas y fuente: Ídem, cuadro n.º 3.

Tomando en consideración estas aproximaciones, así como el trabajo de Pannenberg y Schwarze (2000), en este apartado nos planteamos investigar cuál de los mecanismos anteriores es más coherente con la evidencia empírica de las regiones españolas. Para ello, y de acuerdo con los autores mencionados, que parten de un modelo propuesto por Blanchard y Katz (1999), estimamos la siguiente ecuación de regresión:

$$w_{rt} = \mu a + \beta \ln(u_{rt}) + \mu \lambda w_{r,t-1} + \gamma \chi_{rt}' + \mu_r + v_{rt} \quad [4]$$

donde el subíndice r se refiere a cada región, a es una constante, w_{rt} es el logaritmo del salario, u_{rt} es, de nuevo, la tasa de desempleo, χ_{rt}' es un vector de variables de control expresivas de distintas características del mercado de trabajo, μ_r es un efecto específico y permanente de cada región y v_{rt} es el término de error, de modo que,

$$v_{rt} \approx N(0, \sigma_v^2), E(v_{rt}, v_{js}) = 0, r \neq j \text{ ó } t \neq s, \\ E(\mu_r, v_{jt}) = 0 \forall r, j, t \text{ y } E(\chi_{rt}, v_{js}) = 0 \forall r, j, t, s \quad (20).$$

En concreto, para tratar de identificar las singularidades del mercado de trabajo, se han incluido dentro del vector χ_{rt}' , expresadas como porcentaje sobre el empleo total, las siguientes características: mujeres, empleados pertenecientes a los sectores agrícola, industrial y de servicios, y empleados analfabetos y con estudios superiores.

La estimación de esta ecuación de regresión permite, dependiendo del resultado que se obtenga en los parámetros asociados al salario retardado y a la tasa de desempleo, identificar si en España predomina la curva de Phillips, la curva de salarios estática o un mecanismo de compensación. En particular, si ocurriera que $\mu \lambda = 0$ y $\beta < 0$, nos encontraríamos con que la evidencia empírica

estaría identificando una curva de salarios estática, ya que el ajuste de los salarios ante un *shock* sería inmediato; si, por el contrario, ocurriera que $\mu\lambda=1$ y $\beta<0$, los resultados mostrarían un proceso de ajuste a corto plazo en los salarios, esto es, una relación del tipo propuesto por la curva de Phillips; evidentemente, valores intermedios de $\mu\lambda$ reflejarían la confluencia de los dos casos anteriores: por un lado, de una relación de equilibrio a largo plazo entre tasa de desempleo y salarios y, por otro, de un cierto grado de inercia en los salarios a corto plazo; por último, si $\beta>0$, es decir, si se produjera una relación positiva entre salario regional y desempleo, nos encontraríamos ante la existencia de diferencias compensadoras de salarios, tal y como ponen de manifiesto Morten Dyrstad y Johansen (2000).

Siguiendo a Arellano y Bond (1998), y dados los problemas de endogeneidad que existen en la ecuación [4], hemos estimado ésta a través del método generalizado de los momentos (GMM) (21). En concreto, hemos estimado dicha ecuación en primeras diferencias, lo que nos ha permitido eliminar el efecto fijo permanente de cada región (μ_i); una vez hecho esto, hemos utilizado como instrumentos en el proceso de estimación los valores retardados de $W_{r,t-j}$ ($j \geq 2$). Además, y con la finalidad de evaluar la robustez de los resultados obtenidos, se ha estimado la ecuación [4] por medio de los dos estimadores GMM propuestos por Arellano y Bond; un GMM1, que considera que la primera diferencia del término de error de la ecuación es un proceso MA(1) con raíz unitaria; y un GMM2, que utiliza los residuos estimados en el GMM1 para construir una matriz ponderada, lo que permite obtener un estimador GMM en dos etapas que resulta robusto ante problemas de heterocedasticidad.

Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro número 7. De acuerdo con ellos, se aprecia que la elasticidad a corto plazo del salario respecto del desempleo (β) no difiere estadísticamente de cero, resultado que es acorde con el obtenido en otros trabajos (véanse, por ejemplo, Bajo *et al.*, 1999; Villaverde, 1999, y Maza, 2002), pero que no permite discriminar con precisión entre los tres mecanismos antes mencionados (22). Sin embargo, la existencia de una significativa autocorrelación en los salarios —el coeficiente asociado a la variable de salarios retardada un período alcanza un valor cercano a 0,7 en ambas estimaciones— parece poner de manifiesto que la evidencia empírica en el caso español está más cerca de los postulados de la curva de Phillips que de los que se encuentran detrás de la curva de salarios; al mismo tiempo, da cuenta de una considerable inercia salarial a corto plazo.

Por último, parece conveniente hacer una breve mención a la diagnosis del modelo, ya que, si estuviera

CUADRO N.º 7

SALARIOS Y DESEMPLEO REGIONALES

Variable endógena: w_{rt}	GMM1	GMM2
Variables exógenas	Coef.	Coef.
W_{rt-1}	0,68(***) (0,07)	0,66(***) (0,05)
$\ln(u_{rt})$	0,003 (0,008)	0,003 (0,014)
Wald	4771,1 [0,00]	35208,8 [0,00]
m_2	-1,02 [0,31]	-0,64 [0,52]
Sargan		16,2 [1,00]

Notas:

– Errores estándar entre paréntesis.
– Coeficientes significativos al: 90 por 100=(*); 95 por 100=(**); 99 por 100=(***).
– Wald: Test de Wald de significatividad conjunta de todas las variables explicativas. Este test se distribuye según una χ^2_k bajo la hipótesis nula de no significatividad conjunta, donde k es el número de coeficientes estimados (Arellano y Bond, 1991); m_2 : Test de correlación de segundo orden de los residuos. Este test sigue una $N(0,1)$ bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación; Sargan: Test de Sargan de restricciones de sobreidentificación. Este test sigue una distribución χ^2_{p-k} bajo la hipótesis nula de restricciones válidas. Los valores entre corchetes reflejan los p -valores.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos procedentes de FUNCAS, INE e IVIE.

incorrectamente especificado, sus resultados carecerían, obviamente, de fiabilidad. Respecto a esta cuestión, hay que señalar que los estimadores GMM se basan en el supuesto de que no hay correlación de segundo orden entre los residuos de las ecuaciones en primeras diferencias (véase Arellano y Bond, 1991). Para analizar esta cuestión, hemos empleado, de acuerdo con estos autores, un test de correlación de segundo orden denominado m_2 . Los resultados obtenidos muestran que no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación de segundo orden. Además, se ha utilizado el test de Sargan de restricciones de sobreidentificación, obteniéndose como conclusión que no parece que las mismas sean no válidas, es decir, que todos los instrumentos utilizados en el análisis son adecuados (con una probabilidad del 99 por 100). Finalmente, en el cuadro n.º 7 se muestra el test de Wald, robusto ante problemas de heterocedasticidad, que indica que, conjuntamente, las variables explicativas resultan significativas (con una probabilidad, de nuevo, del 99 por 100).

V. CONCLUSIONES Y CONSIDERACIONES FINALES

Adoptando una perspectiva regional, este trabajo ha intentado arrojar algo de luz sobre la dinámica del desempleo y los salarios en España entre 1985 y 1999. En relación con ambas variables, se ha puesto de relieve que, pese a que, aparentemente, las trayectorias temporales son muy similares entre todas las comunidades

autónomas, las disparidades regionales no sólo son muy fuertes, sino que, además, son bastante persistentes. Estos resultados son ilustrativos, en primer lugar, de la más que probable existencia de disparidades de equilibrio a largo plazo entre los correspondientes niveles regionales (tanto de las tasas de desempleo como de los salarios) y el nacional, tal y como se deduce a través de los correspondientes test de cointegración; y, en segundo lugar, son representativos de la falta de operatividad de los salarios para amortiguar las diferencias regionales en las tasas de desempleo. Aunque, en principio, consistentes, estas dos conclusiones deberían tomarse con cierta cautela, dado que provienen del análisis de series temporales que sólo cubren un período de quince años.

Sea como fuere, la rigidez de los salarios regionales ante el desempleo regional se ve corroborada de forma explícita en nuestro análisis. En concreto, la contrastación empírica de las relaciones entre ambas variables permite, por un lado, apoyar la falta de una relación estadísticamente significativa entre ellas —confirmando así los resultados obtenidos en otros trabajos— y, por otro, identificar la presencia de una considerable inercia salarial a corto plazo. Al mismo tiempo, y con las cautelas antes mencionadas, la evidencia empírica examinada sobre la dinámica salarial en las regiones parece sostener más la vigencia de una curva de Phillips que la de una curva de salarios. Sólo la ampliación de las series utilizadas sobre desempleo y salarios permitirá, sin embargo, optar por una u otra, así como corroborar, o matizar, las persistencias de las disparidades regionales en desempleo y salarios.

NOTAS

- (1) FUNCAS, *Magnitudes económicas provinciales. Años 1985 a 1999*; INE, *Encuesta de Población Activa*; IVIE, *Capital humano y su distribución provincial*.
- (2) Este proceso se ha mantenido también a lo largo del año 2000; sin embargo, durante 2001 ha empezado a mostrar síntomas de agotamiento.
- (3) Se ha realizado un contraste mediante sumas residuales del modelo restringido (imponiendo un mismo coeficiente asociado a la tendencia para todas las regiones) y del modelo no restringido (permitiendo que éste difiera en cada una de ellas); los resultados obtenidos muestran que no se puede rechazar la hipótesis nula de semejanza de coeficientes.
- (4) Esto es debido a que la tasa nacional es la media ponderada de las tasas regionales.
- (5) u_r hace referencia a la tasa de desempleo nacional, mientras que u_r se refiere a la tasa de desempleo de la región r -ésima.
- (6) Los resultados en ambos casos son, obviamente, idénticos.
- (7) No se incluyen aquí, pero están disponibles a petición de los interesados.
- (8) El único caso en el que no se puede rechazar esta hipótesis nula (ni siquiera a un nivel del 90 por 100) es el de la comunidad canaria.

- (9) Se ha llevado a cabo un proceso de estimación recursivo en el que los residuos de la primera ecuación se han incluido como variables explicativas en la segunda de ellas.
- (10) No se han incluido retardos en el MCE dado el reducido horizonte temporal cubierto por nuestras series.
- (11) Las siglas corresponden a Co-integrating Regresión Durbin-Watson.
- (12) No obstante, respecto a la potencia de ambos test existe unanimidad al afirmar que el primero de ellos —esto es, el test de Johansen— resuelve varios de los problemas que se encuentran en el test CRDW y, en consecuencia, resulta más adecuado al efectuar un contraste de cointegración (véanse, por ejemplo, GUJARATI, 1993; PULIDO y PÉREZ, 2001).
- (13) Aunque la inclusión de una *dummy* es problemática al tener series tan cortas, hemos optado por hacerlo, dado el evidente cambio de tendencia registrado en éstas en 1994.
- (14) No se incluyen los resultados, pero están disponibles a petición de los interesados.
- (15) En concreto, las series de salarios se han aproximado como el cociente entre los costes laborales (deflactados por el índice de precios implícitos en el PIB) y el número de empleos asalariados de cada región.
- (16) Aunque la observación superficial del gráfico 4 pudiera dar lugar a equívocos, hay que tomar en consideración que la escala utilizada es muy pequeña. Asimismo, este gráfico permite concluir, al compararlo con el gráfico 2.b, que las disparidades relativas en las tasas de paro son mayores que en los salarios.
- (17) Como es obvio, en esas diferencias también juega un papel importante el valor obtenido para el término constante en cada comunidad.
- (18) Los resultados obtenidos, en este caso, no arrojan ninguna duda sobre la existencia de una relación estable a largo plazo entre los salarios regionales y el salario nacional.
- (19) Estos autores consideran que los determinantes del desempleo regional son, de forma simultánea, el desarrollo económico de las regiones, la cualificación de la mano de obra, la existencia de salarios desvinculados de la productividad y la insuficiente movilidad geográfica del trabajo.
- (20) En el artículo original de PANNENBERG y SCHWARZE (2000), además de éstas, también se incluían como variables explicativas una serie de *dummies* temporales. Dada la escasez de datos, en nuestro caso no es posible. No obstante, se ha realizado el mismo análisis con datos provinciales e incluyendo dichas *dummies*, y los resultados no difieren en gran medida de los mostrados aquí.
- (21) Todas las estimaciones se han llevado a cabo por medio del programa DPD de Gauss, desarrollado por ARELLANO y BOND (1988, 1998).
- (22) No obstante, la observación de los mapas 1 y 2 permite atisbar una cierta relación inversa entre tasas de desempleo y salarios, excepto en el caso vasco, donde el mecanismo de salarios compensadores puede estar jugando algún papel.

BIBLIOGRAFÍA

ARELLANO, M. y BOND, S. (1988), «Dynamic panel data estimation using DPD —A guide for users», *Working paper n° 88/15*, Institute for Fiscal Studies, Londres.

— (1991), «Some test of specification of panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies*, n.º 58: 277-297.

— (1998), *Dynamic panel data estimation using DPD for Gauss*, Institute for Fiscal Studies, Londres.

BAJO, O.; RABADÁN, I., y SALAS, R. (1999), «Regional wage flexibility in Spain, 1989-1992», *Papeles de Trabajo*, Instituto de Estudios Fiscales.

- BENTOLILA, S., y DOLADO, J. J. (1990), «Mismatch and internal migration in Spain, 1962-86», en F. PADOA-SCHIOPPA (ed.), *Mismatch and labour mobility*, CEPR.
- BLANCHARD, O., y KATZ, L. (1999), «Wage dynamics: reconciling theory and evidence», *American Economic Review. Papers and Proceedings*, mayo: 69-74.
- BLANCHFLOWER, D. G., y OSWALD, A. J. (1994), *The wage curve*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- DAVIES, S., y HALLET, M. (2001), «Policy responses to regional unemployment: Lessons from Germany, Spain and Italy», Comisión Europea, *Economic Papers*, n.º 161.
- DIXON, R.; SHEPHERD, D., y THOMSON, J. (2001), «Regional unemployment disparities in Australia», *Regional Studies*, n.º 2: 93-102.
- GUJARATI, D. N. (1993), *Basic Econometrics*, 3ª edición, McGraw-Hill, Nueva York.
- MARTIN, R. (1993), «Remapping British regional policy: the end of the north-south divide?», *Regional Studies*, n.º 27: 797-805.
- (1997), «Regional unemployment disparities and their dynamics», *Regional Studies*, n.º 3: 237-252.
- MAZA, A. (2002), «Flexibilidad regional de los salarios en España y Unión Monetaria Europea», *Revista de Economía Aragonesa*, número 17: 113-132.
- MORTEN DYRSTAD, J., y JOHANSEN, K. (2000), «Regional wage responses to unemployment and profitability: empirical evidence from Norwegian manufacturing industries», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.º 1: 101-117.
- PANNENBERG, M., y SCHWARZE, J. (2000), «Wage dynamics and unemployment in Germany: evidence from regional panel data», *Labour*, n.º 4: 645-656.
- PEHKONEN, J., y TERVO, H. (1998), «Persistence and turnover in regional unemployment disparities», *Regional Studies*, n.º 5: 445-458.
- PULIDO, A., y PÉREZ, J. (2001), *Modelos econométricos*, Pirámide, Madrid.
- VILLAVERDE, J. (1999), «Dispersión y flexibilidad regional de los salarios en España», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 80: 171-184.