

DISPERSIÓN Y FLEXIBILIDAD REGIONAL DE LOS SALARIOS EN ESPAÑA

José VILLAVERDE CASTRO (*)

I. INTRODUCCIÓN

LA reciente integración española en la unión monetaria europea (UME) ha sido considerada, en diferentes ámbitos, como un logro importante de nuestra política económica. Aunque es evidente que se espera que sus resultados sean positivos para el conjunto del país, tanto en términos de reducción del desempleo como de avance en el proceso de convergencia real con la media comunitaria, no se puede ocultar que la pertenencia a la UME acarreará también algunos inconvenientes o, como sostiene la teoría convencional de las áreas monetarias óptimas, algunos costes. Éstos, en esencia, proceden de la desaparición del tipo de cambio nominal como instrumento de ajuste, de la pérdida de autonomía de la política monetaria y de una, aparentemente al menos, mayor rigidez de la política fiscal.

Con independencia de estas y otras cuestiones muy debatidas en los últimos tiempos (1), parece evidente que la renuncia al uso del tipo de cambio nominal como mecanismo de ajuste puede suponer un problema (implicar costes, fundamentalmente en términos de reducción de la actividad económica y empleo) cuando un país (o región) se enfrenta a perturbaciones asimétricas de carácter adverso (2) y no cuenta con instrumentos de ajuste alternativos para hacerles frente. Si bien es cierto que una buena parte de la literatura sobre el particular considera que la probabilidad de sufrir este tipo de perturbaciones se verá reducida dentro de la UME (3), no lo es menos que estas perturbaciones no se pueden descartar en absoluto; de ahí la conveniencia de contar con instrumentos de ajuste macroeconómicos alternativos al tipo de cambio. Entre estos, la flexibilidad salarial, la movilidad laboral y el federalismo fiscal (estabilizadores fiscales automáticos a escala comunitaria) suelen ocupar un lugar destacado (4).

En este artículo se examina, desde el punto de vista de las comunidades autónomas españolas, la operatividad potencial de uno de los mecanismos

de ajuste arriba mencionados: el grado de flexibilidad de los salarios reales a escala interregional. En consecuencia, en el apartado II se analiza la dispersión geográfica de los salarios en España, su evolución temporal (entre 1980 y 1995) y su grado de flexibilidad, para lo que se estiman modelos reducidos de ecuaciones de salarios convencionales. En el apartado III se aborda, fundamentalmente, el mismo tipo de análisis que en el II, aunque con una diferencia importante que se deriva de que, ahora, se hace uso de una serie de salarios regionales que corrigen (ajustan) los salarios observados teniendo en cuenta las diferencias existentes en la estructura ocupacional de las comunidades autónomas. A continuación, en el apartado IV se analiza de nuevo la flexibilidad salarial (con los salarios corregidos) interregional, estimándose un sistema de ecuaciones (de salarios y empleo) y calculando las correspondientes funciones de respuesta al impulso, mientras que en el V se cuestiona si la UME favorecerá el aumento de la referida flexibilidad geográfica de los salarios. Por último, en el apartado VI se sintetizan las conclusiones más relevantes.

II. LOS SALARIOS OBSERVADOS: DISPERSIÓN Y FLEXIBILIDAD REGIONALES

La flexibilidad salarial constituye, ya se ha dicho previamente, un buen instrumento para enfrentar los efectos dañinos derivados de la aparición de perturbaciones asimétricas adversas (5); por el contrario, la rigidez salarial contribuye notablemente a la difusión de estas perturbaciones y a hacer que el peso del ajuste en estos casos recaiga, primordialmente, sobre la producción y el empleo. En España, incluso en mayor medida que en el resto de Europa, la flexibilidad de los salarios reales —entendiendo por tal su grado de respuesta al desempleo— ha sido tradicionalmente baja (6), circunstancia que, en esencia, se repite también a escala de todas y cada una de las comunidades autónomas. En este artículo examinamos esta última cuestión con un cierto detalle, para lo que se toma como indicador salarial la remuneración por ocupado —expresada en pesetas constantes de 1980 (7)— que suministra la base de datos BDMORES (8), siendo el lapso de tiempo considerado el que va desde 1980 hasta 1995.

Una primera aproximación al análisis del grado de flexibilidad regional de los salarios en España se puede obtener a partir de la consideración de su dispersión geográfica (9). Tal y como se aprecia en

el cuadro n.º 1, en el que se presentan los salarios relativos de las comunidades autónomas (10), algunos de los estadísticos de dispersión más convencionales, como son el recorrido y el coeficiente de variación, muestran una bastante amplia, aunque decreciente, dispersión salarial. En concreto, el País Vasco y Madrid son las comunidades que tradicionalmente presentan unos salarios reales más elevados, mientras que Galicia y Extremadura se encuentran, por el contrario, en la situación opuesta; en 1980, el salario real medio de Madrid fue un 44,2 por 100 superior al de Galicia, mientras que en 1995 el gap entre el País Vasco y Extremadura fue del 37 por 100. Además, y sin que quepa

hablar en sentido estricto de un *gap* Norte-Sur, lo cierto es que el mapa de los salarios regionales en España presenta un panorama bastante definido, de manera tal que, en líneas generales, las regiones más desarrolladas suelen presentar unos salarios reales superiores a la media del país, mientras que las menos desarrolladas suelen registrar unos salarios reales inferiores a la media nacional.

En esta misma línea de análisis, el gráfico 1 presenta la trayectoria seguida por otro indicador convencional de dispersión, la llamada convergencia sigma, que pone de manifiesto —al igual que sucede con variables como el PIB per cápita y la produc-

CUADRO N.º 1

SALARIOS RELATIVOS

	AND	ARA	AST	BAL	CAN	CANT	CL	CM	CAT	CV	EXT	GAL	MAD	MUR	NAV	PV	RIO	Recorrido	CV
1980	94,8	100,0	101,2	95,9	96,1	93,5	92,0	87,8	110,1	96,2	82,3	75,7	120,0	93,4	108,7	117,9	93,9	44,24	11,77
1981	95,6	99,8	100,8	99,2	95,7	96,1	91,7	89,4	108,9	99,5	83,4	74,7	119,9	92,2	110,8	118,6	94,8	45,21	11,76
1982	96,5	98,3	101,5	98,1	94,6	98,1	92,6	88,6	110,2	95,6	83,5	72,9	118,8	89,7	109,9	120,2	95,1	47,29	12,20
1983	97,0	100,9	101,5	97,4	96,6	96,8	93,3	88,3	109,7	96,0	83,2	72,3	117,7	91,3	110,9	119,3	100,3	47,05	11,98
1984	98,8	101,2	99,6	96,1	96,9	97,9	92,9	90,8	107,9	97,3	84,9	70,6	118,8	89,9	111,1	118,9	99,1	48,25	11,97
1985	95,1	106,5	104,1	110,2	96,4	96,7	101,6	84,7	110,3	89,9	85,0	75,4	117,4	82,6	105,2	117,2	100,9	41,97	12,37
1986	93,8	105,6	102,6	112,1	96,3	96,0	100,5	81,2	111,8	89,6	81,8	75,1	118,3	81,2	106,3	118,2	97,3	43,21	13,51
1987	95,4	107,2	100,6	112,4	98,1	99,6	97,6	83,3	111,7	88,0	84,2	77,2	116,3	84,1	105,3	118,0	98,7	40,77	12,43
1988	94,4	109,2	101,7	109,9	97,0	104,3	97,2	84,2	112,0	86,8	85,0	77,8	116,7	84,3	103,7	118,1	98,2	40,34	12,35
1989	94,9	107,6	103,3	109,2	96,9	104,3	97,7	84,1	112,1	86,6	86,0	80,2	115,1	85,5	104,4	115,0	99,5	34,95	11,43
1990	94,9	108,4	105,7	106,8	96,8	104,1	97,7	85,7	111,1	87,9	86,8	81,3	113,7	84,4	102,3	114,0	99,8	32,78	10,78
1991	95,0	108,1	105,8	103,5	93,1	105,0	97,3	87,0	110,6	87,4	88,6	84,2	112,3	84,2	104,3	115,5	100,7	31,33	10,35
1992	94,9	106,0	107,5	101,6	92,4	110,1	100,6	85,3	110,3	87,3	88,6	85,3	110,4	86,0	107,3	115,4	97,9	30,05	10,38
1993	96,3	108,8	105,8	100,8	89,5	108,1	102,1	89,3	112,0	90,2	87,5	87,5	112,2	87,6	109,8	122,0	103,2	34,44	10,68
1994	95,9	107,2	104,4	98,7	85,3	105,6	101,7	89,7	107,3	89,2	86,5	87,1	110,4	85,8	110,8	123,1	104,3	37,76	11,05
1995	94,8	106,5	101,2	95,8	87,4	109,0	100,2	88,9	105,3	88,6	86,2	87,7	107,7	86,5	111,4	123,2	103,5	36,99	10,87

	AND	ARA	AST	BAL	CAN	CANT	CL	CM	CAT	CV	EXT	GAL	MAD	MUR	NAV	PV	RIO	Recorrido	CV	CCR
1980	96,7	98,1	104,4	99,9	99,9	98,0	92,3	91,3	106,1	97,9	87,1	84,9	112,4	97,7	105,5	112,6	92,3	27,69	7,93	0,97
1981	99,7	98,1	106,9	82,5	89,4	98,5	93,8	91,1	100,7	92,4	87,9	84,4	122,4	100,3	109,3	116,0	94,6	39,84	10,95	0,83
1982	96,9	97,9	105,3	99,9	97,6	99,5	92,9	91,4	106,4	98,1	87,2	83,7	111,7	96,0	105,7	114,3	93,4	30,68	8,23	0,97
1983	98,0	98,6	105,4	99,9	99,2	99,5	92,9	91,9	106,1	98,0	89,5	83,1	110,9	96,1	104,6	113,2	95,2	30,11	7,68	0,96
1984	99,1	98,3	104,1	100,3	99,0	100,5	93,6	92,1	105,7	97,4	89,0	82,8	111,0	96,1	105,3	113,0	94,3	30,23	7,70	0,95
1985	97,4	101,2	102,1	102,0	100,0	95,4	99,1	93,9	105,3	97,1	90,8	86,6	109,7	98,1	101,5	105,7	95,9	23,11	5,69	0,90
1986	96,9	100,7	102,0	99,5	97,2	101,6	95,6	91,8	105,6	97,0	89,8	84,7	109,1	97,8	106,0	114,9	94,6	30,17	7,35	0,87
1987	97,0	101,4	102,8	98,1	97,7	102,1	95,6	92,7	105,5	96,7	89,3	87,7	107,2	97,2	106,9	114,3	94,4	26,64	6,88	0,85
1988	96,4	102,0	103,0	97,2	97,5	102,9	95,8	92,4	105,9	96,6	89,0	87,3	107,8	97,2	107,6	114,1	94,0	26,78	7,14	0,85
1989	96,4	102,0	103,7	97,0	96,8	102,3	96,4	92,6	105,8	96,6	89,3	88,2	107,3	96,7	107,3	112,8	94,2	24,58	6,79	0,85
1990	96,1	102,4	105,0	96,3	95,7	102,7	96,4	93,7	105,4	96,6	89,5	89,5	106,2	96,8	108,8	112,9	95,2	23,47	6,69	0,82
1991	95,6	102,3	106,5	94,6	93,6	104,2	97,0	94,6	104,9	96,8	90,8	91,6	105,0	96,0	109,8	113,1	97,1	22,29	6,62	0,83
1992	95,1	103,2	106,8	93,2	91,8	104,0	97,6	95,8	105,2	97,2	91,2	93,5	102,9	96,2	110,9	113,3	97,6	22,11	6,68	0,82
1993	94,6	103,5	105,7	92,4	91,2	103,7	97,7	95,5	106,3	97,3	90,7	92,8	103,0	95,4	111,0	113,6	97,6	22,93	6,99	0,88
1994	94,5	103,5	105,5	92,9	91,5	104,2	98,3	95,5	105,9	97,5	90,5	93,1	102,6	95,6	112,0	113,6	98,8	23,03	6,95	0,89
1995	94,4	104,0	105,5	91,7	91,0	104,5	98,8	96,2	105,2	97,7	90,9	93,3	102,9	96,1	111,3	113,7	98,9	22,79	6,92	0,90

Nota: CV = coeficiente de variación; CCR = coeficiente de correlación entre salarios medidos y salarios corregidos.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos BD-MORES.

GRÁFICO 2
ÍNDICE DE DESIGUALDAD



Fuente: Idem cuadro nº 1

GRÁFICO 1
CONVERGENCIA SIGMA



Fuente: Idem cuadro nº 1

tividad— que aunque se ha producido un ligero proceso de convergencia regional en materia de salarios, en particular a partir de la segunda mitad de los años ochenta, éste ha sido de muy escasa entidad. Resultados similares se obtienen calculando otros índices de desigualdad salarial interregional, como por ejemplo el utilizado por Bentolilla y Dolado (1990), que pondera el salario relativo de cada comunidad autónoma con su empleo relativo (11) (gráfico 2).

Siguiendo la pauta de análisis iniciada por Blanchard y Katz (1992), el gráfico 3 plantea la misma cuestión de la flexibilidad salarial desde el punto de vista de la llamada convergencia beta absoluta. En este caso, la existencia de convergencia no condicional parece algo más evidente (el coeficiente de la línea de regresión es igual a $-2,13$) que la obtenida con los indicadores precedentes, aunque el hecho de que el R^2 sea bastante bajo nos indica que la proporción de la variación en nuestra variable dependiente (el crecimiento de los salarios), explicada por la variación en la variable independiente (el logaritmo del salario en el año base), es muy reducida.

Otra forma de evaluar la flexibilidad de los salarios reales regionales $\hat{\pi}_i$ (donde $\hat{\pi}_i$ es el logaritmo de los salarios de la región i en el año t menos el logaritmo del salario nacional en el mismo año) consiste en indagar su grado de persistencia, para lo que examinamos si siguen un proceso estacionario. En concreto, estimamos la siguiente ecuación:

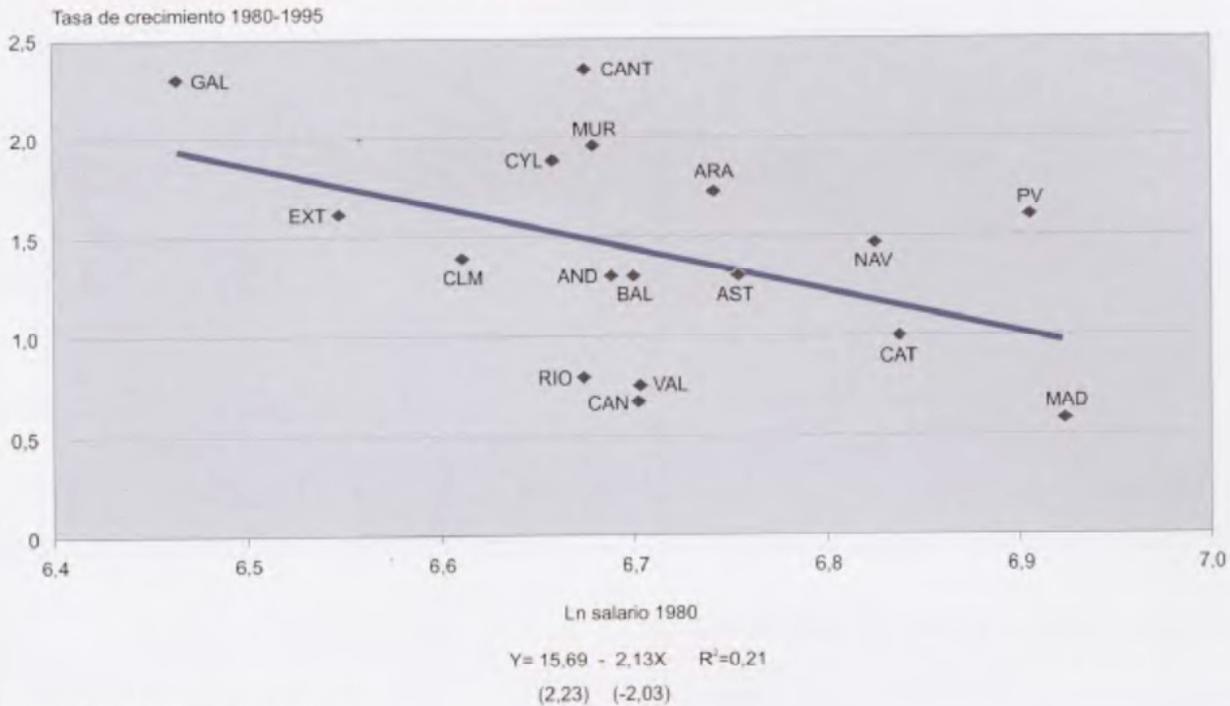
$$\hat{\pi}_i = \alpha + \beta_1 \hat{\pi}_i + \beta_2 \hat{\pi}_{i-1} + \beta_3 \hat{\pi}_{i-2} + \beta_4 \hat{\pi}_{i-3} + \beta_5 \hat{\pi}_{i-4} + \epsilon_i \quad [1]$$

obteniendo que, aun cuando los coeficientes estimados de los salarios relativos retardados son negativos en todas las comunidades autónomas menos en Madrid, la hipótesis de existencia de una raíz unitaria se rechaza al nivel de significación del 5 por 100 tan sólo en dos casos (Aragón y País Vasco); este resultado nos llevaría a trabajar en diferencias (12). No obstante, el hecho de que los parámetros asociados a los salarios relativos retardados sean negativos, y nada desdeñables en valor absoluto (en nueve casos superiores a 0,4), conlleva que, conocido el bajo poder del test de Dickey-Fuller (D-F) (13), tomemos la decisión de mantener el supuesto de que la serie es estacionaria (no contiene raíz unitaria), por lo que, finalmente, trabajamos en niveles salariales y no en primeras diferencias (14). En consecuencia, especificamos y estimamos un proceso univariante para los niveles de salarios regionales, del que derivamos la correspondiente función de respuesta al impulso; en concreto, especificamos un proceso autorregresivo con dos retardos, AR(2), y lo estimamos a partir de un panel de datos con todas las comunidades autónomas, permitiendo la existencia de efectos fijos. La ecuación estimada es:

$$\hat{\pi}_i = \alpha + \beta_1 \hat{\pi}_i + \beta_2 \hat{\pi}_{i-1} + \beta_3 \hat{\pi}_{i-2} + \epsilon_i \quad [2]$$

y los resultados así obtenidos (cuadro n.º 2 y gráfico 4) nos muestran que la respuesta a un *shock* (una innovación) en los salarios reales va perdiendo

GRÁFICO 3
CONVERGENCIA BETA. SALARIOS OBSERVADOS



Nota: Estadístico t-student entre paréntesis.
Fuente: Idem cuadro nº1

do impulso de forma prácticamente tendencial a medida que transcurre el tiempo: el efecto del shock se reduce al 41 por 100 de su valor inicial tras cinco años, al 14 por 100 tras diez años y desaparece prácticamente (2 por 100) después de veinte años. Estos resultados indican que existe una notable inercia en la evolución de los salarios reales regionales (al menos en los primeros años tras sufrir el *shock*) y, por lo tanto y en principio, una notable rigidez.

Los análisis previos han puesto de relieve, de forma indirecta, la existencia de una, al parecer, reducida y decreciente flexibilidad regional de los salarios en España. Un procedimiento más directo habitualmente empleado para contrastar la validez de este tipo de resultados consiste, en todo caso, en la estimación de ecuaciones reducidas de salarios procedentes de modelos estructurales. Siguiendo la propuesta de Abraham (1996), que constituye una elaboración de la de Abraham y Van Rompuy (1995), hemos estimado con anterioridad (Villaverde 1999a y 1999b) diversas especificaciones de estas ecuaciones salariales, concluyendo

siempre que el grado de flexibilidad regional de los salarios reales en España es muy reducido. Puesto que la ya mencionada base de datos BD-MORES presenta ventajas sustanciales (en forma de mayor homogeneidad y amplitud temporal) en comparación con las fuentes de información utilizadas en nuestros trabajos previos, hemos procedido a estimar de nuevo estas ecuaciones de salarios, las cuales relacionan el crecimiento de los salarios reales regionales (\dot{w}_i) con los cambios en la productividad (\dot{y}_i) y el desempleo (\dot{u}_i) regionales y nacional (\dot{y}_n y \dot{u}_n), y con los salarios nacionales (\dot{w}_n). Los supuestos del modelo a partir del cual se pueden derivar estas ecuaciones son que w_i depende positivamente de y_i , y_n y w_n , y negativamente de u_i (15) y u_n . La especificación de estas ecuaciones y los resultados de su estimación aparecen reflejados en el cuadro nº 3.

Aunque el signo del coeficiente es negativo, tal y como predicen las teorías modernas, en las dos primeras ecuaciones se pone de relieve, con total claridad, el bajo grado de respuesta que presentan los salarios regionales ante cambios en el desem-

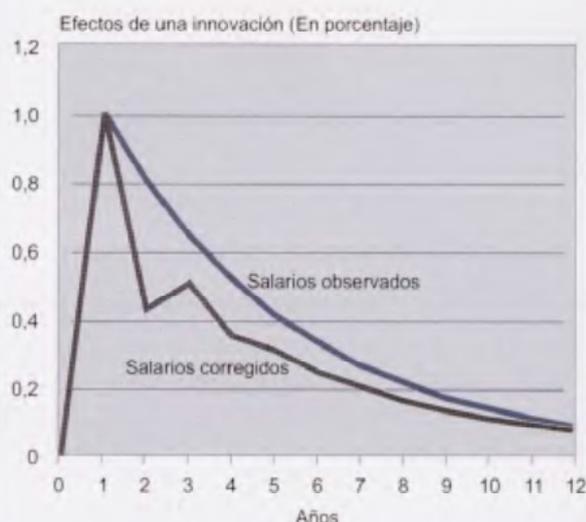
CUADRO N.º 2

FUNCIÓN DE RESPUESTA AL IMPULSO

Resultados	Logaritmo salarios observados	Logaritmo salarios corregidos
<i>Resultados de regresión</i>		
Coeficiente de la variable dependiente retardada		
Primer retardo	0,799 (11,65)	0,427 (9,55)
Segundo retardo	0,004 (0,06)	0,321 (7,01)
Error standard	0,023	0,017
<i>Respuesta al impulso</i>		
Año 1	1,00	1,00
Año 2	0,80	0,43
Año 3	0,64	0,50
Año 4	0,52	0,35
Año 5	0,41	0,31
Año 10	0,14	0,11
Año 20	0,02	0,02

Nota: t de Student entre paréntesis.
Fuente: Idem. cuadro n.º 1.

GRÁFICO 4
FUNCIÓN DE RESPUESTA AL IMPULSO



Fuente: Idem cuadro n.º 1

pleo regional; en concreto, la elasticidad de los salarios regionales ante el desempleo regional es próxima a cero (-0,011 y -0,009 respectivamente), lo

que constituye una muestra patente del alto grado de rigidez de los salarios reales a escala regional (16). Además, en ningún caso estos coeficientes son estadísticamente significativos al nivel del 95 por 100, lo que indica que las variaciones del desempleo regional (retrasado un periodo) no influyen realmente sobre la dinámica de los salarios regionales. En ambas ecuaciones, además, se aprecia un reducido impacto de los aumentos en el paro nacional sobre la evolución de los salarios regionales, ya que los coeficientes estimados son bajos y escasamente significativos. Asimismo, en las dos primeras ecuaciones se observa la existencia de una elevada correlación (próxima a la unidad) entre la evolución de los salarios regionales y la del salario nacional, lo que constituye una nueva muestra de la elevada rigidez geográfica de los salarios reales. Por último, en las ecuaciones 2 y 3, esta última estimada para calibrar la influencia de la productividad sobre los salarios regionales y para evitar la aparición de posibles problemas de multicolinealidad entre las dinámicas —a nivel nacional— del desempleo y de la productividad, no sólo se pone de manifiesto que los coeficientes estimados para la productividad regional son estadísticamente significativos, sino también la existencia de una cierta correlación entre estas dos variables a escala regional (un 1 por 100 de incremento en la productividad real regional promueve un aumento de los salarios reales regionales del 0,172 por 100 y 0,22 por 100 respectivamente). Lamentablemente, en la ecuación 3 el coeficiente de determinación es muy pequeño, arrojando de nuevo dudas acerca de la capacidad de las variaciones de la productividad (nacional y regional) para explicar los cambios en los salarios regionales; en concreto, el fuerte descenso del coeficiente de determinación que se observa en la ecuación 3, frente al de la ecuación 2, nos indica que la influencia positiva de la productividad regional sobre los salarios regionales es de magnitud muy reducida. Por último, la escasa significatividad de los efectos fijos nos hace pensar que las características singulares de cada una de las comunidades autónomas no afectan apenas al comportamiento de los salarios regionales.

El reducido margen de flexibilidad de los salarios reales que se observa a escala regional en España —hecho que explica, en buena parte, las elevadas tasas de paro de equilibrio en las comunidades autónomas— puede ser justificado, en alguna medida, por el mecanismo institucional de formación de salarios existente en nuestro país. En efecto, aunque es cierto que los convenios colectivos se negocian a escala provincial para cada una

CUADRO N.º 3

SALARIOS OBSERVADOS

VARIABLE ENDÓGENA: \hat{W}_i	ECUACIÓN 1		ECUACIÓN 2		ECUACIÓN 3	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
<i>VARIABLES EXÓGENAS:</i>						
\hat{W}	0,989*	15,72	0,980*	15,68	—	—
u_{i-1}	-0,011	-0,64	-0,009	-0,53	—	—
u_{i-2}	-0,005	-0,23	-0,020	-0,80	—	—
γ	—	—	0,172*	3,48	0,220*	3,23
δ	—	—	0,034	0,18	-0,015	-0,06
EFFECTOS FIJOS						
Andalucía	0,001	0,14	-0,002	-0,49	0,009	1,14
Aragón	0,006	1,04	0,002	0,42	0,013	1,67
Asturias	0,001	0,26	-0,001	-0,22	0,009	0,92
Baleares	-0,001	-0,11	-0,003	-0,22	0,010	0,84
Canarias	-0,005	-0,92	-0,007	-1,25	0,004	0,43
Cantabria	0,010	1,68	0,006	1,08	0,018	1,87
Castilla y León	0,008	1,01	0,005	0,62	0,015	1,50
Castilla- La Mancha	0,001	0,08	-0,002	-0,26	0,011	1,13
Cataluña	-0,001	-0,33	-0,004	-0,91	0,006	0,84
Comunidad Valenciana	-0,005	-0,72	-0,006	-0,93	0,005	0,59
Extremadura	0,004	0,81	-0,008	-0,17	0,010	1,23
Galicia	0,013*	2,07	0,009	1,45	0,017*	2,05
Madrid	-0,007*	-1,97	-0,008	-1,91	0,004	0,60
Murcia	-0,003	-0,42	-0,005	-0,65	0,005	0,52
Navarra	0,001	0,19	-0,001	-0,11	0,012	1,28
País Vasco	0,004	0,74	0,001	0,24	0,012	1,60
Rioja (La)	0,008	1,12	0,004	0,58	0,013	1,70
Coefficiente de determinación.	0,57		0,60		0,08	
Durbin-Watson	2,29		2,39		2,08	
Número de observaciones	238		238		255	

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

Fuente: Idem, cuadro n.º 1.

de las distintas ramas de actividad, no lo es menos que esto se hace, normalmente, siguiendo directrices de ámbito nacional, que implican el establecimiento de «suelos» salariales muy altos (17); además, el hecho de que una parte importante de los convenios colectivos afecten a trabajadores de varias comunidades autónomas también contribuye a aumentar el grado de rigidez salarial regional. Estas rigideces institucionales no impiden, sin embargo, que, en lo que afecta a los niveles salariales, las diferencias regionales (cuadro n.º 1) sigan siendo relativamente importantes.

III. LOS SALARIOS CORREGIDOS: DISPERSIÓN Y FLEXIBILIDAD REGIONALES

Los resultados obtenidos en el apartado anterior se encuentran influidos, sin lugar a dudas, por la desigual composición del empleo entre las distintas comunidades autónomas. En consecuencia, una aproximación más estricta al análisis de la verdadera dispersión y flexibilidad de los salarios reales a escala regional debería tratar de descontar las diferencias existentes entre las estructuras ocupacionales de las distintas comunidades autónomas, identificando qué parte de las disparidades salariales observadas son debidas a las mencionadas diferencias y qué parte lo son a que, por el mismo trabajo, se pagan distintos salarios en distintas regiones (18).

Seguendo el trabajo pionero elaborado por Hanna en 1951 y la reciente actualización de Kim (1997), calculamos en este apartado unos salarios regionales corregidos (\hat{w}_i) teniendo en cuenta la estructura ocupacional de cada una de las comunidades autónomas y el salario medio (o nacional) pagado en cada una de las ramas productivas. En concreto, la expresión utilizada para calcular la nueva tabla de salarios corregidos (véase la parte inferior del cuadro n.º 1) es la siguiente:

$$\hat{w}_i = \frac{E_{ij}}{E_i} w_{nj} \quad [3]$$

donde todas las variables tienen el significado habitual y donde el subíndice j se refiere a los sectores productivos (19).

Teniendo en cuenta que los salarios regionales (w_i) y nacionales (w_n) observados se pueden escribir, respectivamente, como

$$w_i = \frac{E_{ij}}{E_i} w_{nj} \quad [4]$$

y

$$w_n = \frac{E_{nj}}{E_n} w_{nj} \quad [5]$$

la diferencia entre w_i y w_n puede expresarse de la forma siguiente,

$$w_i - w_n = \left[\frac{E_{ij}}{E_i} w_{nj} - \frac{E_{nj}}{E_n} w_{nj} \right] + \left[\frac{E_{ij}}{E_i} w_{ij} - \frac{E_{ij}}{E_i} w_{nj} \right] \quad [6]$$

donde el primer sumando hace referencia a las diferencias observadas debidas a disparidades en la estructura ocupacional y el segundo recoge las disparidades en los salarios pagados, dentro de la misma industria, en distintas regiones. Pues bien, el cálculo de la expresión [6], cuyos resultados aparecen transcritos, para los años 1980 y 1995, en la parte superior del cuadro n.º 4, muestran que la causa de las diferencias salariales observadas entre las regiones se encuentra dividida, en proporciones variables, entre los dos motivos antes apuntados, aunque la tendencia general parece ir en la dirección de que las diferencias en la estructura ocupacional tienen cada vez una relevancia explicativa menor. A título de ejemplo extremo, se aprecia (parte inferior del cuadro n.º 4) que el hecho de que los salarios observados sean sistemáticamente superiores en Madrid que en el conjunto del país

es debido, en su práctica totalidad (20), a que en esta comunidad autónoma se pagan, para las mismas ocupaciones, unos salarios más elevados que los que, en promedio, se pagan en España. En Galicia, Extremadura y Castilla-La Mancha, por ejemplo, los menores salarios observados son explicados, en partes prácticamente iguales, por los dos motivos argumentados, mientras que en Andalucía y Castilla y León son las disparidades en la estructura ocupacional las que explican, mayoritariamente, las diferencias salariales observadas en relación con el conjunto nacional; esta circunstancia se repite también en las comunidades insulares de Baleares y Canarias, aunque en este último caso se pone de relieve un progresivo deslizamiento en contra de la estructura ocupacional, de manera tal que, en el trienio 1993-96, los dos motivos identificados en la expresión [6] contribuyen de forma muy similar a justificar las diferencias salariales observadas.

Pues bien, pese a que el elevado grado de correlación existente entre los salarios observados y los salarios corregidos (cuadro n.º 1) nos hace pensar que las conclusiones obtenidas previamente se mantendrán, en lo sustancial, con los salarios corregidos, en este apartado llevamos a cabo un ejercicio de comprobación sobre la validez de esta conjetura.

Observando de nuevo el grado de dispersión geográfica de los salarios corregidos, la parte inferior del cuadro n.º 1 pone de relieve que, sea cual sea el año considerado, ahora se produce una reducción muy apreciable de aquél (21), lo que es representativo, en primera instancia, de que la flexibilidad salarial por comunidades autónomas es menor con salarios corregidos que con salarios observados. Este resultado, sin embargo, no implica que, dependiendo de que se utilicen los salarios observados o los corregidos, se registren alteraciones significativas en la ordenación regional por niveles salariales, ya que en ambos casos el *ranking* obtenido es muy similar.

Por otra parte, el análisis de la dispersión regional de los salarios reales corregidos realizado a través del gráfico 1, ilustrativa de la convergencia sigma, muestra una tendencia evolutiva relativamente similar a la obtenida con salarios observados, bien que, de nuevo, con un nivel de desigualdad sensiblemente menor; un resultado similar se aprecia, asimismo, al examinar la pauta seguida por el índice de desigualdad salarial por regiones (gráfico 2). Por último, el análisis de la convergencia beta muestra un mejor ajuste en este caso (gráfico 5) que en el de los salarios observados (gráfico 2), po-

CUADRO N.º 4

DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES REGIONALES

1) Diferencias salariales regionales (en porcentaje)

		AND	ARA	AST	BAL	CAN	CANT	CL	CM	CAT	CV	EXT	GAL	MAD	MUR	NAV	PV	RIO
1980.....	A	-7,0	-5,6	0,6	-3,8	-3,8	-5,7	-11,6	-12,7	2,3	-5,8	-17,4	-20,0	8,0	-5,9	1,7	8,2	-11,7
	B	-1,7	3,6	4,8	-0,5	-0,4	-3,1	-4,7	-9,4	13,3	-0,2	-15,8	-24,1	21,9	-3,2	12,0	20,1	-2,6
	C	-8,6	-2,0	5,5	-4,3	-4,1	-8,8	-16,3	-22,1	15,6	-6,0	-33,2	-44,1	29,9	-9,1	13,7	28,3	-14,3
1995.....	A	-8,6	1,1	2,5	-11,4	-12,2	1,6	-4,1	-6,7	2,3	-5,2	-12,3	-9,7	0,0	-6,8	7,9	10,0	-3,9
	B	-2,6	9,1	4,0	-1,4	-10,6	11,4	3,0	-8,9	7,9	-9,2	-12,0	-10,3	10,3	-11,6	13,6	23,7	6,3
	C	-11,2	10,2	6,5	-12,9	-22,8	13,0	-1,0	-15,7	10,2	-14,4	-24,4	-20,0	10,3	-18,4	21,4	33,7	2,4

2) Porcentaje de la diferencia salarial total atribuible a las diferencias en la estructura ocupacional

	AND	ARA	AST	BAL	CAN	CANT	CL	CM	CAT	CV	EXT	GAL	MAD	MUR	NAV	PV	RIO
1980	80,6	280,7	11,2	87,6	91,0	64,8	71,2	57,4	14,5	96,3	52,4	45,3	26,8	65,3	12,3	29,0	81,7
1981	207,7	545,8	-40,5	144,2	134,3	202,5	106,4	92,6	-97,3	153,0	72,7	57,6	27,4	120,8	-4,0	16,1	139,7
1982	105,7	158,2	18,7	201,3	79,7	182,5	75,4	61,3	14,2	92,1	55,8	44,0	25,1	53,8	10,6	29,8	90,6
1983	124,9	1321,6	13,2	164,4	122,2	131,2	82,0	61,2	10,2	105,3	52,6	44,9	22,5	63,8	1,2	26,7	201,5
1984	239,7	972,2	-2,2	101,2	121,2	224,7	76,2	68,8	11,5	125,4	56,1	42,8	23,0	55,0	7,0	27,7	145,2
1985	109,5	-61,7	-61,4	-32,8	161,2	130,9	-1043,6	52,8	-4,3	64,4	59,6	47,4	13,7	36,8	-65,6	-1,2	308,3
1986	92,7	-82,8	-80,4	-56,5	129,1	163,9	251,7	48,5	-1,7	62,2	53,4	49,3	11,7	34,5	1,4	26,8	136,0
1987	109,8	-49,0	-81,7	-75,9	182,6	-199,0	144,8	50,8	-1,0	54,6	59,1	47,8	6,6	41,2	9,7	26,3	159,8
1988	97,1	-32,0	-53,0	-126,7	143,1	-37,7	136,9	53,3	1,5	50,5	61,3	49,1	9,0	41,5	17,0	26,0	145,0
1989	100,6	-35,4	-23,6	-144,4	133,1	-45,5	148,4	51,7	2,3	48,9	62,8	51,3	8,3	45,4	15,7	26,1	173,8
1990	96,6	-24,1	-0,2	-302,5	122,1	-33,4	142,1	52,1	1,9	51,3	63,5	50,4	5,6	40,4	32,6	28,6	192,1
1991	91,7	-20,4	16,4	471,1	79,5	-1,8	127,2	50,6	3,4	45,5	64,2	50,4	3,4	39,2	36,9	29,9	325,8
1992	76,8	3,5	26,7	181,0	69,6	8,0	285,3	35,5	14,7	34,7	56,8	42,3	0,1	35,6	42,9	35,8	117,5
1993	62,9	26,5	47,0	115,3	46,8	29,2	1049,2	30,9	33,1	23,6	43,8	37,4	18,4	27,9	51,3	38,1	-374,9
1994	73,6	17,9	38,9	103,8	42,4	26,1	10461,8	39,9	32,3	29,5	47,3	41,7	8,0	30,8	45,2	33,2	-93,3
1995	77,0	11,1	38,6	88,8	53,5	12,1	389,4	43,0	22,3	35,8	50,6	48,5	0,3	36,8	36,8	29,8	-163,7

Nota: A = Diferencias atribuibles a la diferencia en la estructura ocupacional; B = Diferencias atribuibles a la desigual retribución pagada por el mismo tipo de trabajo en distintas regiones; C = Diferencias totales

Fuente: Idem, cuadro n.º 1.

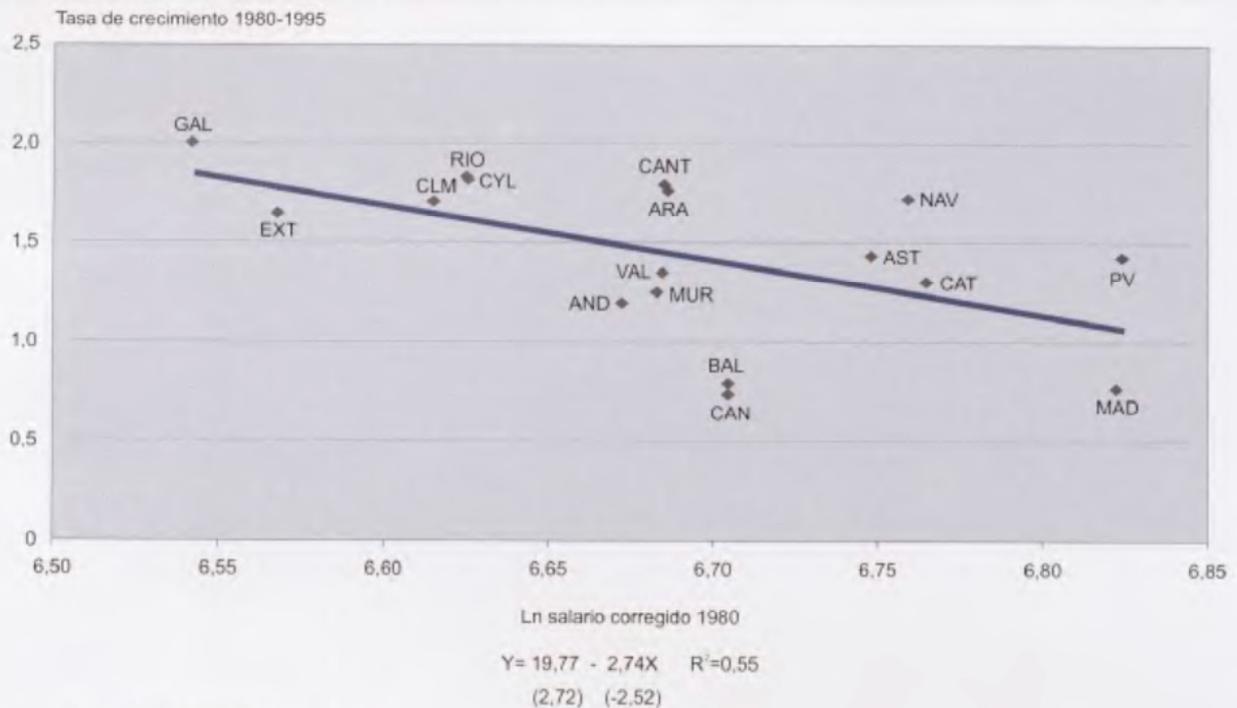
niendo de relieve, con mayor rotundidad que con los demás indicadores considerados, que entre 1980 y 1995 se ha reducido en buena medida la diferencia que existía entre los niveles relativos de los salarios regionales. En consecuencia, la impresión que se obtiene de todos los indicadores analizados es que el grado de rigidez de los salarios reales regionales es aún más elevado con salarios corregidos que con salarios observados.

Al examinar de nuevo las propiedades del proceso estocástico seguido por los salarios (corregidos) regionales, replicamos el análisis realizado en el apartado anterior, obteniendo como resultado una función de respuesta al impulso cuyos datos más significativos aparecen reflejados también en el cuadro n.º 2 y en el gráfico 4. En este caso, los efectos de una innovación en los salarios se dejan sentir en los primeros años con menos intensidad que en el caso anterior, lo que implicaría una me-

nor inercia salarial durante esos años y, por lo tanto, un mayor potencial de flexibilidad; posteriormente, la trayectoria de la función de respuesta al impulso es muy similar en ambos casos, hasta el punto de que, tras veinte años, el resultado obtenido es el mismo con salarios observados que con salarios corregidos.

Las disparidades existentes en las conclusiones obtenidas a partir de los indicadores de dispersión y de la convergencia beta, frente a la obtenida (para los primeros años) del proceso AR(2), nos llevan a tratar de discriminar acerca de su validez. Para ello, acometemos de nuevo el análisis de la flexibilidad salarial sobre la base de la estimación de ecuaciones reducidas de salarios corregidos, concluyendo que aquél (cuadro n.º 5) no proporciona resultados significativamente diferentes a los obtenidos con los salarios observados. Aunque los coeficientes de determinación mejoran sensible-

**GRÁFICO 5
CONVERGENCIA BETA. SALARIOS CORREGIDOS**



Nota: Estadístico t-student entre paréntesis.
Fuente: Idem cuadro nº1

mente en las dos primeras especificaciones funcionales, las conclusiones obtenidas son muy similares en ambos casos; hay que destacar únicamente (aunque con unos estadísticos *t* excesivamente reducidos) el signo positivo del coeficiente del desempleo regional en la ecuación 1 y del desempleo nacional en la ecuación 2, y el signo negativo del coeficiente de la productividad nacional en la ecuación 2 (22). En definitiva, la conclusión básica que se obtiene es que, pese a los problemas de estimación de las ecuaciones de salarios utilizadas, la flexibilidad regional de los salarios es muy reducida tanto si esta se mide contabilizando los salarios observados como si se hace utilizando los salarios corregidos, aunque todo parece indicar que es menor en este caso que en el primero.

IV. SALARIOS Y EMPLEO REGIONALES: EL PROCESO DE AJUSTE A INNOVACIONES EN LA DEMANDA DE TRABAJO

De forma distinta a como se ha hecho en las dos secciones anteriores, en ésta abordamos de nuevo el análisis de la flexibilidad regional de los salarios reales examinando el comportamiento conjunto del empleo y los salarios. La razón por la que efectuamos este cambio, parcial, de enfoque es porque, aun reconociendo que la relación entre las dinámicas del empleo y el desempleo puede ser muy compleja, suponemos que, en líneas generales, un aumento de la ocupación se traduce directamente en una reducción del desempleo (23); en consecuencia, la respuesta de los salarios a los cambios en el empleo constituye, indirectamente, un indicador de su flexibilidad ante cambios en el desempleo.

Para examinar esta cuestión, tratamos de estimar la respuesta dinámica de los salarios y el empleo ante un *shock* en la demanda de trabajo, el

CUADRO N.º 5

SALARIOS CORREGIDOS

VARIABLE ENDÓGENA: \hat{w}_i	ECUACIÓN 1		ECUACIÓN 2		ECUACIÓN 3	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
<i>Variables exógenas:</i>						
\hat{w}	0,987*	31,99	1,017*	31,58	—	—
$u_{i,t-1}$	0,002	0,23	-0,001	-0,08	—	—
$u_{i,t-2}$	-0,021	-1,49	0,004	0,23	—	—
$\hat{w}_{i,t-1}$	—	—	0,087*	3,00	0,048	0,65
$\hat{w}_{i,t-2}$	—	—	-0,303*	-2,28	0,085	0,32
EFFECTOS FIJOS						
Andalucía	-0,003	-1,08	-0,001	-0,28	0,010	1,16
Aragón	0,005*	2,07	0,007*	2,41	0,015	1,66
Asturias	-0,000	-0,04	0,002	0,58	0,012	1,30
Baleares	0,008	0,61	0,011	0,83	0,006	0,25
Canarias	0,002	0,30	0,005	0,66	0,005	0,34
Cantabria	0,005	0,84	0,007	1,04	0,015	1,40
Castilla y León	0,005	0,90	0,007	1,28	0,016	1,80
Castilla- La Mancha	0,005	1,73	0,007*	2,41	0,015	1,55
Cataluña	0,004	1,04	0,006	1,57	0,011	0,89
Comunidad Valenciana	0,005	1,18	0,008	1,80	0,011	0,91
Extremadura	0,003	1,13	0,005	1,25	0,014	1,48
Galicia	0,008	1,58	0,010	1,95	0,017	1,71
Madrid	-0,011	-1,79	-0,008	-1,30	0,006	0,69
Murcia	-0,002	-0,59	0,000	0,11	0,010	1,36
Navarra	0,002	0,43	0,005	0,88	0,015	1,56
País Vasco	-0,001	-0,06	0,002	0,22	0,012	1,03
Rioja (La)	0,004	1,30	0,006*	2,12	0,015	1,73
<hr/>						
Coefficiente de determinación.	0,83		0,84		0,03	
Durbin-Watson	2,21		2,22		1,91	
Número de observaciones	238		238		255	

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

Fuente: Idem, cuadro n.º 1.

cual identificamos con una innovación en el empleo. En concreto, siguiendo a Blanchard y Katz (1992), estimamos el sistema

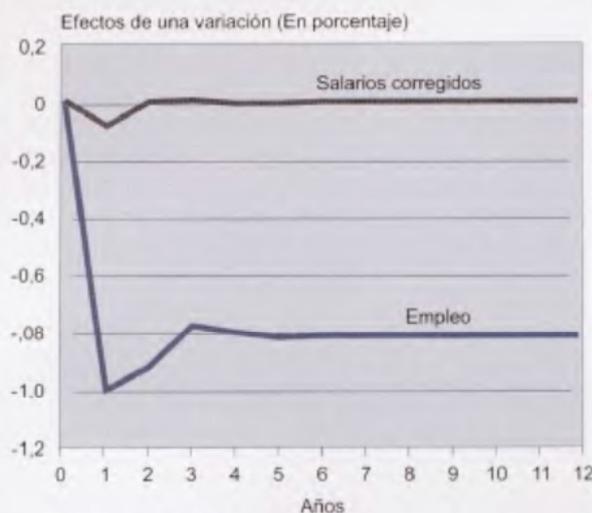
$$e_{it} = \rho_1 + \rho_2(L) e_{i,t-1} + \rho_3(L) w_{i,t-1} + \eta_{it}$$

$$w_{it} = \rho_4 + \rho_5(L) e_{it} + \rho_6(L) w_{i,t-1} + \nu_{it}$$

donde w_{it} tiene el significado dado en la ecuación 1, $e_{it} = \log(E_i / E_n)$, L es un operador de retardos y Δ es un operador de primeras diferencias. Dado que el periodo muestral es reducido, estimamos el sistema anterior, sólo con dos retardos en cada una de las variables, a partir de un panel de datos que incluye a todas las comunidades autónomas y que permite la existencia de un efecto fijo para cada una de ellas. La correspondiente función de respuesta al impulso —que, por lo que se refiere a los salarios, puede considerarse como un indi-

cador indirecto del grado de rigidez de éstos— muestra (gráfico 6) que, ante una innovación negativa del empleo del 1 por 100, los salarios reales apenas experimentan reducción alguna, ya que en el primer período sólo caen un 0,083 por 100, y en el segundo período el nivel de los salarios relativos vuelve prácticamente a su valor inicial. En cuanto al empleo, el efecto más potente de la innovación se manifiesta en el momento en que ésta se produce, alcanzándose con posterioridad (a partir del cuarto período) una llanura equivalente al 82 por 100 del *shock* inicial. Así pues, la aplicación de esta metodología corrobora las conclusiones obtenidas con anterioridad, en particular la elevada rigidez de los salarios reales españoles a escala regional, haciendo que aquéllas sean más robustas.

**GRÁFICO 6
FUNCIÓN DE RESPUESTA AL IMPULSO**



Fuente: Idem cuadro nº 1

V. FLEXIBILIDAD SALARIAL Y UNIÓN MONETARIA EUROPEA

El análisis realizado en los tres apartados anteriores ha puesto de relieve el bajo grado de flexibilidad de los salarios reales que, a escala regional, existe en España. Siendo esto así y ante la eventualidad de sufrir perturbaciones asimétricas adversas, parece obvio preguntarse si la pertenencia a la UME puede contribuir, en alguna medida, a aumentar la sensibilidad de los salarios reales regionales ante el desempleo. La respuesta a esta cuestión no es sencilla en absoluto, ya que, desde una perspectiva teórica, existen argumentos en uno y otro sentido (Buti y Sapir, 1998) y, desde el punto de vista empírico, el notable cambio institucional que supone la implantación de la UME convalida la «crítica de Lucas», por lo que no es de esperar que la experiencia pasada sea de mucho valor para analizar la cuestión planteada (Calmfors, 1998).

En principio, parece que la UME puede tener un efecto disciplinador sobre los mercados de trabajo y las políticas salariales, por lo que puede favorecer una mayor flexibilidad de los salarios a todos los niveles, incluido, por lo tanto, el regional. El fundamento de este punto de vista hay que buscarlo en que la reducción de la incertidumbre y el aumento de la credibilidad de la política económica y del gra-

do de competencia de los mercados de trabajo (auspiciada por una mayor transparencia) hará que los agentes sociales sean más conscientes de los efectos de la negociación colectiva sobre el empleo y que, como consecuencia, establezcan una relación más estrecha entre aumentos salariales y crecimiento de la productividad; de producirse, este tipo de comportamiento equivale, de hecho, a una mayor descentralización en los procesos de fijación de salarios y, por lo tanto, a un menor grado de rigidez salarial. En cierta medida, ésta es la experiencia, en los últimos años, de algunos países europeos, entre ellos Italia y España.

Existe también la posibilidad, sin embargo, de que la UME contribuya a aumentar la rigidez de los salarios reales a escala tanto nacional como regional. La causa de que esto pueda ser así está relacionada, ahora, con la potencial puesta en escena de un «efecto demostración» que tienda a reducir la dispersión geográfica de los salarios. En efecto, la pugna por alcanzar los mismos niveles salariales en regiones que experimentan distintos ritmos de crecimiento de sus productividades puede promover una convergencia salarial al alza, dañando así la creación de empleo (o dificultando las posibilidades de ajuste) en las regiones que experimentan aumentos de su productividad más reducidos (24). El ejemplo más claro de este tipo de proceder es el que ha tenido lugar en los nuevos *Länder* alemanes tras la reunificación del país.

En el caso español, la evidencia empírica disponible no es concluyente, pues si bien es cierto que la mejora del entorno económico —promovida por los esfuerzos dedicados a cumplir con los criterios de convergencia nominal— ha propiciado una importante moderación salarial (que implica una mayor flexibilidad a nivel agregado), no lo es menos que ésta ha tenido un carácter generalizado por regiones, no atisbándose por el momento, tal y como se evidenció en los dos primeros apartados, un aumento de la dispersión (flexibilidad) salarial por comunidades autónomas, sino todo lo contrario. No obstante, cabe la posibilidad de que, teniendo en cuenta la relativa fragmentación de los mercados de trabajo regionales (motivada, sobre todo, por la escasa movilidad laboral entre comunidades autónomas), y el también relativo debilitamiento de la presión sindical (motivado por las elevadas tasas de paro), los costes laborales unitarios reales crezcan menos en las regiones con mayores tasas de paro, lo que favorecería el proceso de convergencia real (en términos del gráfico recogido en la nota 24, estas regiones estarían situadas por debajo de la línea de 45°).

No existiendo garantía alguna de que la posibilidad arriba mencionada se convierta en una certeza, ¿qué se puede hacer, en todo caso, para fomentar una mayor flexibilidad de los salarios a escala regional? Aunque, una vez más, la respuesta a esta cuestión no es sencilla, es preciso recordar que el desempleo de equilibrio está estrechamente relacionado con el nivel de los salarios reales, los cuales vienen determinados, de forma decisiva, por las instituciones que operan en el mercado de trabajo y por las prácticas que en éste se realizan (25). Como ha señalado Wijkander (1997), el aumento de la flexibilidad salarial requiere, de forma simultánea, el aumento de incentivos para aceptar salarios más bajos y el incremento, por parte de los empleadores, de las posibilidades de ofrecer empleos con salarios más bajos; conseguir esto requiere, probablemente, cambios de tipo institucional. Así pues, una reforma de las instituciones y prácticas laborales, acometida por los propios agentes que fijan los salarios, o promovida por las autoridades correspondientes, parece necesaria para poder enfrentar potenciales perturbaciones adversas de carácter asimétrico en el seno de la UME. El problema es que, en un país como España, esto no es fácil de realizar ni por el lado de los agentes sociales ni por el lado del gobierno; en el primer caso, debido sobre todo a las presiones de los *insiders*, y en el segundo, porque el gobierno se sentirá presionado para que tal reforma no suponga recortes en materia de bienestar social o puesta en cuestión de determinados derechos adquiridos. Con todo, parece lógico pensar que la mayor exposición a la competencia y el entorno de estabilidad que implica la pertenencia a la UME favorezcan tanto la adopción de prácticas de negociación colectiva más acordes con el correcto funcionamiento del mercado de trabajo como la adopción de reformas institucionales que deberán traducirse, paulatinamente, en una mayor sensibilidad de los salarios reales regionales al desempleo.

VI. CONCLUSIONES

Ante la eventualidad de sufrir perturbaciones asimétricas de carácter adverso en el seno de la UME, en este artículo se ha analizado si el grado de flexibilidad regional de los salarios reales en España puede considerarse, de acuerdo con el análisis convencional, un buen mecanismo de ajuste. Examinada la cuestión desde distintos puntos de vista, y tanto en relación con los salarios reales observados como en relación con unos salarios ficticios (o corregidos), la conclusión que se obtiene es triple: en primer lugar, que el grado de flexibilidad

regional de los salarios reales es muy reducido (tal y como atestiguan, sobre todo, las estimaciones realizadas de las ecuaciones de salarios y del modelo de ecuaciones simultáneas); en segundo lugar, que tal grado de flexibilidad es menor con los salarios corregidos que con los observados, y en tercer lugar, que la evolución registrada apunta (según corroboran los indicadores de dispersión) a una reducción gradual de la flexibilidad salarial. Enfrentados con estos resultados, nos preguntamos si la pertenencia a la UME puede favorecer un aumento de la flexibilidad regional de los salarios en España, concluyendo que, aunque es posible que así sea, existen dificultades importantes para conseguirlo.

NOTAS

(*) Agradezco la ayuda recibida de Teresa Daban, que aportó la base BD-MORES, y de Adolfo Maza, por sus comentarios y ayuda en el tratamiento econométrico. Asimismo, agradezco la ayuda de la DGIICYT, proyecto n.º P.B. 97-0351.

(1) La literatura reciente sobre la materia ha discutido con amplitud acerca del poder estabilizador del tipo de cambio nominal, de la independencia (más ficticia que real) de la política monetaria y de la reducción del margen de maniobra de la política fiscal. En este último caso, una buena parte de las reticencias dentro de la UME provienen la aprobación del Pacto de Estabilidad y Crecimiento, que implica un presupuesto equilibrado a largo plazo (esto es, una posición cíclica neutral). Una buena síntesis de estos debates puede verse en ALBEROLA (1998) y ROJO (1999).

(2) También cuando la economía en cuestión presenta pautas cíclicas discrepantes del resto de los miembros de la unión monetaria o cuando las perturbaciones simétricas tienen un impacto diferenciado sobre el país (región) considerado.

(3) Este punto de vista es mantenido, entre otros, por GROS y THYGESEN (1998). Una visión diametralmente opuesta es la sustentada, sobre todo, por KRUGMAN, quien considera que la presencia de efectos de aglomeración puede ser muy importante dentro de la UME. FRANKEL y ROSE (1996), por otra parte, estiman que los criterios para formar parte de un área monetaria son endógenos, por lo que concluyen que es probable que la pertenencia a la UME favorezca la sincronización de los ciclos económicos entre los países miembros, dificultando así la aparición de perturbaciones asimétricas.

(4) Un examen de la relevancia de estos mecanismos de ajuste en el caso de las comunidades autónomas españolas puede verse, entre otros, en VILLAVERDE (1999a).

(5) Dado el elevado grado de desempleo que padece la economía española, la flexibilidad salarial es deseable y necesaria con independencia de nuestra pertenencia a la UME.

(6) Véanse, por ejemplo, los trabajos de LAYARD *et al.* (1991), BENTOLILA y DOLADO (1990), JIMENO y BENTOLILA (1995) y VIÑALS y JIMENO (1996).

(7) La productividad del factor trabajo, que utilizamos para estimar las ecuaciones de salarios, está expresada también en pesetas constantes de 1980.

(8) Una de las grandes ventajas de esta base de datos es que suministra información de las variables relevantes expresada no sólo a precios corrientes, sino también en pesetas constantes de 1980, empleando para ello deflatores regionales. Esta información existe tanto a nivel agregado como desagregado, para una desagregación sectorial a R.17.

(9) La reducción en el grado de dispersión salarial es considerada, a menudo, como indicador de una mayor rigidez de los salarios (MALO DE MOLINA, 1983).

(10) La media nacional adopta siempre el valor 100.

(11) La expresión formal de este índice es $(E_i/E_n) [\log(w_i/w_n)]^p$, donde w representa salarios reales, E empleo y los subíndices i y n se refieren, respectivamente, a las regiones y la nación.

(12) JIMENO y BENTOLILA (1995) alcanzan esta misma conclusión.

(13) La escasa potencia del contraste D-F de raíces unitarias implica que mantenga una tendencia alta a no rechazar la hipótesis nula. DEGRESSIN y FATÁS (1995) abundan en este punto de vista. Además, el reducido número de observaciones disponibles en nuestro caso conlleva la necesidad de interpretar con cautela los resultados obtenidos.

(14) Esta misma forma de proceder es la de BLANCHARD y KATZ (1992) en su análisis de la convergencia salarial, por estados, en los Estados Unidos.

(15) La relación entre salarios y desempleo, incluso a escala regional, es muy compleja. Así, por ejemplo, de acuerdo con la teoría de los salarios compensadores, la relación entre ambas variables ha de ser directa, mientras que, de acuerdo con enfoques más modernos (como el de salarios de eficiencia o el basado en los modelos de negociación salarial tipo *insiders-outsiders*), la relación postulada ha de ser negativa.

(16) La estimación de las dos primeras ecuaciones sin variables retardadas arrojó unos coeficientes para el desempleo (regional y nacional) con signo positivo, lo cual, aunque inesperado, no es extraño en la literatura sobre flexibilidad salarial (véase, por ejemplo, a ABRAHAM y VAN ROMPUY, 1995), pudiendo ser representativo de un sesgo de simultaneidad entre las dos variables analizadas o (como se apunta en la nota anterior) del fenómeno de salarios compensadores. Para eliminar este sesgo, retrasamos la variable independiente un periodo, obteniendo como resultado unos coeficientes con el signo correcto.

(17) VIÑALS *et al.* (1990) y JIMENO y BENTOLILA (1995), entre otros, hacen referencia al elevado grado de indexación de los salarios regionales con el salario nacional.

(18) Esto último puede estar relacionado con diferencias de productividad, las cuales, a su vez, suelen proceder, al menos en parte, de diferencias en el grado de cualificación del capital humano y de diferencias en las dotaciones de capital físico.

(19) La desagregación sectorial empleada por la BD-MORES es la R-17.

(20) En 1980 este motivo explicaba el 73,2 por 100 de la diferencia, mientras que en 1995 explica el 99,7 por 100.

(21) En promedio, supera el 30 por 100.

(22) En este caso, sin embargo, el coeficiente es significativo al nivel del 95 por 100, lo que plantea un difícil problema de interpretación.

(23) Formalmente, esta relación depende de cómo evolucionen la población potencialmente activa y la tasa de actividad. Analíticamente, depende del tipo de perturbación que se esté considerando; si la perturbación es de demanda, la relación es inversa, mientras que si la perturbación es de oferta, la relación es directa.

(24) En una unión monetaria entre dos países (o regiones), A y B, el crecimiento de los salarios reales tiene que ajustarse, en mayor medida que fuera de ella, al de la productividad; si no se hace así, y los salarios tienden a crecer al mismo ritmo en A y B, mientras que las productividades lo hacen de forma desigual, la región que experimente tasas de crecimiento de su productividad más bajas sufrirá una pérdida continuada de competitividad y, por lo tanto, verá afectados negativamente sus niveles de actividad y de generación de empleo. Analíticamente, la conexión entre las evoluciones de los salarios y la productividad en A y B puede expresarse de la forma siguiente:

a) Cumplimiento de la paridad de poder de compra:

$$\dot{e} = \dot{p}_A - \dot{p}_B$$

b) Relación salarios-productividad:

$$\dot{p}_A = \dot{w}_A - \dot{a}_A$$

$$\dot{p}_B = \dot{w}_B - \dot{a}_B$$

Dado que en una unión monetaria $\dot{e} = 0$, de a) y b) se deduce que $\dot{w}_A - \dot{a}_A = \dot{w}_B - \dot{a}_B$, lo que es lo mismo que decir que la tasa de crecimiento de los costes laborales reales unitarios (salarios reales entre productividad) ha de ser igual en A que en B. En términos gráficos, la evolución de los costes laborales reales unitarios ha de discurrir a lo largo de la línea de 45° del gráfico adjunto; situarse por encima de la mencionada línea implica pérdidas de competitividad, mientras que hacerlo por debajo (lo que significa crecimientos salariales menores que los de la productividad) origina ganancias de competitividad.



(25) Véanse, entre otros, los trabajos de CALMSFORS (1998) y VIÑALS y JIMENO (1997).

BIBLIOGRAFÍA

- ABRAHAM, F. (1996), «Regional adjustment and wage flexibility in the European Union», *Regional Science and Urban Economics*, n.º 1, páginas 51-75.
- ABRAHAM, F., y VAN ROMPUY, P. (1995), «Regional convergence in the European Monetary Union», *Papers in Regional Science*, n.º 2, páginas 125-142.
- ALBEROLA, E. (1998), «España en la Unión Monetaria. Una aproximación a sus costes y beneficios», Banco de España, *Estudios Económicos*, n.º 62.
- BENTOLILA, S., y DOLADO, J. (1990), «Mismatch and internal migration in Spain, 1962-86», en F. PADOA SCHIOPPA (ed.), *Mismatch and labour market*, CEPR.
- BLANCHARD, O., y KATZ, L. (1992), «Regional evolutions», *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 1, págs. 1-61.
- BUTI, M., y SAPIR, A. (1998), *Economic Policy in EMU*, Clarendon Press, Oxford.
- CALMSFORS, L. (1998), «Macroeconomic policy, wage setting and employment. What difference does the EMU make?», IIES, *Seminar Paper* n.º 657.
- DEGRESSIN, J., y FATÁS, A. (1995), «Regional labour markets dynamics in Europe», *European Economic Review*, vol. 39, páginas 1627-1655.
- FRANKEL, J., y ROSE, A. (1996), «Economic structure and the decision to adopt a common currency», IIES, *Seminar Paper*, n.º 611.
- GROS, D., y THYGESEN, N. (1998), *European Monetary Integration*, Longman, Londres.
- HANNA, F. (1951), «Contribution of manufacturing wages to regional differences in per capita income», *Review of Economics and Statistics*, febrero, págs. 18-28.
- JIMENO, J., y BENTOLILA, S. (1995), «Regional unemployment persistence (Spain, 1976-1994)», FEDEA, *Documento de Trabajo* 95-09.
- KIM, S. (1997), «Economic integration and convergence. U.S. regions», NBER, *Working Paper* 6335.
- LAYARD, R.; NICKELL, S., y JACKMAN, R. (1991), *Unemployment. Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, Oxford.
- MALO DE MOLINA, J. L. (1983), «¿Rigidez o flexibilidad del mercado de trabajo? La experiencia española durante la crisis», Banco de España, *Estudios Económicos*, n.º 34.
- ROJO, L. A. (1999), «Las condiciones de estabilidad y la convergencia real España-UE», *Papeles y Memorias de la RACMP*, n.º 4, páginas 3-11.
- VILLaverde, J. (1999a), *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*, Pirámide, Economía XXI, Madrid.

— (1999b), «Integración monetaria y efectos espaciales: una aproximación a los desequilibrios regionales en España», *Revista Aragonesa de Economía*, n.º 6-7, págs. 237.255.

VIÑALS, J. *et al.* (1990), «Spain and the "Cum 1992" shock», en C. BLISS y J. BRAGA DE MACEDO (eds.), *Unity with diversity in the European Economy: The Community's southern frontier*, Cambridge University Press, Cambridge.

VIÑALS, J., y JIMENO, J. (1996), «Monetary Union and European Unemployment» Banco de España, *Documento de Trabajo*, n.º 9624.

— (1997), «El mercado de trabajo español y la unión económica y monetaria europea», Banco de España, *Documento de Trabajo*, número 9717.

WIJKANDER, H. (1997), «Wage policy implications of the EMU», European Commission, Directorate General II, mimeo.

Resumen

En este artículo se presenta un análisis de la flexibilidad regional de los salarios reales en España. El trabajo comienza examinando algunos indicadores de dispersión salarial y estimando algunas ecuaciones de salarios a partir de datos de salarios observados. A continuación, se efectúa el mismo tipo de análisis, que se completa con la estimación de un sistema de ecuaciones (de salarios y empleo), con salarios corregidos de acuerdo con la estructura ocupacional de cada región. La conclusión general que se obtiene es que tales salarios son muy rígidos a escala regional, por lo que en el último apartado se realizan algunas consideraciones acerca de si la UME puede contribuir a aumentar el grado de flexibilidad regional de los salarios.

Palabras clave: flexibilidad salarial, empleo, desempleo, regiones, UME.

Abstract

This article offers an analysis of the regional flexibility of real salaries in Spain. The study starts off by examining a few salary dispersion indicators and estimating some salary equations on the basis of the salary data observed. We then carry out the same type of analysis, which is completed with the estimation of a system of equations (salary and employment), with salaries corrected according to the occupational structure of each region. The general conclusion that we draw is that salaries are very rigid on a regional scale, so in the last section we set out some considerations about whether EMU may help to increase the degree of regional salary flexibility.

Key words: salary flexibility, employment, unemployment, regions, EMU.

JEL classification: R23, J31, E24.