

LA DIMENSION ESPACIAL DE LA CRISIS EN ESPAÑA

El objetivo que persiguen **Jesús Arango Fernández y Luis Martínez Noval** en el presente trabajo es el de realizar una aproximación al carácter e intensidad con que se manifiesta especialmente la crisis que padece la economía española. Más en concreto, se trata de analizar el paro que se registra en las provincias españolas desde el tercer trimestre de 1976 hasta el primer trimestre del año en curso. Para ello se utiliza un modelo de regresión lineal en el que se atribuye a los parámetros una significación económica que permite calificar el paro de cada una de las provincias según la terminología convencional en los estudios de los ciclos regionales. De esta forma se consigue la formalización de un fenómeno inseparable de la crisis económica que atraviesa nuestro país, cual es el desempleo, que tiene como casi todas las variables económicas una dimensión espacial. Los autores utilizan la desagregación espacial como una vía posible para esclarecer las causas del desempleo, al permitir un mayor detalle en la exploración de la estructura económica que da lugar al mismo.

ALGUNOS MODELOS DE CICLOS REGIONALES

LOS economistas americanos que en la década de los 40 empezaron a dirigir su atención a los ciclos regionales se inclinaron en sus análisis empíricos por la utilización de medidas directas de la actividad. Más recientemente, la tasa de desempleo se ha utilizado con cierta frecuencia para detectar los ciclos, a pesar de su carácter de indicador indirecto de la actividad ¹.

Van Duijn (1975) utiliza el modelo propuesto por Thirlwall (1966) para calibrar la estabilidad económica de las regiones

holandesas. La sensibilidad cíclica de una región aparece en dicho modelo relacionando las diferencias de primer orden de la tasa de paro de las regiones con las primeras diferencias de la tasa nacional según la ecuación

$$[U_j(t) - U_j(t-1)] = a_j + b_j [U_N(t) - U_N(t-1)] \quad (1)$$

$j = 1, \dots, m$

en la que $U_j(t)$ es la tasa de paro de la región j en el período t y $U_N(t)$ es la tasa nacional en el mismo período. El coeficiente b_j se considera como la medida de la sensibilidad cíclica de la región j , mientras que el coeficiente a_j se interpreta como una medida del desempleo estructu-

ral, es decir, de las variaciones no cíclicas que experimenta la tasa de desempleo en la región j y que son diferentes de las que se registran en el conjunto nacional.

En un estudio sobre las fluctuaciones cíclicas en las regiones inglesas, Brechling (1967) propone un modelo más completo que el de Thirlwall. Divide el desempleo de cada región en tres componentes

$$U_{jt} = A_{jt} S_{jt} R_{jt} \quad (2)$$

donde U_{jt} representa el nivel de desempleo de la región j ; A_{jt} es el componente cíclico agregado que refleja en la región j el nivel de la actividad económica del conjunto del país; S_{jt} es el componente estructural de la región j y por tanto peculiar de la misma; y, por último, R_{jt} es el componente cíclico regional.

Brechling combina estos elementos en una ecuación de la forma

$$U_{jt} = a_j U_N^{b_{2j}}(t+n_j) e^{b_{3j}t + b_{3j}t^2} R_{jt} \quad (3)$$

en la que A_{jt} viene representado por el término $U_N^{b_{2j}}(t+n_j)$, siendo U_N el nivel de paro nacional; S_{jt} se corresponde en (3) con el término $a_j e^{b_{3j}t + b_{3j}t^2}$. Por otra parte, a_j es el nivel de los parámetros estructurales en el período t_0 mientras que b_{2j} y b_{3j} reflejan los cambios estructurales a lo largo del tiempo. Por último, b_{1j} mide la elasticidad del componente cíclico agregado respecto al nivel nacional U_N y n_j permite computar los adelantos o retrasos de la respuesta regional a las alteraciones de nivel producidas en el conjunto nacional.

Para estimar los parámetros, la ecuación (3) se puede transformar en

$$\begin{aligned} \log U_{jt} = & \log a_j + \\ & + b_{1j} \log U_{N(t+n_j)} + \\ & + b_{2j}t + b_{3j}t^2 + \log R_{jt} \end{aligned} \quad (4)$$

apareciendo el componente cíclico regional como residuo de la regresión

$$\log R_{jt} = \log U_{jt} - \log \hat{U}_{jt} \quad (5)$$

En un trabajo más reciente que los dos anteriores, Pedersen (1978) ² utiliza para el análisis empírico de los ciclos regionales en Dinamarca el modelo de Thirlwall en la forma

$$U_{jt} = a_j + b_j U_{Nt} + R_{jt} \quad (6)$$

en donde U_{jt} y U_{Nt} siguen siendo el coeficiente de desempleo correspondiente a la región j y al total nacional, respectivamente; el residuo R_{jt} es la fluctuación específica de la región j y a los parámetros a_j y b_j se les considera como la medida del desempleo estructural, el primero, y de la sensibilidad cíclica, el segundo.

Junto al concepto de sensibilidad cíclica, Pedersen maneja el valor del coeficiente de determinación, R^2 , de la regresión lineal como indicador del grado en el que las fluctuaciones de la economía nacional explican las de cada una de las regiones. Por tanto, $1-R^2$ indicaría la influencia que los cambios en la coyuntura del mercado regional tienen en la configuración del ciclo de la propia región.

LA SENSIBILIDAD CÍCLICA DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

El análisis empírico de la sensibilidad cíclica al paro de las provincias españolas exige como cuestión previa la selección de una serie estadística de empleo. De las tres series disponibles en nuestro país (E.P.A., paro registrado y paro estimado) se ha preferido la Encuesta de Población Activa del Instituto Nacional de Estadística a la que unánimemente se le reconoce mayor fiabilidad.

No obstante, los datos de la EPA presentan una dificultad importante: la ruptura de la serie en el tercer trimestre de 1976 como consecuencia del cambio metodológico de la Encuesta. Lorente (1977) homogenizó la serie nacional reconstruyendo el período 1972-1976; siguiendo los criterios por él empleados podría reconstruirse la serie en el ámbito provincial, pero dicha tarea excede con creces las pretensiones de este trabajo.

Por ello, los datos que se manejan abarcan el período que va del tercer trimestre de 1976 al primer trimestre de 1979, y a los que se trataba de ajustar uno de los modelos del ciclo regional.

Los tres modelos presentados en la sección anterior son, como es bien evidente, muy similares. La única diferencia relevante la presenta Brechling en el tratamiento del componente estructural al introducir la variable tiempo de forma explícita en la ecuación.

La elección del modelo para su contrastación empírica no presentó ninguna dificultad, toda vez que la serie temporal de paro disponible por provincias contenía un escaso número de observaciones, lo que no aconseja la utilización de primeras diferencias debido a la pérdida de información que conlleva. Por otra parte, al ser el período en el que se lleva a cabo el análisis empírico de once trimestres, no es de esperar que a lo largo del mismo se hayan producido cambios estructurales significativos cuya detección exigiera la inclusión de la variable tiempo en el modelo, en el sentido propuesto por Brechling.

En definitiva, se ajustó el modelo de regresión lineal de la ecuación (5) en la que el parámetro a_j representa el desempleo estructural y b_j la sensibilidad cíclica de la provincia j .³ A este respecto, conviene aclarar que un valor estimado de $b_j > 1$ indicará que la provincia j es más sensible a las variaciones cíclicas en el desempleo que el conjunto de la nación y que un valor de $b_j < 1$ indicaría una menor sensibilidad de la provincia j en relación al total nacional.

Los modelos de este tipo, que pretenden formalizar los ciclos regionales o provinciales, son susceptibles de numerosas críticas. Entre ellas, la ya apuntada de constancia de los parámetros a lo largo del tiempo. Otra objeción no menos importante que la anterior se basa en el hecho de que al no incluir los desfases temporales en la ecuación, se está suponiendo que las fluctuaciones de la actividad económica se transmiten

CUADRO 1

RESULTADOS DE LA REGRESION ENTRE LA TASA DE PARO NACIONAL Y LAS PROVINCIALES, 1976-1979

	Media	Desviación típica	Error estandar	a_j	S_a	b_j	S_b	R^2	$1-R^2$
ALAVA	3,209	1,063	0,430	-1,743	0,697	0,759	0,105	0,854	0,146
ALBACETE	3,900	1,028	1,071	3,137	1,738	0,117	0,262	0,022	0,978
ALICANTE	6,291	1,040	0,515	1,664	0,835	0,709	0,126	0,780	0,220
ALMERIA	7,091	1,786	0,746	-1,177	1,211	1,267	0,182	0,843	0,157
AVILA	4,055	0,662	0,668	3,080	1,084	0,149	0,163	0,085	0,915
BADAJOS	11,191	2,370	1,626	2,120	2,638	1,390	0,397	0,576	0,424
BALEARES	4,473	0,739	0,610	2,153	0,989	0,355	0,149	0,388	0,612
BARCELONA	6,273	2,000	0,438	-3,590	0,711	1,511	0,107	0,956	0,044
BURGOS	4,555	1,755	0,603	-3,808	0,979	1,281	0,147	0,893	0,107
CACERES	6,600	2,283	0,693	-4,420	1,124	1,688	0,169	0,918	0,082
CADIZ	14,645	2,615	1,341	3,124	2,176	1,765	0,328	0,764	0,236
CASTELLON	3,936	0,543	0,328	1,694	0,352	0,344	0,080	0,672	0,328
CIUDAD REAL	9,709	2,303	1,119	-0,594	1,816	1,578	0,273	0,787	0,213
CORDOBA	10,791	1,434	1,430	8,442	2,320	0,360	0,349	0,106	0,894
CORUNA (LA)	1,655	0,311	0,291	0,929	0,472	0,111	0,071	0,214	0,786
CUENCA	3,327	0,840	0,781	5,324	1,268	-0,306	0,191	0,222	0,778
GERONA	2,200	0,436	0,362	0,845	0,587	0,208	0,088	0,381	0,619
GRANADA	11,145	1,215	1,111	8,098	1,803	0,467	0,271	0,247	0,753
GUADALAJARA	5,664	2,112	0,717	-4,415	1,163	1,544	0,175	0,897	0,103
GUIPUZCOA	6,373	2,328	0,542	-5,075	0,879	1,754	0,132	0,951	0,049
HUELVA	11,273	1,156	1,216	10,911	1,973	0,055	0,297	0,004	0,996
HUESCA	1,209	1,371	0,559	-5,168	0,906	0,977	0,136	0,850	0,150
JAEN	8,000	2,702	2,664	3,179	4,323	0,739	0,651	0,125	0,875
LEON	3,318	1,136	0,506	-1,871	0,821	0,795	0,124	0,821	0,179
LERIDA	1,909	0,524	0,423	0,208	0,687	0,261	0,103	0,413	0,587
LOGROÑO	2,545	0,946	0,295	-1,620	0,556	0,638	0,126	0,762	0,238
LUGO	2,100	0,382	0,209	0,453	0,339	0,252	0,051	0,731	0,269
MADRID	7,582	2,316	0,387	-3,947	0,627	1,766	0,094	0,974	0,026
MALAGA	14,600	0,946	0,921	12,774	1,494	0,280	0,225	0,147	0,853
MURCIA	5,982	0,849	0,468	2,331	0,760	0,559	0,114	0,726	0,274
NAVARRA	5,291	2,002	1,014	-3,562	1,646	1,356	0,248	0,769	0,231
ORENSE	2,845	0,737	0,278	-0,623	0,451	0,531	0,068	0,872	0,128
OVIEDO	4,791	1,340	0,324	-1,787	0,526	1,008	0,079	0,947	0,053
PALENCIA	4,345	0,653	0,682	3,903	1,107	0,068	0,167	0,018	0,982
PALMAS (LAS)	11,691	0,896	0,853	13,629	1,384	-0,297	0,208	0,184	0,816
PONTEVEDRA	2,555	0,620	0,326	-0,157	0,528	0,415	0,080	0,752	0,248
SALAMANCA	6,936	0,972	0,857	4,254	1,391	0,411	0,209	0,300	0,700
S. C. DE TENERIFE	8,545	1,395	0,629	2,188	1,021	0,974	0,154	0,817	0,183
SANTANDER	4,127	0,680	0,344	1,120	0,558	0,461	0,084	0,769	0,231
SEGOVIA	3,718	1,027	0,524	-0,816	0,849	0,695	0,128	0,766	0,234
SEVILLA	14,918	1,899	0,656	5,874	1,065	1,386	0,160	0,893	0,107
SORIA	3,182	1,012	0,729	-0,543	1,182	0,571	0,178	0,533	0,467
TARRAGONA	3,509	1,173	0,361	-2,144	0,586	0,866	0,088	0,914	0,086
TERUEL	2,173	1,009	0,281	-2,733	0,457	0,752	0,069	0,929	0,071
TOLEDO	4,791	0,658	0,557	2,816	0,904	0,303	0,136	0,355	0,645
VALENCIA	4,373	0,893	0,352	0,195	0,571	0,640	0,086	0,861	0,139
VALLADOLID	7,873	1,926	1,418	0,922	2,301	1,065	0,346	0,513	0,487
VIZCAYA	6,482	2,131	0,547	-3,937	0,887	1,596	0,134	0,941	0,059
ZAMORA	3,518	1,652	0,574	-4,342	0,932	1,204	0,140	0,891	0,109
ZARAGOZA	5,227	1,484	0,531	-1,810	0,862	1,078	0,130	0,885	0,105
ESPAÑA	6,527	1,295	—	0	—	1	—	1	0

El valor crítico de la t de Student para $n-k = 9$, a un nivel del 5 %, es $t = 2,262$.

a todas y cada una de las provincias de forma instantánea, lo que constituye una importante simplificación. Si se contase con una serie de datos de empleo más larga, esta objeción sería fácilmente obviada introduciendo desfases en una de las variables de la ecuación y buscando en cada caso el desfase del que se deriva el mejor ajuste de la misma.

Los valores estimados se presentan en el cuadro 1. A partir de los resultados que el mismo contiene se elaboraron la figura 1, el cuadro 2 y los mapas 1, 2 y 3.

En la figura 1 se llevan los resultados obtenidos en la regresión a un sistema de coordenadas en el que se mide en abscisas el coeficiente a_j (desempleo estructural) y en ordenadas el b_j (sensibilidad cíclica al desempleo). De acuerdo con ello, en el primer cuadrante se encuen-

tran las provincias con sensibilidad cíclica superior a la del conjunto nacional ($b_j > 1$) y coeficiente de desempleo estructural mayor que cero ($a_j > 0$). Se encuentran en este caso:

Badajoz	Cádiz
Sevilla	Valladolid

En el segundo cuadrante se localizan aquellas provincias con sensibilidad cíclica superior a la de la media nacional ($b_j > 1$) y coeficiente de desempleo estructural negativo ($a_j < 0$). En esta situación están:

Almería	Madrid
Barcelona	Navarra
Burgos	Oviedo
Cáceres	Vizcaya
Ciudad Real	Zamora
Guadalajara	Zaragoza
Guipúzcoa	

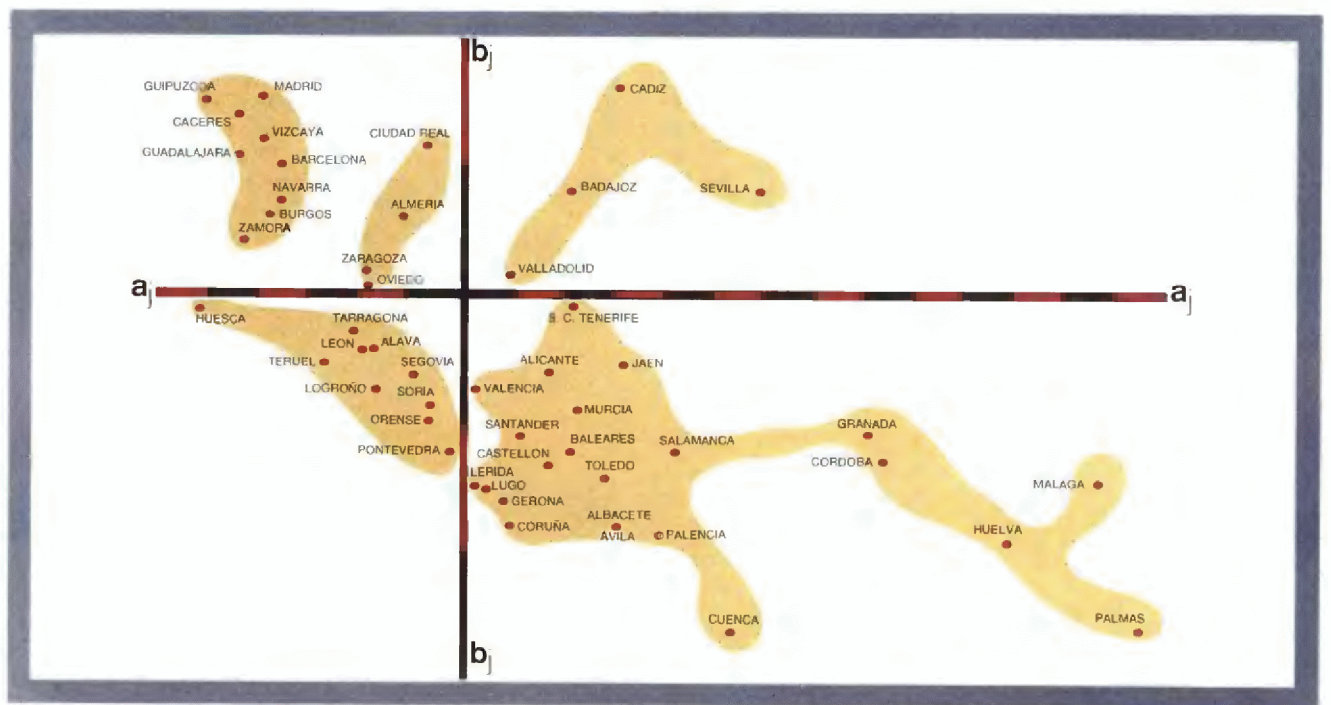
Las provincias con sensibilidad cíclica inferior a la del total nacional ($b_j < 1$) y coeficiente de paro estructural negativo (a_j

< 0) aparecen en el tercer cuadrante. Es el caso de:

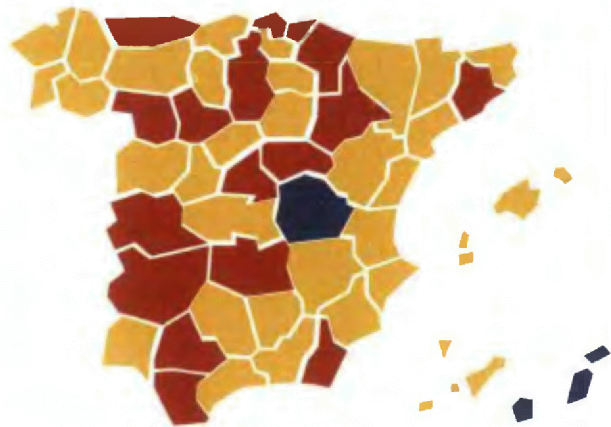
Alava	Pontevedra
Huesca	Segovia
León	Soria
Logroño	Tarragona
Orense	Teruel

Finalmente, en el cuarto cuadrante figuran las provincias con sensibilidad cíclica inferior a la del conjunto nacional ($b_j < 1$) y coeficiente de desempleo estructural positivo ($a_j > 0$). Presentan estas características:

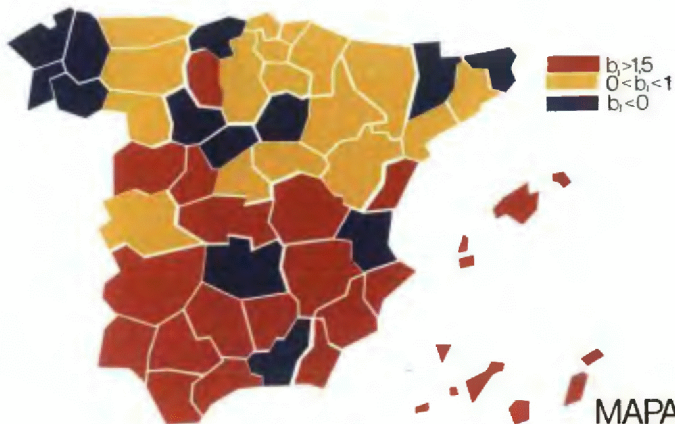
Albacete	Lérida
Alicante	Lugo
Avila	Málaga
Baleares	Murcia
Castellón	Palencia
Córdoba	Palmas (Las)
Coruña (La)	Salamanca
Cuenca	S. C. Tenerife
Gerona	Santander
Granada	Toledo
Huelva	Valencia
Jaén	



MAPA N°2
SENSIBILIDAD CICLICA (b_i)



MAPA N°1
DESEMPLEO ESTRUCTURAL (a_i)



■ a_i > 1,5
■ -1,5 < a_i < 1,5
■ a_i < -1,5

MAPA N°3
INFLUENCIA DEL COMPORTAMIENTO
CICLICO DEL MERCADO (1-R²)



■ 1-R² > 0,75
■ 0,25 < 1-R² < 0,75
■ 1-R² < 0,25

CUADRO 2

CARACTERIZACION DEL PARO POR PROVINCIAS

	<i>Paro estructural</i>		<i>Sensibilidad cíclica</i>		<i>Influencias del mercado provincial</i>
	<i>Nivel</i>	<i>Test de significación</i>	<i>Nivel</i>	<i>Test de significación</i>	
ALAVA	Bajo	Si	Intermedia	Si	Baja
ALBACETE	Alto	No	Intermedia	No	Alta
ALICANTE	Alto	No	Intermedia	Si	Baja
ALMERIA	Intermedio	No	Alta	Si	Baja
AVILA	Alto	Si	Intermedia	No	Alta
BADAJOS	Alto	No	Alta	Si	Intermedia
BALEARES	Alto	No	Intermedia	Si	Intermedia
BARCELONA	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
BURGOS	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
CACERES	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
CADIZ	Alto	No	Alta	Si	Baja
CASTELLON	Alto	Si	Intermedia	Si	Intermedia
CIUDAD REAL	Intermedio	No	Alta	Si	Baja
CORDOBA	Alto	Si	Intermedia	No	Alta
CORUÑA (LA)	Intermedio	No	Intermedia	No	Alta
CUENCA	Alto	Si	Baja	No	Alta
GERONA	Intermedio	No	Intermedia	Si	Intermedia
GRANADA	Alto	Si	Intermedia	No	Alta
GUADALAJARA	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
GUIPUZCOA	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
HUELVA	Alto	Si	Intermedia	No	Alta
HUESCA	Bajo	Si	Intermedia	Si	Baja
JAEN	Alto	No	Intermedia	No	Alta
LEON	Bajo	Si	Intermedia	Si	Baja
LERIDA	Intermedio	No	Intermedia	Si	Intermedia
LOGROÑO	Bajo	Si	Intermedia	Si	Baja
LUGO	Intermedio	No	Intermedia	Si	Intermedia
MADRID	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
MALAGA	Alto	Si	Intermedia	No	Alta
MURCIA	Alto	Si	Intermedia	Si	Intermedia
NAVARRA	Bajo	No	Alta	Si	Baja
ORENSE	Intermedio	No	Intermedia	Si	Baja
OVIEDO	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
PALENCIA	Alto	Si	Intermedia	No	Alta
PALMAS (LAS)	Alto	Si	Baja	No	Alta
PONTEVEDRA	Intermedio	No	Intermedia	Si	Baja
SALAMANCA	Alto	Si	Intermedia	No	Intermedia
S. C. DE TENERIFE	Alto	No	Intermedia	Si	Baja
SANTANDER	Intermedio	No	Intermedia	Si	Baja
SEGOVIA	Intermedio	No	Intermedia	Si	Baja
SEVILLA	Alto	Si	Alta	Si	Baja
SORIA	Intermedio	No	Intermedia	Si	Intermedia
TARRAGONA	Bajo	Si	Intermedia	Si	Baja
TERUEL	Bajo	Si	Intermedia	Si	Baja
TOLEDO	Alto	Si	Intermedia	No	Intermedia
VALENCIA	Intermedio	No	Intermedia	Si	Baja
VALLADOLID	Intermedio	No	Alta	Si	Intermedia
VIZCAYA	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
ZAMORA	Bajo	Si	Alta	Si	Baja
ZARAGOZA	Bajo	No	Alta	Si	Baja

El espectro de valores que toman los coeficientes a_j , b_j , y $1-R^2$ se dividió en cada caso en tres intervalos, lo que sirvió para elaborar los mapas 1, 2 y 3.

Por otra parte, la calificación de los intervalos se utilizó para caracterizar el paro de cada una de las provincias, tal como aparece en el cuadro 2. Dicho cuadro recoge, asimismo, la significación estadística de los parámetros a_j y b_j .

CONCLUSIONES

A la escasa extensión de la serie estadística manejada, y a los supuestos implícitos en el tipo de modelo utilizado, habría que añadir la falta de significación estadística de algunos de los coeficientes estimados en el trabajo empírico. Son todos ellos factores que, de alguna manera, limitan la validez del análisis.

De todas formas, buena parte de los resultados obtenidos son, a nuestro entender, útiles para distinguir en un gran número de provincias los movimientos cíclicos del desempleo de aquellas otras variaciones que no tienen ese carácter. A este respecto, la figura 1 deja ver claramente que la mayor parte de las provincias andaluzas, situadas en el cuarto cuadrante, se caracterizan por un elevado desempleo estructural y una baja sensibilidad cíclica, mientras que las provincias más industrializadas, que se encuentran en el segundo cuadrante, se ven afectadas por un paro estructural bajo y una elevada sensibilidad cíclica. No obstante, una valoración deta-

llada de los resultados alcanzados exigiría el conocimiento preciso de los rasgos fundamentales de la economía de cada una de las provincias.

En definitiva, se trataría de verificar caso por caso las teorías del análisis regional que intentan explicar las causas que determinan la importancia de la sensibilidad cíclica. En la literatura sobre el tema se proponen usualmente tres hipótesis que explican las diferencias interregionales en el comportamiento cíclico: 1) la composición industrial de cada área, 2) la diversificación del empleo y 3) la divergencia en las tasas de crecimiento. En realidad, las hipótesis 2) y 3) son sólo versiones diferentes de la 1).

Sin entrar en la contrastación de la hipótesis de la composición industrial —lo que implicaría determinar la sensibilidad cíclica al desempleo por ramas de actividad—, en el caso asturiano se puede adelantar alguna conclusión. El carbón y la siderurgia emplean en Asturias a más del 30 % de la población activa industrial y ambas ramas se consideran comúnmente como muy sensibles a la coyuntura. Sin embargo, el valor del coeficiente de sensibilidad cíclica es muy próximo a la unidad ($b_j = 1,008$), y es inferior al de otras provincias que, a priori, se pueden considerar como menos sensibles al ciclo. Parece razonable pensar en la presencia de la empresa pública en ambas ramas como posible explicación de esta paradoja.

Finalmente, es preciso volver a insistir en el objetivo de este trabajo. No se trataba de elaborar el perfil cíclico del empleo por pro-

vincias, sino, más bien, de buscar el significado económico de las disparidades que se observan, tanto en el nivel como en la evolución de la tasa de paro, en las provincias españolas.

Por lo general, quienes dedican sus esfuerzos al diagnóstico de la crisis actual y a la proposición de salidas viables de la misma tienden a pensar en nuestro país como si de un único mercado se tratase y no como una red de regiones relacionadas entre sí. Por tanto, es muy posible que la prolongación y profundidad de la crisis incline el *trade-off* eficiencia-equidad del lado de la primera. En este sentido, Engerman (1965, p. 7) llama la atención sobre el hecho de que gran parte de los autores que trabajan sobre políticas de estabilización, al ocuparse de las respuestas de los agregados nacionales a las políticas monetaria y fiscal, suponen, implícita o explícitamente, o que esas respuestas afectan a la economía nacional de una manera uniforme, o que las respuestas específicas de las regiones no son del interés de los responsables de la política económica.

NOTAS:

(1) Véanse al respecto los diferentes tratamientos que sobre los aspectos regionales del paro recoge la serie de «Coyuntura Económica» de la CECA en sus números 1, 3 y 18.

(2) Pedersen no estima la ecuación en primeras diferencias de las variables, lo que sí hace Van Duijn. En realidad el empleo de las primeras diferencias en las variables sólo cumple la función de reducir la influencia de la autocorrelación.

(3) En principio se pensó en referir el análisis al nivel regional, pero la heterogeneidad de los primeros resultados obtenidos entre las provincias de una misma parecía señalar que era el ámbito provincial el más adecuado.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

BRECHLING, F.: *Trends and Cycles in British Regional Unemployment*, «Oxford Economic Papers», Vol. 19, pp. 1-21 (1967).

KOUTSOYIANNIS, A.: *Theory of Econometrics* (The Macmillan Press Ltd., London, 1978).

LORENTE HURTADO, J. R.: *Indicadores españoles de coyuntura: Estadísticas de empleo*, «Coyuntura Económica», núm. 9, pp. 99-103 (1977).

PEDERSEN, P. O.: *Interaction Between Short-and Long-run Development in Regions-the Case of Denmark*, «Regional Studies», Vol. 12, pp. 683-700 (1978).

THIRLWALL, A. P.: *Regional Unemployment as a Cyclical Phenomenon*,

«Scottish Journal of Political Economy», Vol. 13, pp. 205-219 (1966).

VAN DUIJN, J. J.: *The Cyclical Sensitivity to Unemployment of Dutch Provinces, 1950-1972*, «Regional Science and Urban Economics», Vol. 5, pp. 107-132 (1975).

ENGERMAN, S.: *Regional Aspects of Stabilization Policy*, en: R. A. Musgrave (ed.), *Essays in Fiscal Federalism* (The Brookings Institution, 1965), pp. 7-62.