

# Un modelo de localización en desequilibrio. Perspectivas de crecimiento para las regiones españolas

Jesús MUR LACAMBRA

Profesor Titular del Departamento de Análisis Económico de la Universidad de Zaragoza. Universidad de Zaragoza.

**RESUMEN:** Este trabajo tiene un doble objetivo. En primer lugar, queremos avanzar en la especificación de un modelo de predicción regional-sectorial, construido sobre la teoría de la localización espacial. En el modelo usamos dos conceptos básicos: la diferenciación entre un nivel de crecimiento óptimo en la relación entre sector y región y el observado realmente, y la existencia de un proceso de ajuste gradual entre ambos valores. Después de su estimación, nos planteamos su transformación en un instrumento de predicción para las 74 regiones de la actual Unión Europea tomando 1995 como año final. Los resultados son interesantes porque predomina una tendencia hacia la redistribución de la actividad económica en dirección a la periferia europea, aunque cada sector presenta sus propias particularidades. El sistema regional español aparece en buena posición en este contexto, para el cual se detectan movimientos de reajuste interno de carácter propio.

## I. INTRODUCCIÓN

La inclusión de España, como miembro de pleno derecho, en la antigua Comunidad Económica Europea (CEE) ha sido uno de los hitos más relevantes de la historia económica reciente de nuestro país. En su momento provocó la aparición de un torrente de estudios destinados a analizar las consecuencias de este hecho. La mayoría consideraba beneficiosa tal medida, y parece que lo acontecido con posterioridad les está dando la razón. El interés por lo europeo volvió a resurgir con la institucionalización de la Unión Europea, como transformación de la CEE original, que servía para anunciar la intensificación del proceso de integración.

Nuevamente se han vuelto a cuestionar costes y beneficios, aunque han sido minoría las posturas críticas. En cualquier caso, es evidente que el proyecto europeo goza de buena salud y parece impensable una vuelta atrás.

Nosotros estamos más interesados en el aspecto espacial de este proceso integrador. Las consecuencias también en este terreno son importantes, y todo apunta a que pueden agudizarse en años venideros. La paulatina unificación de estructuras, lenta y costosa, ha inducido a los agentes económicos a diseñar sus estrategias sobre dimensiones de mercado continental, con lo cual han sido las regiones quienes han ganado protagonismo a costa de las entidades nacionales. Por otro lado, las constantes innovaciones tecnológicas y organizativas que se introducen en el sistema productivo lo han

Recibido: 02-11-94.

hecho más flexible, agilizando las dinámicas de localización en un contexto general de internacionalización de mercados. Ambos impulsos, el de la mayor libertad localizacional y el renovado espíritu europeista, están confluyendo en la década actual, por lo que podemos pensar que el mapa europeo que conocemos puede sufrir alguna transformación de importancia.

El trabajo que presentamos se centra en la última cuestión. En concreto, fijando el año 1995 como horizonte de predicción, nos interrogamos sobre el tipo de cambios que parece más plausible se introduzcan en el sistema regional europeo con respecto al que existía a finales de los ochenta. En el estudio prestaremos una atención especial al caso español, como subsistema regional integrado en aquél del cual recibe, y transmite, impulsos diversos. Con esta finalidad, hemos dividido el trabajo en siete secciones. La sección segunda tiene carácter introductorio con respecto a lo que serán elementos esenciales en la construcción de un modelo de localización regional, especificado en la sección tercera y estimado en la cuarta. Posteriormente, nos planteamos su utilización en el contexto de la predicción. La sección quinta contiene los supuestos e hipótesis que materializan el escenario de predicción, junto a los principales resultados obtenidos en relación al conjunto de regiones de la actual Unión Europea a 12 Estados miembros (UE-12). Las previsiones generadas para el caso español se analizan con mayor detenimiento en la sección sexta, y finalizamos el trabajo con un capítulo de conclusiones.

## 2. ESPACIO Y ACTIVIDAD ECONÓMICA

La especificación que presentamos trata de explicar la relación existente entre sector económico y región, utilizando dos conceptos fundamentales, como son la diferenciación entre un nivel de crecimiento óptimo y el observado, y la existencia de un proceso de ajuste gradual entre ambos valores. El primero determina la dirección de los movimientos del sector sobre el espacio, mientras que el segundo controla su dinámica.

Para desarrollar el primer concepto es útil introducir la noción de probabilidad de localización. Como indica KUIPER (1989): «... la localización de los sectores en una región depende de la presencia en la misma de un número de factores de localización favorables. Si una región está dotada con suficientes factores de localización, la probabilidad de que los sectores se localicen en ella crecerá». Este concepto abunda en la literatura sobre métodos de evaluación de potenciales regionales, utilizando un enfoque más consistente (CHAPMAN y WALKER, 1987).

En este sentido, si denotamos por  $g_{ir}$  a una variable sintética que resume toda la información contenida en el perfil de localización de la región  $r$  relevante para el sector  $i$ , y por  $P_{ir}$  la probabilidad *a priori* de que el sector  $i$  se localice en ella, podemos suponer que entre ambas variables existirá una relación genérica del tipo:

$$P_{ir} = f[g_{ir}] \quad (2.1)$$

donde el índice  $g_{ir}$  depende, a su vez, del perfil regional medido en el vector  $X_r = [x_{1r}, x_{2r}, \dots, x_{Nr}]$ , siendo  $x_{jr}$  ( $j=1, \dots, N$ ) la dotación regional del factor  $j$ -ésimo. Podemos aprovechar este concepto para definir el nivel de producción óptimo del sector  $i$  en la región  $r$  (denotado por  $y_{ir}^*$ ) y la cuota de participación óptima (que denotaremos (1) por  $a_{ir}^* = y_{ir}^*/y_j$ ), como:

$$y_{ir}^* = c_i^* P_{ir} \quad y_i \Phi a_{ir}^* = c_i^* P_{ir} \quad (2.2)$$

donde  $c_i^*$  es una constante de proporcionalidad sectorial. Esta última ecuación tiene una lectura sencilla: si se interpretan correctamente los atributos regionales, la distribución espacial del sector tenderá a asimilarse a la captada en el conjunto de cuotas de equilibrio teóricas (GIRARDI y PAELINCK, 1994). No obstante, existen dos cuestiones importantes que debemos considerar. En primer lugar, con (2.2) se está explicando la formación de unas cuotas de participación teóricas, no observables directamente. Por otra parte, esa ecuación describe un mecanismo de

[1] En adelante, los agregados se denotarán sustituyendo el subíndice correspondiente por un punto. Así,  $y$ , refleja el agregado del sector  $i$  en las  $R$  regiones del sistema, mientras que  $y_i$  indica el agregado de los  $N$  sectores en la región  $r$ .

equilibrio, donde se presupone que la distribución espacial del sector se ajusta instantáneamente a modificaciones en el conjunto de perfiles regionales.

Dicho de otra forma, el modelo de (2.2) capta la estática de los procesos de localización espacial resueltos bajo el precepto de equilibrio, cuyo horizonte temporal relevante ha de ser el del largo plazo. Sin embargo, ni el equilibrio es una característica consustancial a las relaciones sobre el espacio ni el largo plazo es un entorno útil de trabajo. Por el contrario, predominan los movimientos a corto plazo que tienden a corregir pequeños desequilibrios previos, dentro de un movimiento tendencial más general. En este sentido, ANCOT y PAELINCK (1983), completan la ecuación estática anterior con una especificación dinámica de desequilibrio del tipo:

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha_1 [y_{it-1}^* - y_{it-1}] + \\ + (\alpha_2 - \varepsilon(t)) [(y_{it}^* - y_{it-1}^*) - (y_{it} - y_{it-1})] \quad (2.3)$$

siendo  $y_{it}$  la variable que mide el tamaño observado del sector  $i$  en la región  $r$  en el período de tiempo  $t$  e  $y_{it}^*$  su correspondiente valor de equilibrio en función del perfil regional de  $r$  (ambas pueden referirse a cuotas de participación teóricas y observadas,  $a_{it}^*$  y  $a_{it}$ );  $\alpha_1$  y  $\varepsilon(t)$  son parámetros de ajuste. Es inmediato comprobar que el modelo de (2.3) se corresponde con un mecanismo de corrección del error clásico (MCE), sin más que reagrupar términos:

$$y_{it} = \beta_{0i} y_{it-1} + \beta_{1i} y_{it-1}^* + \beta_{2i} y_{it-1}^* \quad (2.4)$$

En este resultado se está presuponiendo un proceso de ajuste escueto en el tiempo, que podemos generalizar en un modelo lineal autoregresivo de retardos distribuidos de orden superior, o ADL (m,n), del tipo:

$$y_{it} = \rho_0 y_{it-1} + \rho_1 y_{it-2} + \dots + \rho_m y_{it-m} + \\ + \theta_{0i} y_{it}^* + \theta_{1i} y_{it-1}^* + \dots + \theta_{ni} y_{it-n}^* \quad (2.5)$$

siendo  $\sum_{j=1}^m \rho_j < 1$ , para asegurar estacionariedad.

En (2.5) permitimos que el proceso de ajuste entre la variable regional y la correspondiente sucesión de óptimos sea más dilatada, que la que implica el ADL (1,1) de (2.4). En cualquiera de las dos expresiones subyace la

restricción fundamental que implica que, a largo plazo, la distribución espacial observada del sector debe coincidir con la óptima. Esto es, dado que se cumplirá:

$$\text{plim } y_{it-s} = y; \quad \text{plim } y_{it-s}^* = y^* \quad (\forall s) \quad (2.6)$$

el multiplicador a largo plazo del óptimo regional debe ser la unidad:

$$y = \frac{\theta_0 + \theta_1 + \dots + \theta_n}{1 - \rho_1 - \rho_2 - \dots - \rho_m} \quad y^* = \kappa \quad y^* \Rightarrow \kappa = 1 \quad (2.7)$$

Este resultado se convierte en una restricción de homogeneidad global sobre los parámetros del ADL (m,n) de (2.5), que permite reescribirlo como un MCE tradicional:

$$\Delta y_{it} = \eta_1 \Delta y_{it-1} + \eta_2 \Delta y_{it-2} + \dots + \eta_{n-1} \Delta y_{it-n+1} + \\ + \gamma_0 \Delta y_{it}^* + \varphi_1 [y_{it-1}^* - y_{it-1}] + \varphi_2 [y_{it-2}^* - y_{it-2}] + \\ + \dots + \varphi_n [y_{it-n}^* - y_{it-n}] \quad (2.8)$$

si  $m < n$ , donde los conjuntos de parámetros  $\{\eta_j\}$ ;  $\{\varphi_j\}$  dependen de los originales  $\{\rho_j, \theta_j\}$ . La asociación de (2.2) con (2.8) ofrece rendimientos interesantes, porque mientras la primera determina la senda de crecimiento a largo plazo de un sector sobre un conjunto de regiones, la segunda capta la serie de ajustes introducidos para conservar la relación básica de equilibrio entre sector y factores de localización.

### 3. UN MODELO DINÁMICO DE DESEQUILIBRIO

La especificación del modelo de crecimiento espacial que proponemos está vinculada a la probabilidad *a priori* de (2.1). La expresión final de esta última debe reflejar las hipótesis del investigador, concretadas en la forma funcional de  $f[-]$  y en los argumentos del índice sintético  $g_r$ .

Las posibilidades con respecto a la segunda cuestión son abundantes porque, para cada sector, podríamos elaborar una lista de factores sensibles tan extensa como quisieramos. La práctica habitual ha consistido en desagregar el perfil de localización sectorial en un número limitado de subperfiles, cada uno de ellos representativo de una dimensión considerada

relevante (MOLLE, 1983). En ANCOT y PAELINCK (1983) se distinguen cuatro dimensiones básicas: el subperfil de atracción, el clásico, el ambiental y el político. Una vez identificadas a priori las dimensiones relevantes, debemos dar contenido a cada subperfil, seleccionando el conjunto concreto de factores a incluir. La solución tampoco es sencilla porque el analista se mueve en el terreno de la especulación. Un estudio de las pautas históricas de localización del sector puede ser de gran ayuda, pero no es garantía de que la solución propuesta sea correcta. En este trabajo vamos a introducir una hipótesis bastante inocua en el índice sintético, aceptable con carácter general. En concreto, vamos a suponer que este índice ( $y$ , en definitiva, la capacidad de atracción de la región  $r$  para el sector  $i$ ) es función de tres tipos de elementos:

- La estructura económica de la región  $r$ , que denotaremos por  $ER_r$ ,
- La dimensión de la economía de  $r$ , que denotaremos por  $ED_r$ ,
- La capacidad tecnológica del sistema productivo de  $r$ , denotado por  $ET_r$ ,

Es decir:  $g_{ir} = g[ER_r; ED_r; ET_r]$  (3.1)

Por el momento no es necesario definir la forma funcional concreta de  $g[-]$ , baste con indicar que es una función específica del proceso de evaluación sectorial que debería ser creciente con los tres términos. En la aplicación vamos a cuantificar el primer elemento mediante una función genérica  $d[-]$  de las variables sectoriales  $\Delta_j$ , que dependen de la batería de coeficientes de especialización regional-sectorial  $\{CE_j/r, j=1,2,\dots,N\}$ , definidas como:

$$\Delta_jr = [a_{jr}/a_j]^{bj} = [CE_{j/r}]^{bj} \quad j = 1, \dots, N \quad (3.2)$$

siendo  $b_j$  una constante de signo libre, que está en relación con las economías de aglomeración del sector. Las variables  $\Delta_j$  captan el peso que el sector  $j$  tiene en la estructura de  $r$  y en el agregado total, teniendo en cuenta que el observado en el último caso puede no ser el óptimo. En definitiva, el efecto estructura se convierte en:

$$ER_r = d[\Delta_{1r}; \Delta_{2r}; \dots; \Delta_{Nr}] \quad (3.3)$$

El efecto dimensión captará la discrepancia entre el tamaño regional observado y un teórico óptimo, mediante:

$$ED_r = h \left[ \frac{a_r}{a_{tr}} \right] \quad (3.4)$$

siendo  $h [-]$  una función genérica y  $a_r$  una constante positiva asociada al tamaño óptimo correspondiente al espacio geográfico en cuestión. La discrepancia entre ambos valores se penaliza a través de  $h [-]$ , cuya forma será específica del proceso de selección de la industria, pudiendo depender de las economías de escala que la afectan. Por último, el efecto tecnológico lo introduciremos directamente con:

$$ET_r = p[p_{ir}] \quad (3.5)$$

siendo  $p_{ir}$  una variable sectorial-regional que capta el estado tecnológico del sector  $i$  en la región  $r$ , en relación a la tecnología media del área geográfica de estudio, y  $p$  una función genérica. En este caso, vamos a tratar  $p_{ir}$  como un índice en base uno, obtenido como el cociente entre la productividad aparente del sector  $i$  observada en la región  $r$  y la observada en el agregado europeo.

Los dos primeros elementos están vinculados con el perfil de atracción, mientras que el tercero puede asociarse al perfil clásico. En cualquier caso, es evidente que la identificación del perfil regional con esta batería de factores es un ejercicio tentativo; pero encaja correctamente en la estrategia de modelización top-down que estamos desarrollando y con nuestras limitaciones de información.

La selección de la forma funcional de la probabilidad *a priori* de (2.1), y de  $d [-]$ ,  $h [-]$  y  $p [-]$ , plantea tantos interrogantes como los comentados en relación al índice. ANCOT y PAELINCK (1983) aconsejan una especificación basada en la función logística porque garantiza un buen comportamiento teórico (es la denominada función de probabilidad FLEUR). Sin embargo, esta función, superior teóricamente, comporta algún problema operativo de envergadura en nuestra aplicación. Por esta razón, hemos preferido utilizar una especificación basada en la

función Cobb-Douglas que, manteniendo el mensaje esencial de la función tipo FLEUR, nos garantiza una cierta flexibilidad. Es decir, nuestra hipótesis básica de trabajo es que la probabilidad de localización *a priori*, para el conjunto de regiones que estudiamos, puede aproximarse mediante:

$$P_{ir} \equiv A_i [ER_i]^{\phi_1} [ED_i]^{\phi_2} [ET_i]^{\phi_3} \equiv A_i [CE_{1r}]^{\phi_1} [CE_{2r}]^{\phi_2} \dots \\ \dots [CE_{Nr}]^{\phi_N} [\alpha_r / \alpha_s]^{\phi_3} [p_{ir}]^{\phi_3} \quad (3.6)$$

siendo  $A_i$  un factor de escala y  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  y  $\phi_3$  parámetros que determinan la elasticidad de la función de probabilidad, todos ellos mayores o iguales que cero. Dado que los argumentos de la probabilidad son índices positivos, cuyo rango de valores está acotado, la inclusión del factor de escala  $A_i$ , nos asegura que el resultado de la función de evaluación anterior pertenecerá al intervalo [0,1].

Si aceptamos la especificación propuesta en (3.6) e insertamos esta última expresión en (2.2), podemos plantear una aproximación lineal a la transformación logarítmica de las cuotas óptimas de participación regional en el agregado sectorial:

$$\ln a_{ir}^* \equiv \ln c_i^* + \ln A_i + \phi_1 \ln \alpha_r + \\ + \sum_{j=1}^N b_j \phi_1 \ln CE_{jr} - \phi_2 \ln a_s + \phi_3 \ln p_{ir} \quad (3.7)$$

En consecuencia, si la aproximación de (3.6) es buena, las discrepancias entre las cuotas de participación observadas y las determinadas por (3.7) deberán atribuirse a desajustes transitorios en la localización actual del sector, en relación a su distribución óptima. Podemos pensar que tales discrepancias son aleatorias de carácter no sistemático, que captamos en  $v_{ir}$ , para plantear la siguiente relación:

$$\ln a_{ir}^* = \ln a_{ir} + v_{ir} \quad (3.8)$$

lo que nos permite, retomando (3.7) especificar el modelo econométrico estático de (3.9):

$$\ln a_{ir} = \beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j \ln CE_{jr} + \beta_{N+1} \ln a_s + \\ + \beta_{N+2} \ln p_{ir} + u_{ir} \quad (3.9)$$

El término de perturbación de esta expresión ( $u_{ir}$ ) no se corresponde exactamente con el de (3.8), dado que está contaminado por errores de aproximación. No obstante, en ausencia de otro tipo de errores, podemos entender que los residuos de la estimación mínima-cuadrática de (3.9) son una buena aproximación a las series de desequilibrios regionales:

$$\hat{u}_{ir} = \ln a_{ir} - \hat{\beta}_0 - \sum_{j=1}^N \hat{\beta}_j \ln CE_{jr} - \\ - \hat{\beta}_{N+1} \ln a_s - \hat{\beta}_{N+2} \ln p_{ir} \quad (3.10)$$

que se corrigen secuencialmente en el MCE de (2.8). Para dar forma a este último, solo nos queda por examinar la pauta de variación de las cuotas de participación teóricas. A partir de (2.2), y utilizando una aproximación discreta a la diferencial en tiempo continuo del logaritmo de la probabilidad a priori, es inmediato obtener, después de reagrupar términos, que:

$$\Delta \ln a_{ir}^* = \omega_0 + \sum_{j=1}^N \omega_j \Delta \ln CE_{jr} \\ + \omega_{N+1} \Delta \ln a_s + \omega_{N+2} \Delta \ln p_{ir} \quad (3.11)$$

Este último resultado completa la estructura del modelo de localización regional-sectorial que estamos construyendo. El mismo consta de dos grandes bloques:

- Un conjunto de ecuaciones estáticas (una para cada sector), que determina la senda de crecimiento en equilibrio. Cada ecuación se obtiene al adaptar la expresión (3.9) al sector correspondiente. De ella tomamos la serie de desequilibrios regionales, de acuerdo con (3.10).

- Un conjunto de ecuaciones dinámicas (nuevamente, una para sector) que desarrollan el MCE planteado en (2.8). La forma típica de una ecuación de este bloque será del tipo:

$$\Delta \ln a_{ir} = \eta_1 \Delta \ln a_{ir-1} + \dots + \eta_{m-1} \Delta \ln a_{ir-m+1} + \\ + \gamma_0 \Delta \ln a_{ir}^* + \varphi_1 \hat{u}_{ir-1} + \varphi_2 \hat{u}_{ir-2} + \dots + \\ + \dots + \varphi_m \hat{u}_{ir-m} \quad (3.12)$$

si  $m < n$ . Los términos de desequilibrio retardados se obtienen de (3.10) mientras que el incremento teórico en la cuota de participación ( $\Delta \ln a_{ir}^*$ ) se determina en (3.11).

#### 4. APLICACIÓN ECONOMÉTRICA. PRIMEROS RESULTADOS

El ámbito de estudio que proponemos es el conjunto de regiones de la actual UE-12, para las que existe escasa documentación estadística. La fuente que parece más sólida es el banco de datos REGIO de EUROSTAT, que cuenta con una aceptable desagregación espacial y sectorial, y del cual procede el grueso de la información utilizada. Todas las variables se refieren al valor añadido bruto corriente a precios de mercados (VABpm) expresado en ECU, a partir de las cuales se obtienen las distintas transformaciones (2). La desagregación sectorial contemplada abarca seis sectores productivos:

Clave	Equivalencia NACE-CLIO	Denominación
B01	Sector 01	Agricultura, ganadería y pesca
B06	Sector 06	Productos energéticos
B30	Sector 30	Productos manufacturados
B53	Sector 53	Construcción
B68	Sector 68	Servicios destinados a la venta
B86	Sector 86	Servicios no destinados a la venta

El número de regiones europeas que utilizamos es 74 (la relación completa aparece en la Tabla A1 del Apéndice). Esta desagregación espacial coincide, en general, con el sistema NUTS II de EUROSTAT, ampliado o reducido en función de la información disponible. Por último, ya se ha indicado que el periodo muestral cubre la década de los años ochenta exclusivamente (desde 1980 hasta 1989).

##### Bloque de ecuaciones estáticas

La resolución de este bloque no plantea problemas singulares. Sin embargo, debemos tener presente dos aspectos importantes. En

primer lugar, estamos construyendo un modelo econométrico de predicción con el que deseamos realizar un ejercicio de simulación a partir de un volumen de información escaso. Teniendo en cuenta las características de las variables explicativas, la solución del ejercicio ofrece menos problemas si incluimos un retardo entre la variable endógena y el conjunto de exógenas en cada ecuación. La inclusión de este *gap* no afecta a los presupuestos básicos del modelo y sirve para corregir los problemas de simultaneidad existentes. Por otra parte, esas ecuaciones introducen el supuesto de equilibrio, en forma de una relación estable y consistente entre pautas de localización sectorial y dotación de factores de localización. Es decir, parece que su horizonte relevante debería ser el del largo plazo. En nuestra situación, con series temporales de 10 años, es difícil plantear un análisis en este contexto; aunque podemos paliar el déficit muestral utilizando toda la información existente sobre el pasado histórico de la relación. Lo que proponemos es resolver la estimación de cada ecuación estática mediante un *pool* de series temporales y cross-section, que incluya toda la información muestral disponible. Los resultados básicos de la estimación aparecen en la Tabla 1.

La lectura del modelo de cada sector (identificado en la parte superior) debe realizarse en vertical. Entre paréntesis, y debajo de la estimación del parámetro asociado a cada variable explicativa, se adjunta su desviación típica estimada. En la parte final de la tabla aparecen tres estadísticos de interés: el coeficiente de determinación corregido del modelo ( $\bar{R}^2$ ) y los estadísticos del contraste de Breusch-Pagan (BP) sobre heteroscedasticidad y de Jarque-Bera (JB) en relación al supuesto de normalidad. El dato que aparece entre paréntesis debajo de estos dos estadísticos es la masa de probabilidad que dejan a su derecha (véase GODFREY, 1988, o AZNAR y TRIVEZ, 1993, para los detalles de ambos contrastes).

(2) La notación que emplearemos se obtiene de la siguiente forma:

- La primera letra podrá ser una P, cuando se trate de cuotas de participación, una X si es el índice de productividad o una C si se corresponde con un coeficiente de especialización.

- A continuación aparece una letra identificativa del sector

correspondiente: A (sector B01), E (sector B06), M (sector B30), C (sector B53), S (sector B68), P (sector B86) o una R para el total regional.

- A lo anterior se le antepondrá una L si se trata de su transformación logarítmica, un D cuando tomamos diferencias interanuales o ambas.

**TABLA I. Bloque de ecuaciones estáticas. Resultados de la estimación**

Modelo del sector	B01	B06	B30	B53	B68	B86
Variable endógena	LPA <sub>t</sub> (r)	LPE <sub>t</sub> (r)	LPM <sub>t</sub> (r)	LPC <sub>t</sub> (r)	LPS <sub>t</sub> (r)	LPP <sub>t</sub> (r)
Constante	-0.026 (-0.130)	-0.029 (0.010)	-0.060 (0.061)	0.021 (0.014)	0.010 (0.005)	0.007 (0.005)
LPR <sub>t-1</sub> (r)	1.008 (0.077)	1.012 (0.058)	0.998 (0.095)	0.984 (0.079)	0.994 (0.059)	0.993 (0.077)
LCA <sub>t-1</sub> (r)	0.097 (0.239)	0.010 (0.011)	0.089 (0.051)	0.095 (0.103)	0.004 (0.005)	0.010 (0.005)
LCE <sub>t-1</sub> (r)	-0.126 (0.061)	1.020 (0.075)	-0.047 (0.320)	0.076 (0.063)	0.006 (0.008)	0.001 (0.001)
LCM <sub>t-1</sub> (r)	0.070 (0.066)	-0.062 (0.051)	1.025 (0.139)	0.016 (0.010)	-0.017 (0.020)	-0.016 (0.014)
LCC <sub>t-1</sub> (r)	0.026 (0.020)	-0.034 (0.049)	0.103 (0.053)	1.113 (0.063)	0.052 (0.021)	0.075 (0.022)
LCS <sub>t-1</sub> (r)	0.026 (0.022)	-0.011 (0.016)	0.060 (0.032)	-0.016 (0.018)	0.982 (0.062)	0.044 (0.054)
LCP <sub>t-1</sub> (r)	0.114 (0.122)	-0.077 (0.051)	-0.027 (0.021)	-0.182 (0.067)	-0.081 (0.021)	0.916 (0.005)
LXj <sup>*</sup> <sub>t-1</sub> (r)	-0.061 (0.005)	0.018 (0.017)	-0.066 (0.021)	-0.048 (0.040)	-0.068 (0.018)	-0.062 (0.014)
R <sup>2</sup>	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
BP	9.34 (0.406)	11.20 (0.262)	15.18 (0.086)	7.93 (0.542)	16.20 (0.072)	16.03 (0.079)
JB	4.83 (0.090)	3.30 (0.192)	1.78 (0.410)	3.36 (0.186)	1.91 (0.383)	0.66 (0.719)

(\*) En cada modelo sólo interviene una variable de productividad, por lo que j debe traducirse, respectivamente, por A, E, M, C, S Y P  
 Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de la estimación de este bloque de ecuaciones pueden considerarse satisfactorios, tanto en cuanto hemos obtenido un poder explicativo elevado y no se detectan problemas especiales en el término de perturbación aleatoria. Existen evidentes problemas de multicolinealidad entre los regresores (en especial, entre la batería de coeficientes de especialización), lo que se traduce en la existencia de parámetros poco significativos individualmente. Sin embargo, vamos a mantener íntegro el bloque de regresores de cada ecuación por una serie de razones de peso. En primer lugar, fundamentar la especificación de un modelo econométrico únicamente sobre los contrastes de significatividad individual, no es una buena estrategia. Sobre todo si tenemos en cuenta que es razonable, e incluso necesaria, la presencia de colinealidad en relaciones a largo plazo entre variables vinculadas (BANERJEE, DOLADO y HENDRY, 1993). Por último, la

multicolinealidad afecta severamente las estimaciones de los parámetros, invalidando estudios de tipo estructural (en los que no estamos interesados), pero no tiene incidencia sobre otros aspectos de la práctica econométrica como el análisis de residuos o la predicción, que sí son claves en nuestra aplicación (NOVALES, 1993).

### Bloque de ecuaciones dinámicas

Resuelta la estimación de las ecuaciones de equilibrio, el control del modelo de predicción pasa al conjunto de ecuaciones dinámicas que desarrollan los MCE. En esta segunda etapa planteamos una ecuación similar a la indicada en (3.12) para cada sector. La variable endógena es el incremento del logaritmo de la tasa de participación regional sobre el VABpm agregado del sector respectivo; la cual viene explicada por retardos en la misma variable,

por una serie de términos de desequilibrio retardados y por la variación del perfil regional, desagregado en sus componentes. La forma final de cada ecuación depende de la propia dinámica del sector en consideración.

En general, la especificación ha estado guiada por dos criterios: que la ecuación ofreciera un poder explicativo suficiente y que su residuo pudiera asimilarse a un ruido blanco. Con respecto a esta última cuestión, hemos utilizado los contrastes BP y JB comentados, a los que añadimos el contraste de la I\* de Moran sobre autocorrelación espacial, limitado a relaciones de contigüidad de primer orden (ANSELIN, 1988), y un análisis individual de puntos atípicos utilizando los residuos MCO externamente estudentizados junto con la aproximación a la distribución F de Snedecor que proponen CHATTERJEE y HADI (1988). Los tres primeros contrastes han servido para desechar determinadas

ecuaciones, o corregir el método de estimación, mientras que el último nos ha señalado de necesidad de introducir variables dummy a fin de regularizar comportamientos anómalos.

Las variables ficticias se denominarán como D1, D2, ..., mientras que para los términos de desequilibrio emplearemos una U seguida de la letra identificativa del sector. En algún modelo ha sido necesario definir una variable instrumental,  $IVOj(r)$ , que midiera directamente el valor de  $\Delta \ln a_{jt}^*$  en (3.11), mediante:

$$IVOj_t = \hat{LP}_{jt} - \hat{LP}_{jt-1} \quad j = E, S \quad (4.1)$$

siendo  $\hat{LP}_{jt}$  la predicción obtenida con la ecuación estática del modelo  $j$  desde el periodo (t-1). Esta variable condensa la información contenida en el vector de variaciones del perfil regional en un único indicador. Su presencia puede verse reforzada con la inclusión

**TABLA 2. Bloque de ecuaciones dinámicas. Resultados de la estimación**

Modelo del sector B01 Variable endógena: $\Delta LPA_{it}(r)$			Modelo del sector B06 Variable endógena: $\Delta LPE_{it}(r)$			Modelo del sector B30 Variable endógena: $\Delta LPB_{it}(r)$		
<b>Constante</b>	-0.107	(0.008)	<b>Constante</b>	-0.043	(0.006)	<b>Constante</b>	-0.081	(0.005)
<b>DLPA<sub>ss</sub>(r)</b>	-0.336	(0.140)	<b>UE<sub>ss</sub>(r)</b>	-0.599	(0.128)	<b>DLPM<sub>ss</sub>(r)</b>	-0.142	(0.063)
<b>DLPA<sub>st</sub>(r)</b>	-0.365	(0.141)	<b>IVOE<sub>ss</sub>(r)</b>	0.625	(0.112)	<b>UM<sub>ss</sub>(r)</b>	0.149	(0.074)
<b>UA<sub>ss</sub>(r)</b>	0.298	(0.147)	<b>DLXE<sub>ss</sub>(r)</b>	0.630	(0.055)	<b>DLPR<sub>ss</sub>(r)</b>	0.270	(0.073)
<b>UA<sub>st</sub>(r)</b>	0.449	(0.158)	<b>D3(r)</b>	0.115	(0.028)	<b>DLXM<sub>ss</sub>(r)</b>	0.878	(0.066)
<b>DLXA<sub>ss</sub>(r)</b>	0.783	(0.039)	<b>D4(r)</b>	-0.140	(0.028)	<b>DLCM<sub>ss</sub>(r)</b>	0.214	(0.084)
<b>D1(r)</b>	0.133	(0.022)				<b>D5(r)</b>	0.072	(0.018)
<b>D2(r)</b>	-0.144	(0.038)						
D1={1 para $r=1,2,23,43$ ; 0 otro caso}			D3={1 para $r=29,32$ ; 0 otro caso}			D5={1 para $r=28,57,72$ ; 0 otro caso}		
D2={1 para $r=20$ ; 0 otro caso}			D4={1 para $r=57,72$ ; 0 otro caso}			$\bar{R}^2=0.90$ ; BP = 2.92 (0.71)		
$\bar{R}^2=0.90$ ; BP = 2.01 (0.85)			$\bar{R}^2=0.78$ ; BP = 0.01 (0.99)			$JB = 0.38$ (0.83); $I^*= -0.02$ (0.99)		
$JB = 0.14$ (0.93); $I^*= -0.64$ (0.52)			$JB = 0.92$ (0.63); $I^*= -0.34$ (0.73)					
Modelo del sector B53 Variable endógena: $\Delta LPC_{it}(r)$			Modelo del sector B68(*) Variable endógena: $\Delta LPS_{it}(r)$			Modelo del sector B86 Variable endógena: $\Delta LPB_{it}(r)$		
<b>Constante</b>	-0.112	(0.011)	<b>Constante</b>	-0.078	(0.004)	<b>Constante</b>	-0.086	(0.006)
<b>UC<sub>ss</sub>(r)</b>	0.230	(0.055)	<b>US<sub>ss</sub>(r)</b>	0.123	(0.030)	<b>UP<sub>ss</sub>(r)</b>	0.164	(0.066)
<b>UC<sub>st</sub>(r)</b>	0.281	(0.060)	<b>IVOS<sub>ss</sub>(r)</b>	0.104	(0.030)	<b>DLPR<sub>ss</sub>(r)</b>	1.018	(0.059)
<b>DLPR<sub>ss</sub>(r)</b>	0.699	(0.115)	<b>DLPR<sub>st</sub>(r)</b>	0.514	(0.045)	<b>DLCM<sub>ss</sub>(r)</b>	-0.561	(0.122)
<b>DLXC<sub>ss</sub>(r)</b>	0.798	(0.064)	<b>DLXS<sub>ss</sub>(r)</b>	0.467	(0.041)	<b>DLCS<sub>ss</sub>(r)</b>	-0.554	(0.259)
<b>D6(r)</b>	0.124	(0.023)	<b>D8(r)</b>	0.042	(0.004)	<b>DLCP<sub>ss</sub>(r)</b>	-0.480	(0.214)
<b>D7(r)</b>	-0.125	(0.027)	<b>D9(r)</b>	-0.037	(0.004)	<b>D10(r)</b>	0.070	(0.014)
D6={1 para $r=22,23,33$ ; 0 otro caso}			D8={1 para $r=21,27,72$ ; 0 otro caso}			<b>D11(r)</b>	-0.049	(0.012)
D7={1 para $r=18,21$ ; 0 otro caso}			D9={1 para $r=22,31,60$ ; 0 otro caso}					
$\bar{R}^2=0.91$ ; BP = 0.68 (0.95)			$\bar{R}^2=0.95$ ; BP = 10.25 (0.04)			D10={1 para $r=20,26$ ; 0 otro caso}		
$JB = 6.70$ (0.04); $I^*= -1.01$ (0.31)			$JB = 2.31$ (0.32); $I^*= 0.90$ (0.37)			$D11={1 para r=21,31,60; 0 otro caso}$		
						$\bar{R}^2=0.91$ ; BP = 1.54 (0.91)		
						$JB = 1.54$ (0.41); $I^*= -1.23$ (0.22)		

(\*) El modelo se ha estimado por el método de White, que garantiza estimadores consistentes en presencia de heteroscedasticidad (ver AZNAR y TRIVEZ, 1993).

Fuente: Elaboración propia

simultánea de alguna otra variable exógena, especialmente relevante para la ecuación.

Las especificaciones resultantes, cuya estimación correspondiente al último periodo muestral aparecen en la Tabla 2, tienden a ser parsimoniosas en relación a (3.12). Los resultados de las estimaciones revelan unas dinámicas espaciales singulares para cada sector. De acuerdo con esos datos, los mapas que evolucionan más lentamente, en función del parámetro de ajuste asociado al término de desequilibrio, son los de los sectores de manufacturas y de servicios. Como estos tres sectores equivalen al 90% del sistema productivo, parece reforzarse la hipótesis de que la localización es un fenómeno tendencial, cuyas consecuencias se manifiestan íntegramente sólo a largo plazo. La estimación del término constante de cada ecuación también tiene un cierto interés. Dada la especificación adoptada, ese valor se corresponde con el diferencial de crecimiento existente entre el sector regional y el europeo respectivo, cuando aquél no recibe ningún estímulo, ni interno ni externo. Forzando la interpretación, podríamos traducirlo como los beneficios obtenidos de la integración económica regional.

## 5. PREDICCIÓN (I): HIPÓTESIS Y PRIMEROS RESULTADOS

En esta sección resolvemos el ejercicio de predicción que proponíamos al inicio del trabajo. En el apartado 5.1 comentamos los supuestos que materializan el escenario de predicción, mientras que en el siguiente analizamos la batería de predicciones obtenidas para el conjunto de 74 regiones que constituyen la UE-12 actual.

### 5.1. El escenario de predicción

La transformación del modelo regional especificado en la sección previa en un instrumento de predicción no es inmediata, a pesar de que su estructura es fuertemente endógena. En este sentido, el primer supuesto que ha sido necesario realizar es el de estabilidad estructural. Esto es, vamos a suponer que en el periodo de predicción se mantiene la misma estructura identificada en

el periodo muestral. Esta hipótesis se limita a la forma de las ecuaciones y al conjunto de variables explicativas incluidas, renunciando al supuesto de constancia en parámetros. De esta forma, en cada iteración que solucionemos para obtener las predicciones de un año postmuestral concreto, reestimaremos el modelo añadiendo a la información disponible hasta entonces la generada en iteraciones previas, hasta alcanzar 1995 como objetivo final.

Además, las ecuaciones dinámicas de la Tabla 2 se alimentan de una serie de datos suministrados por el bloque de ecuaciones estáticas de la Tabla 1 y otros de forma exógena al modelo. Entre los primeros incluimos una primera aproximación a la cuota de participación sobre el VABpm total regional, lo que permite dar contenido a  $\Delta LPR$ . En el segundo bloque se encuentran las predicciones sobre los agregados europeos, tomados de OCDE (1994), que configuran el contexto general de la predicción. Las variaciones anuales en los coeficientes de especialización, se han obtenido mezclando ambos tipos de información endógena y exógena.

Por último, para obtener las previsiones sobre productividad sectorial aparente ha sido necesario crear un módulo de predicción específico, basado en la extrapolación de tendencias históricas, cuyas características pueden consultarse en MUR (1994). Es importante indicar que en el conjunto de valores postmuestrales simulados prevalece la hipótesis de convergencia, en el sentido de que se predicen mayores incrementos en productividad para las regiones con problemas en esa variable, continuando una tendencia ya evidente en los años setenta.

### 5.2. Resumen de predicciones

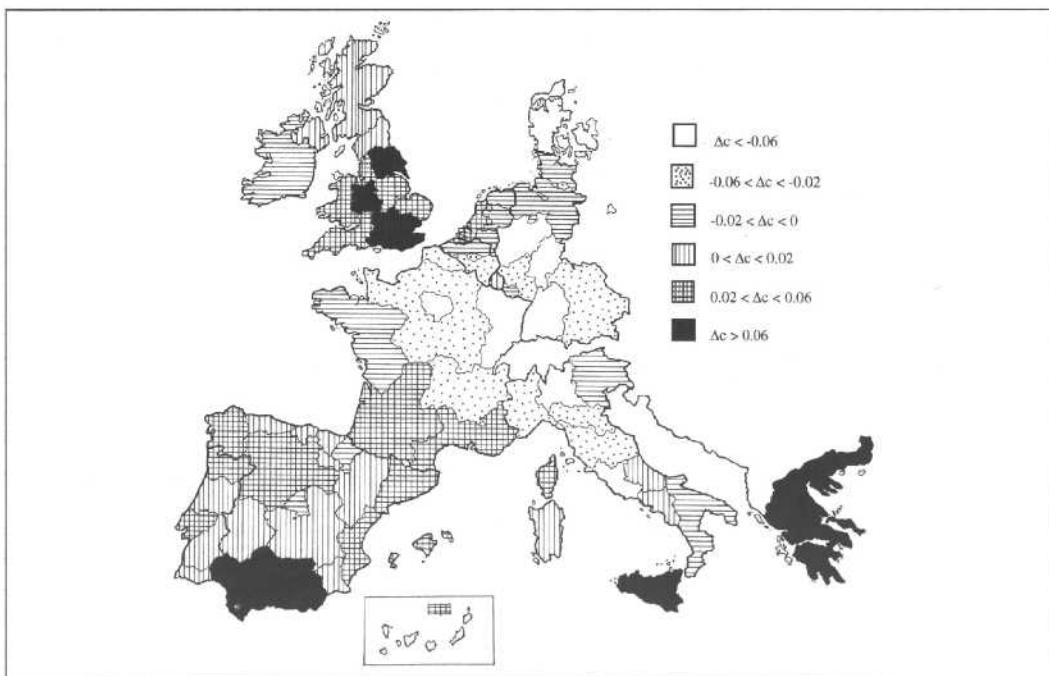
Las predicciones generadas son significativas únicamente bajo las premisas antes comentadas, y cubren el periodo 1990-1995 para cada uno de los seis sectores del estudio. El resumen de las predicciones se presenta en las Figuras 1 a 7, en cada una de las cuales se construye un mapa utilizando la variación en la cuota de participación del sector regional correspondiente, comparando

la observada en 1989 con la predicha para 1995, y que denotamos en cada figura por  $\Delta c$  (el detalle de las predicciones se encuentra en MUR, 1994).

La Figura 1 reproduce los datos obtenidos para el VABpm total. La conclusión que se obtiene de ese mapa es que parece factible que continúe la tendencia de redistribución de la renta en favor de las regiones periféricas, entendiendo por las mismas las de la cuenca mediterránea y península ibérica. La intensidad del proceso parece depender, en gran medida, del estado del ciclo económico internacional, siendo más fácil en períodos expansivos. Los años que predecimos aquí suponen el fin de una etapa fructífera que da paso a una crisis relativamente dura (1992 y 1993) para acabar recuperando ratios de crecimiento moderados (años 1994 y 1995). En este entorno de inestabilidad se predice el desplazamiento del 1.5% del VABpm total entre el conjunto de regiones europeas. Este flujo tiene su origen en el sistema central europeo y su destino es toda la cuenca del Mediterráneo, la península ibérica y las islas británicas. La ordenación de regiones «más perjudicadas» es reveladora. Las mayores

pérdidas absolutas se predicen para Ile-de-France, Baden-Wuerttemberg y Lombardia junto con Dinamarca. Otras regiones significativas, como Nordrhein-Westfalen, Hessen, el Lazio o el Bassin Parisien también aparecen en las primeras posiciones. En este grupo, compuesto por regiones punteras de las economías líderes de la UE-12, la única ausencia relevante es la del West-Nederland holandés. En sentido inverso, sorprende que los primeros puestos estén ocupados por regiones británicas (el Greater London, además de West Midlands), junto a las que aparecen Grecia y Andalucía, exponentes del área meridional.

La descomposición sectorial de este flujo es interesante. Las predicciones más volátiles son las del sector agrícola, por cuanto se apunta hacia el desplazamiento del 5.4% del VABpm total. Estos movimientos, sintetizados en la Figura 2, se obtienen en el contexto de un sector con marcadas diferencias interregionales, tanto en términos de productividad como en capacidad de gestión de recursos, que es razonable suponer se irán corrigiendo progresivamente. En términos absolutos, los primeros puestos en el ranking



**FIGURA 1.** Variación en la cuota de participación. Total regional.

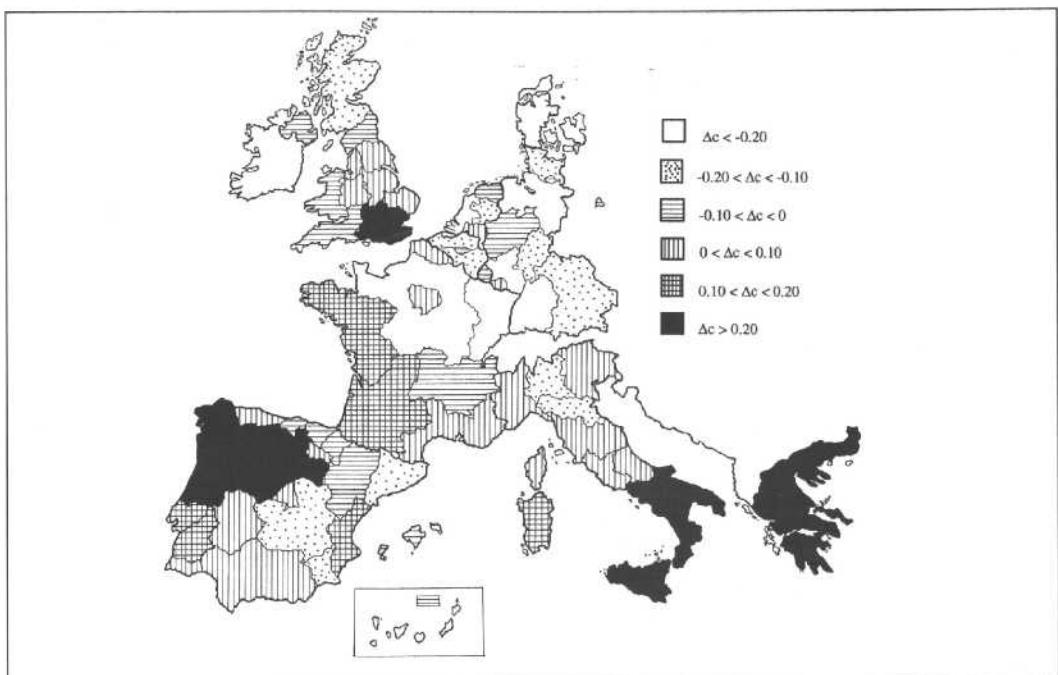


FIGURA 2. Variación en la cuota de participación. Sector B01.

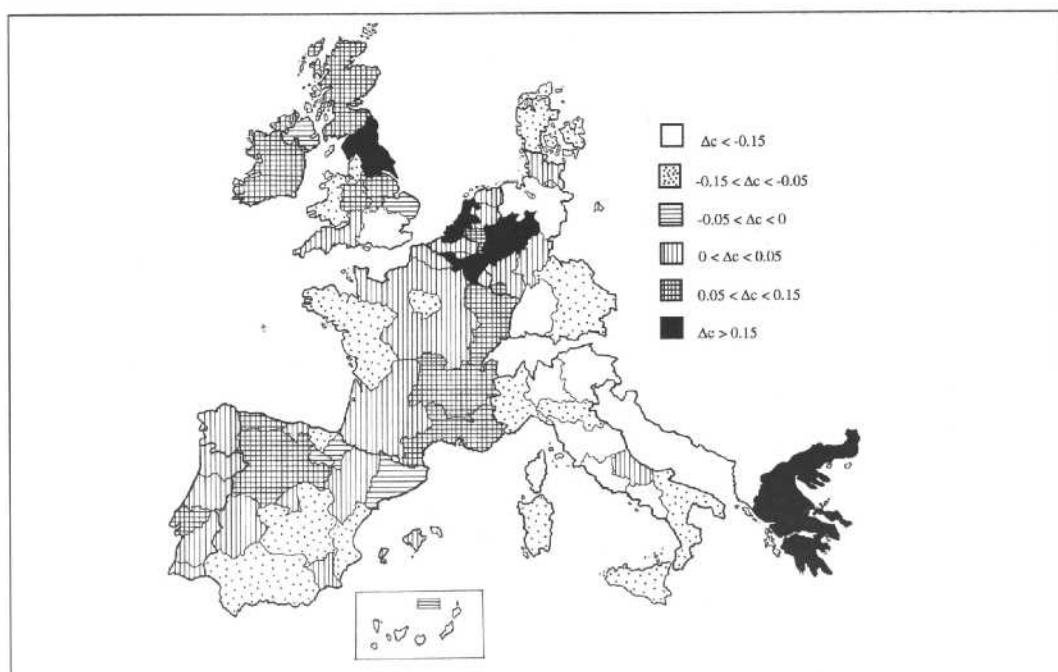


FIGURA 3. Variación en la cuota de participación. Sector B06.

de zonas expansivas aparecen ocupados por regiones meridionales como la griega, Galicia y el sur italiano. Por el contrario, las regiones francesas del sistema central (el Bassin, el Est y el Centro-Este) junto a la mayor parte de las alemanas, holandesas y belgas obtienen resultados negativos.

En la Figura 3 se resumen las predicciones para el sector energético. En la década de los ochenta este sector sufrió una profunda reconversión regional por causas tecnológicas, que debe dar paso a la recuperación de la industria del carbón y a la estabilización del mercado del petróleo en la década de los noventa. En este sentido, nuestras predicciones apuntan a la revitalización de las zonas carboníferas tradicionales como el Nordrhein-Westfalen y el Saarland alemanes, el Vlaams Gewest belga, la cornisa cantábrica española o Escocia. Las regiones afectadas negativamente se corresponden con las grandes áreas metropolitanas como el South-East londinense, Bruselas, la Comunidad de Madrid o Ile-de-France, junto a todo el sector italiano, por sus especiales características. En total se predice el reajuste del 3.4% del VABpm sectorial europeo.

El sector de manufacturas es un agregado excesivamente heterogéneo, lo que puede explicar la aparente inmovilidad que recogen nuestras predicciones (solo se desplaza el 1.3% del VABpm sectorial). Sin embargo, existen otros aspectos a tener en cuenta. En primer lugar, el mapa de la industria europea ha dado signos de madurez durante las últimas décadas. Además, las tendencias descentralizadoras no son tan evidentes, pudiendo hablarse incluso de impulsos centrípetos. Las predicciones de la Figura 4 reflejan esos comentarios. En el mapa se distinguen dos tipos de movimientos. Uno desde el sistema central europeo hacia la periferia (cuenca mediterránea e islas británicas) y otro, quizás más interesante, desde el centro hacia la periferia local de cada sistema regional. En este último caso, se trataría de desplazamiento cortos, en los que se tiende a controlar los riesgos inherentes a toda relocalización, conservando la capacidad de acceso al mercado. En este sentido podemos interpretar las previsiones que afectan al núcleo del sistema francés (Ile-de-

France y el Bassin), alemán (Nordrhein-Westfalen y Baden-Wuerttemberg) e italiano (Lombardía, Nord-Ovest y el Lazio), en beneficio de sus áreas periféricas.

Los resultados obtenidos con respecto al sector de la construcción aparecen en la Figura 5. En el período de simulado se prevé la redistribución únicamente del 2.9% del VABpm total, aunque en el pasado ha registrado mayor variabilidad. Esto último puede deberse a que su actividad está muy supeditada al estado del ciclo regional y es un típico instrumento de intervención de la administración, aspecto no contemplado en el escenario de predicción. La batería de predicciones pone de relieve el papel estratégico que desempeñan las grandes áreas metropolitanas, como el Greater London, Ile-de-France, Bruselas o la Comunidad de Madrid, en el desarrollo del sector. Las ciudades-estado alemanas de Hamburg, Bremen y Berlín, junto a la cuenca del Rhur, Lombardía y el West-Nederland constituyen la excepción.

El sector B68 de servicios destinados a la venta es otro macrosector para el que se predice una baja tasa de movilidad (cuantificable en el 1.4% del VABpm sectorial). Sin embargo, la Figura 6 tiene una interpretación interesante. La distribución espacial del sector se ajusta a una estructura jerarquizada con unos pocos centros de primer orden, a los que se conectan una sucesión de ciudades de tamaño menor, mientras que una gama de ciudades de rango inferior articulan todo el territorio. Las predicciones obtenidas indican que las grandes metrópolis pueden sufrir recortes en su cuota de participación, con dos notables excepciones: el Greater London, y el sistema costero holandés. En el conjunto de regiones expansivas identificamos dos grupos diferentes. Por un lado, las pertenecientes a la periferia europea en sentido estricto (Grecia, Irlanda, Portugal, el sur español e italiano), pero también aparecen parte de las integradas en el segundo anillo mencionado (West-Nederland, Luxemburgo, Cataluña o el eje Manchester-Liverpool). En definitiva, el mapa de los servicios europeos muestra signos de madurez, compatibles con la

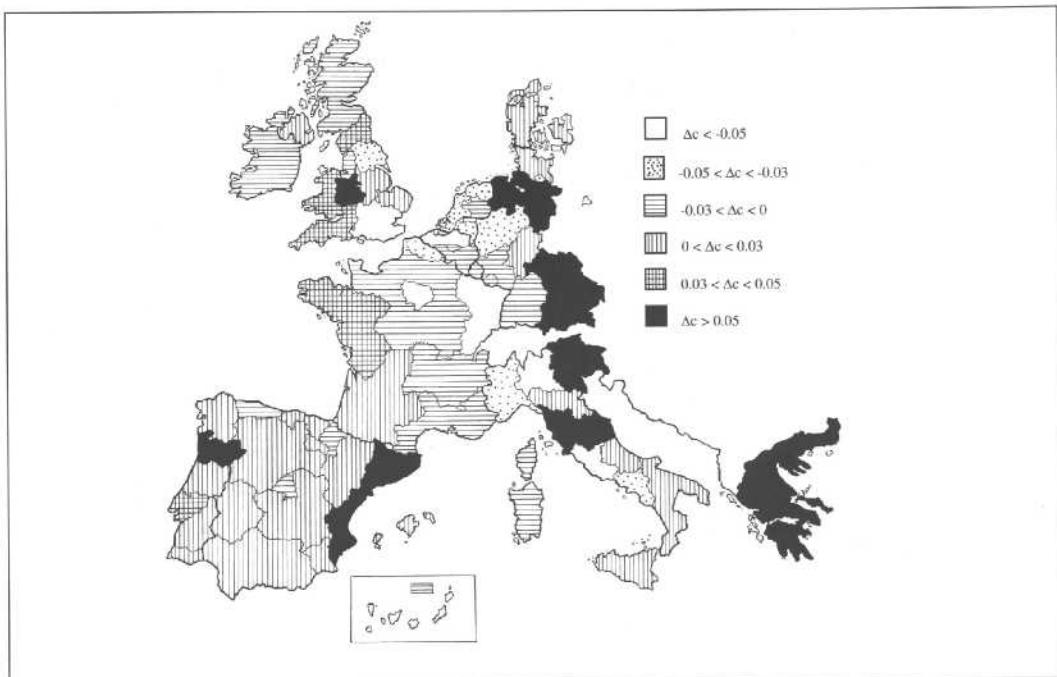


FIGURA 4. Variación en la cuota de participación. Sector B30.

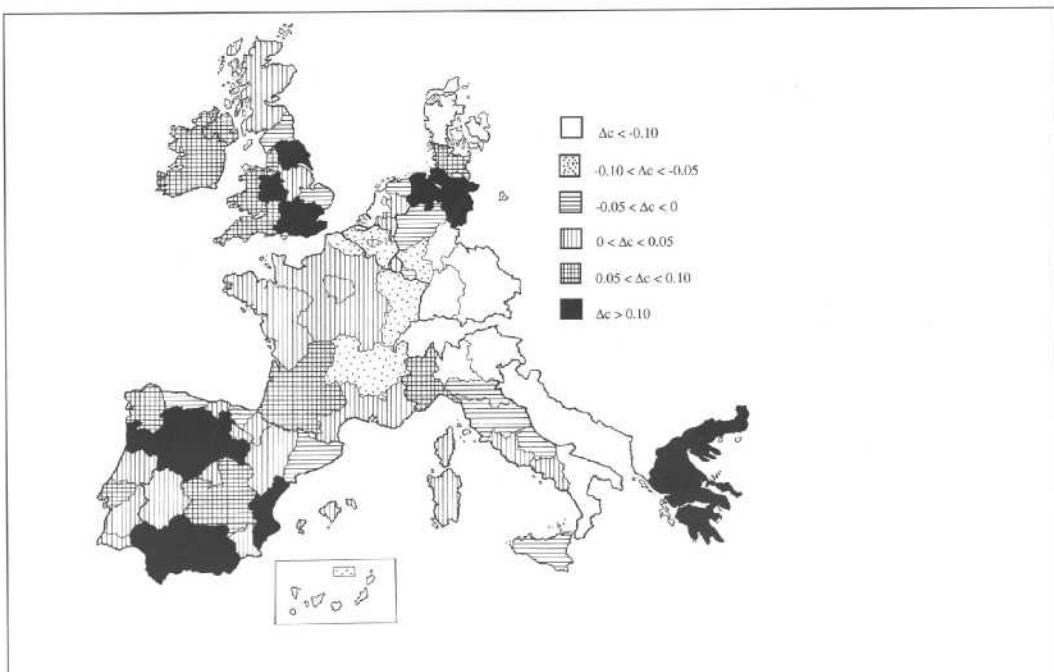


FIGURA 5. Variación en la cuota de participación. Sector B53.

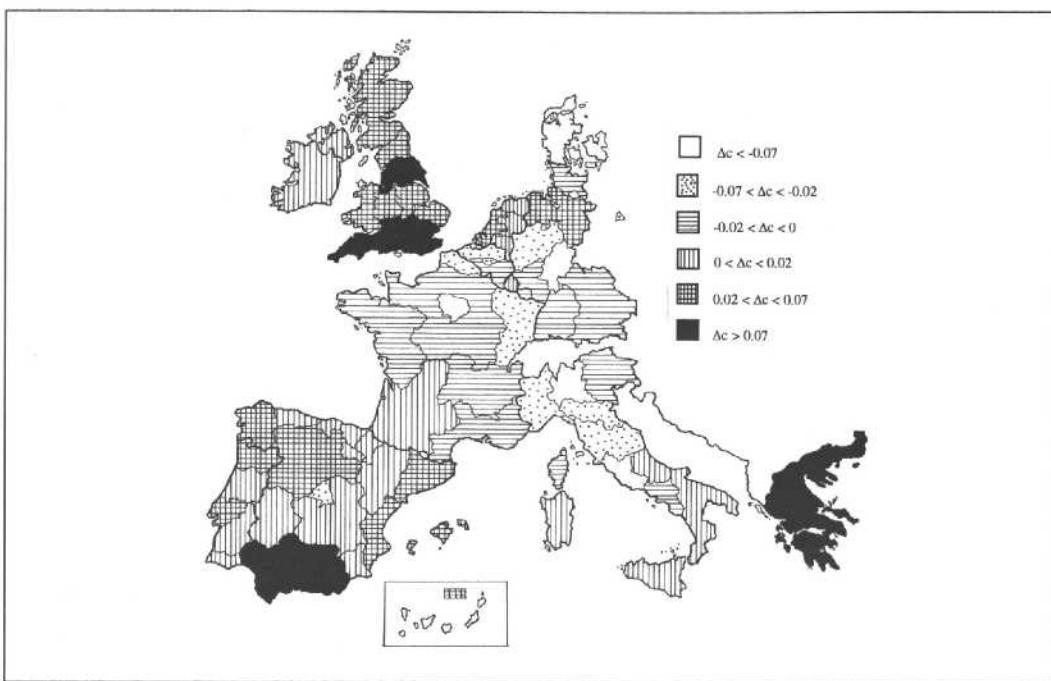


FIGURA 6. Variación en la cuota de participación. Sector B68.

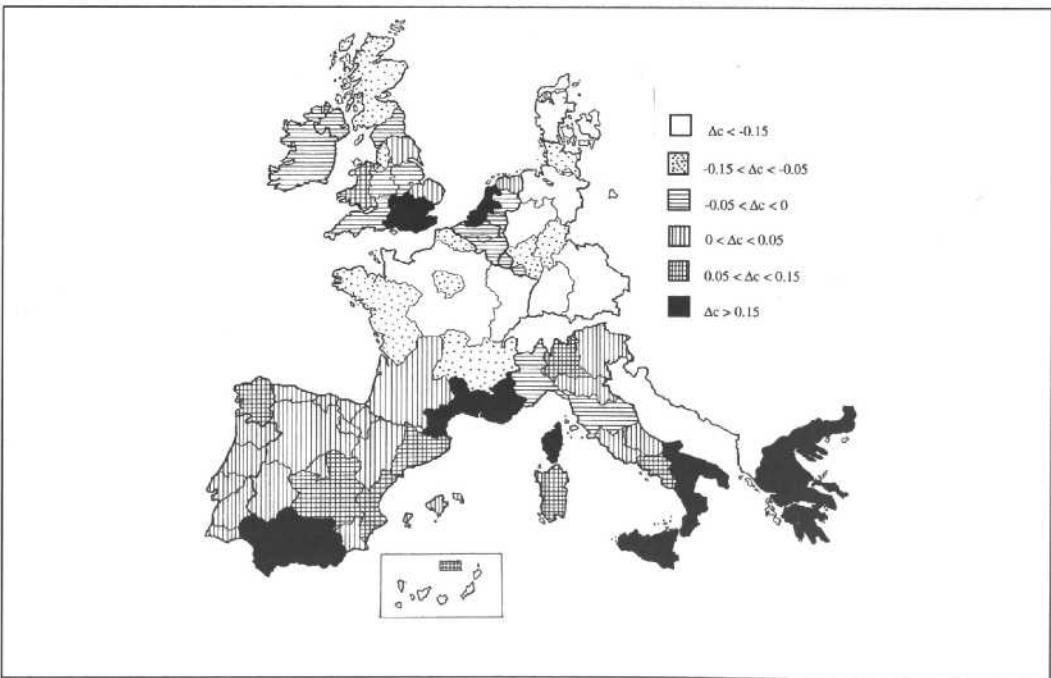


FIGURA 7. Variación en la cuota de participación. Sector B86.

aparición de tenues movimientos difusores hacia la periferia, tanto absoluta como local.

La última batería de predicciones corresponde al sector de servicios no destinados a la venta. El mapa de la Figura 7 puede parecer simple: se predice el desplazamiento del 3% del VABpm sectorial desde las regiones centroeuropeas hacia las exteriores. Este resultado deberíamos interpretarlo como la consecuencia de un proceso de convergencia hacia unos estándares sociales uniformes en el seno de la UE-12, antes que a la luz de la teoría de la localización, dado que su asignación espacial suele responder a compromisos y decisiones políticas. De esta forma, es razonable esperar que su comportamiento a medio plazo sea más expansivo en aquellas regiones, como las de la Europa meridional, que parten de peor situación mientras que su crecimiento se estabilizará en las regiones más desarrolladas del norte y del centro.

## 6. PREDICCIÓN (II): PERSPECTIVAS EN EL SISTEMA REGIONAL ESPAÑOL

Los resultados que obtenemos para el conjunto español pueden calificarse como de globalmente positivos. Solamente en un sector, el de bienes energéticos, se prevén recortes en la cuota de participación (en -0.18). Los incrementos son importantes en la construcción (0.87) y en el bloque de servicios públicos (0.89), y más moderados en el sector de manufacturas (0.33), en los servicios privados (0.32) y en la agricultura (0.27). La participación nacional en el VABpm total comunitario aumentaría en 0.40 puntos, para obtener el 9% en 1995. Únicamente el Reino Unido (con un incremento de 0.50) se situaría por delante del conjunto español. Este último aparece en el primer lugar en la lista de ganancias en los sectores de manufacturas, construcción y servicios no destinados a la venta; en segundo lugar, por detrás del Reino

**TABLA 3. Variaciones previstas en el mapa económico español. Período 1989-1995**

	Sector B01		Sector B06		Sector B30		Sector B53		Sector B68		Sector B86		TOTAL	
	Cuota 1989	Variación 1989-1995												
E1	23.44	-0.35	10.59	-0.70	10.15	-0.24	19.59	1.76	13.02	0.55	16.93	1.26	13.81	0.54
E2	4.28	-0.55	3.13	0.44	3.86	-0.01	2.61	-0.06	3.17	-0.08	3.65	-0.26	3.38	-0.09
E3	2.17	0.36	5.97	0.95	2.56	-0.17	2.58	-0.23	2.28	0.00	2.74	0.04	2.60	0.00
E4	0.90	-0.16	1.16	0.10	0.80	0.08	2.14	0.25	3.15	0.17	1.92	-0.02	2.20	0.15
E5	3.60	-0.76	2.91	0.00	1.30	-0.12	5.58	-1.15	4.75	0.40	4.43	0.34	3.89	0.14
E6	1.79	-0.28	0.28	0.02	1.67	0.02	1.26	0.22	1.29	-0.02	1.30	0.02	1.34	0.00
E7	8.64	-1.54	8.37	-0.45	3.27	0.17	4.89	0.35	2.82	0.12	4.04	0.11	3.80	0.01
E8	10.15	2.04	8.14	0.87	5.73	-0.02	6.27	0.58	4.89	0.10	7.56	0.06	5.93	0.21
E9	7.97	-1.52	17.01	0.22	24.88	0.10	16.44	-1.43	19.05	-0.12	12.49	-0.16	18.64	-0.34
E10	7.81	0.75	7.93	-0.52	10.76	0.89	8.33	0.32	10.26	0.01	7.98	-0.14	9.69	0.18
E11	4.35	0.47	4.41	-0.17	0.56	0.06	2.37	0.02	1.51	0.10	2.85	0.11	1.83	0.09
E12	12.32	4.22	9.39	-0.22	5.01	0.06	6.06	0.10	4.96	0.29	6.07	0.31	5.78	0.33
E13	0.72	0.03	5.87	0.48	12.75	-0.75	12.16	-0.49	18.41	-1.44	18.42	-1.51	15.18	-0.85
E14	5.10	-1.43	3.59	-0.43	1.69	0.29	3.19	0.16	2.45	0.08	2.77	0.18	2.57	0.05
E15	2.00	-0.47	0.47	0.00	2.98	-0.18	1.42	-0.01	1.36	-0.03	1.44	-0.09	1.71	-0.10
E16	3.28	-0.82	10.52	-0.58	10.49	-0.22	4.60	-0.41	6.02	-0.13	4.68	-0.20	6.80	-0.31
E17	1.49	0.02	0.26	0.00	1.52	0.05	0.52	0.04	0.62	-0.01	0.72	-0.04	0.84	-0.01
Ratio = 7.89		Ratio = 3.07		Ratio = 1.70		Ratio = 3.78		Ratio = 1.82		Ratio = 2.43		Ratio = 1.71		

Fuente: Elaboración propia

**TABLA 4. Variaciones previstas en el mapa económico español. Análisis por grandes áreas**

Región	Variación en la cuota de participación sobre el VABpm del sector nacional						
	B01	B06	B30	B53	B68	B86	TOTAL
<b>Sur</b>	-2.1	-1.3	-0.1	0.8	1.1	2.0	0.8
<b>Centro</b>	0.5	0.9	-0.6	0.4	-1.2	-1.3	-0.6
Comunidad de Madrid	0.0	0.5	-0.7	-0.5	-1.4	-1.5	-0.8
Resto	0.5	0.4	0.1	0.9	0.2	0.2	0.2
<b>Cantabria</b>	3.5	0.1	-0.3	-0.3	-0.2	0.1	0.0
País Vasco	-0.8	-0.6	-0.2	-0.4	-0.1	-0.2	-0.3
Resto	4.3	0.7	-0.1	0.1	0.3	0.3	0.3
<b>Valle del Ebro</b>	-1.0	0.5	-0.1	-0.1	-0.2	-0.4	-0.2
<b>Mediterráneo</b>	-0.9	-0.2	1.1	-0.8	0.1	-0.4	0.0
Cataluña	-1.5	0.2	0.1	-1.4	-0.1	-0.2	-0.3
Resto	0.6	-0.4	1.0	0.6	0.2	0.2	0.3
<b>Ratio de movilidad</b>	4.0	1.5	1.1	1.2	1.2	2.1	0.8

Fuente: Elaboración propia.

Unido, en el de servicios privados y en cuarto en relación al sector de agricultura, precediendo a Grecia, Italia y Portugal.

Estas predicciones nacionales se obtienen agregando los respectivos datos regionales, y solo pueden servir como un indicador genérico de las últimas. La posición que ocupa cada región española en el contexto europeo se puede seguir analizando las distintas figuras presentadas en la sección anterior. En ellas podemos comprobar que los resultados son dispares, manteniendo una buena posición general (solamente la Comunidad de Madrid y Navarra experimentan recortes en su cuota de participación europea sobre el VABpm total, aunque muy ligeros). Los datos que aparecen en la Tabla 3 amplían la información que ya hemos suministrado. En ella recogemos las modificaciones previstas dentro del mapa español exclusivamente. En este sentido, las cuotas que se indican hacen referencia a participaciones regionales observadas en 1989 en el VABpm del correspondiente sector español, obtenidas del banco de datos REGIO, a las que añadimos las predicciones deducidas sobre variaciones en las mismas.

Los ratios de movilidad que obtenemos (porcentaje de VABpm sectorial desplazado entre ambas fechas) son más elevados que en el caso europeo, aunque se producen compensaciones intersectoriales porque el dato final es similar al de la UE-12 (1.5 en ésta por

1.7 en español). Los sectores de manufacturas y servicios privados obtienen la menor tasa, mientras que los mapas más volátiles son el agrícola y el de la construcción.

En general, las peores previsiones afectan a la Comunidad de Madrid, que pierde casi un punto en su cuota de participación sobre el VABpm nacional, apareciendo en el primer lugar en el listado de pérdidas en 3 de los 6 sectores (manufacturas con un recorte de -0.74, y servicios privados y públicos, con caídas estimadas en -1.44 y -1.51 respectivamente). Cataluña, el País Vasco y lo que podemos entender como Valle del Ebro (Aragón, Navarra y La Rioja) siguen la pauta marcada para la economía madrileña, dado que todas ellas pierden parte de su cuota sobre el agregado nacional total. En la situación inversa se encuentra Andalucía que, con un incremento de medio punto, es la Comunidad con mejores resultados previstos, junto a la que podríamos situar a Galicia, Castilla-La Mancha y Extremadura además de los dos archipiélagos y la Comunidad Valenciana.

El detalle de los resultados, por sectores y regiones, es prolífico aunque podemos agilizar su presentación realizando algún tipo de agregación espacial que resuma las grandes tendencias que subyacen en la tabla anterior. Con esta finalidad hemos construido la Tabla 4 en la que utilizamos cinco grandes

áreas económicas: la región Sur que incluye las islas Canarias, Andalucía, Extremadura y Murcia; la región Centro, donde Madrid actuaría de núcleo sobre las dos Castillas; la región cantábrica compuesta por Galicia, Asturias, Cantabria y el País Vasco, siendo éste el centro principal del área; la región mediterránea articulada entorno a Cataluña, que incluye además a las islas Baleares y la Comunidad Valenciana, y la región del Valle del Ebro antes comentada. Podrían proponerse otro tipo de agrupamientos (ver PULIDO, 1994), pero el que hemos definido sirve bien a nuestros intereses.

La perspectiva que ofrece esta tabla es más nítida, aunque los ratios de movilidad sean más reducidos. El primer resultado que emerge con claridad es el de la existencia de movimientos descentralizadores de carácter local dentro de las grandes áreas constituidas. Estos movimientos afectan a los nudos esenciales de tales áreas (la Comunidad de Madrid, Cataluña y el País Vasco), en beneficio de sus respectivas zonas periféricas. La otra gran tendencia que se advierte implica un progresivo desplazamiento de la actividad hacia el sur peninsular. Los 0.8 puntos que esta región obtiene provienen del Valle del Ebro (recorte de -0.2) y de la región Centro (-0.6). No prevemos pérdidas para las regiones cantábrica y mediterránea, que sí sufren reajustes internos de cierta importancia.

Los movimientos previstos en cada uno de los sectores económicos ofrecen una lectura interesante. El sector agrícola puede aumentar su participación en el norte de la península (regiones cantábrica y Centro), especialmente en Galicia, en detrimento del sur y el litoral mediterráneo. Otro aspecto importante es que el cuadrante noreste tiende a consolidarse como el núcleo industrial estratégico del mapa regional español. El área mediterránea es la única que aumenta su cuota en el sector manufacturero, mientras que el Valle del Ebro sufre un recorte mínimo. Además, la participación conjunta de ambas zonas también crece en el sector energético. El bloque de la construcción parece responder al comportamiento de los otros sectores, aunque esta relación es más clara en términos de Comunidades Autónomas (ver Tabla 3). Por último, los sectores de servicios, sobre todo el

de destinados a la venta, determinan la dirección del resultado final. Las mayores pérdidas se prevén para la región Centro (específicamente, para la Comunidad de Madrid) en beneficio de la región Sur. Los datos negativos obtenidos para el Valle del Ebro son también relevantes, dadas las dimensiones económicas de esta zona (su cuota en los sectores de servicios era, en 1989, del 5.1% y del 5.8% respectivamente), porque se suman a un aparente enfriamiento de su desarrollo industrial. En las otras dos áreas se producen reajustes internos de cierta importancia, aunque en el sector de servicios públicos predomina una clara tendencia hacia la periferia regional española (sobre todo, hacia el sur y el cuadrante noroeste).

## 7. Conclusiones

Con este trabajo nos habíamos planteado un doble objetivo. En primer lugar, cubrir las primeras etapas hacia la construcción de un modelo econométrico de predicción regional-sectorial y, en segundo lugar, utilizar los resultados obtenidos para generar predicciones sobre el mapa regional europeo y español de la década de los noventa. El modelo de localización bietápico que hemos especificado es sólo una primera versión, que requiere trabajo adicional. Sin embargo, los primeros resultados parecen satisfactorios, lo que nos induce a pensar que puede convertirse en un instrumento de predicción adecuado. En este sentido hemos simulado un único escenario de predicción para el período 1990-1995, en el que se contempla la recuperación industrial en un contexto de tasas de crecimiento moderadas, junto a una hipótesis implícita de convergencia en términos de productividad aparente.

En los resultados predomina la tendencia a la redistribución del VABpm total hacia la periferia europea, reactivando un proceso frenado en la década anterior. Por sectores, cada bloque presenta sus propias particularidades. En la agricultura, la construcción y en los servicios públicos los reajustes son más intensos, mientras que en el sector energético vuelven a cobrar protagonismo las regiones productoras tradicionales. Por otro lado, los macrosectores

de manufacturas y servicios privados dibujan un mapa regional más maduro, en el que se detectan tenues movimientos difusores en desplazamientos cortos sobre el espacio.

En lo que respecta al caso español, los resultados pueden calificarse como de globalmente positivos, tanto en cuanto se prevén aumentos en la cuota de participación nacional sobre el dato europeo en 5 de los 6

sectores analizados así como en el agregado total. En un plano interno, predomina una tendencia general hacia el deslizamiento de la actividad económica en dirección al sur de la península, que coexiste con ciertos movimientos descentralizadores de carácter más localizado. Cada sector nacional, por último, presenta unas pautas peculiares que a menudo apuntan en direcciones opuestas.

## APÉNDICE

TABLA A1. Relación de regiones utilizadas en el estudio

Nación	Denominación	Código	Nación	Denominación	Código
1 Bélgica	Bruxelles-Brussel	B1	43 Holanda	Noord-Nederland	H1
2	Region Wallonne	B2	44	Oost-Nederland	H2
3	Vlaams Gewest	B3	45	West-Nederland	H3
4 Dinamarca	Dinamarca	D	46	Zuid-Nederland	H4
5 Alemania	Baden-Wuerttemberg	A1	47 Luxemburgo	Luxemburgo	L
6	Bayern	A2	48 Italia	Abruzzi-Molise	I1
7	Berlin	A3	49	Campania	I2
8	Bremen	A4	50	Centro	I3
9	Hamburgo	A5	51	Emilia-Romagna	I4
10	Hessen	A6	52	Lazio	I5
11	Niedersachsen	A7	53	Lombardia	I6
12	Nordrhein-Westfalen	A8	54	Nord Est	I7
13	Rheinland-Pfalz	A9	55	Nord Ovest	I8
14	Saarland	A10	56	Sardegna	I9
15	Schleswig-Holstein	A11	57	Sicilia	I10
16 Grecia	Grecia	G	58	Sud	I11
17 España	Andalucía	E1	59 Portugal	Alentejo	P1
18	Aragón	E2	60	Algarve	P2
19	Asturias	E3	61	Centro	P3
20	Baleares	E4	62	Lisboa e Vale do Tejo	P4
21	Canarias	E5	63	Norte	P5
22	Cantabria	E6	64 Reino Unido	East Anglia	U1
23	Castilla-La Mancha	E7	65	East Midlands	U2
24	Castilla-León	E8	66	North	U3
25	Cataluña	E9	67	North West	U4
26	Comunidad Valenciana	E10	68	Northern Ireland	U5
27	Extremadura	E11	69	Scotland	U6
28	Galicia	E12	70	South East	U7
29	Madrid	E13	71	South West	U8
30	Murcia	E14	72	Wales	U9
31	Navarra	E15	73	West Midlands	U10
32	Pais Vasco	E16	74	Yorkshire and Humber	U11
33	La Rioja	E17			
34 Irlanda	Irlanda	R			
35 Francia	Bassin Parisien	F1			
36	Centre-Est	F2			
37	Est	F3			
38	Ile de France	F4			
39	Mediterranée	F5			
40	Nord-Pas-de-Calais	F6			
41	Ouest	F7			
42	Sud-Ouest	F8			

Fuente: Elaboración propia.

## ACRÓNIMOS EMPLEADOS

- CEE:** Comunidad Económica Europea.
- UE-12:** Unión Europea a 12 Estados miembros.
- MCE:** Mecanismo (modelo) de corrección del error.
- ADL:** Modelo lineal autoregresivo de retardos distribuidos.
- EUROSTAT:** Oficina estadística para las Comunidades Europeas.
- ECU:** Unidad de cuenta europea.
- VABpm:** Valor añadido bruto a precios de mercado.
- MCO:** Mínimos cuadrados ordinarios.
- OCDE:** Organización para la cooperación y el desarrollo económico.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANCOT, J. P. y PAELINCK, J. H. P. (1983): «The Spatial Econometrics of the European FLEUR-Model» en D. GRIFFITHS y A. LEA (eds.), *Evolving Geographical Structures*: 229-246, Martinus Nijhoff Publishers, La Haya.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics. Methods and Models*. Kluwer, Londres.
- AZNAR, A. y TRIVEZ, F. J. (1993): *Métodos de predicción en Economía. Vol. I y II*. Ariel, Barcelona.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J. J. y HENDRY, D. (1993): *Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Nonstationary Data*. Oxford Economic Press, Oxford.
- CHAPMAN, K. y WALKER, D. (1987): *Industrial Location*. Oxford: Basil Blackwell, Oxford.
- CHATTERJEE, S. y HADI, A. (1988): *Sensitivity Analysis in Linear Regression*. John Wiley, New York.
- GIRARDI, R. y PAELINCK, J. H. P. (1994): «A Regional Equilibrium Growth Model and its Disequilibrium Dynamics: A One Sector Approach» en *Regional Studies*, núm. 28, 305-317. Londres.
- GODFREY, L. G. (1988): *Misspecification Tests in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KUIPER, H. (1989): «Regional Analysis Using the Concept of Location Elasticities» en *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, núm. 3, 363-391. París.
- MOLLE, W. (1983): *Industrial Location and Regional Development in the European Community: The FLEUR Model*. Aldershot, Gower.
- MUR, J. (1994): *Localización espacial: Perspectivas futuras. España en el contexto europeo* (Manuscrito), Ministerio de Obras Públicas, Transporte y Medio Ambiente, Madrid.
- NOVALES, A. (1993): *Econometría*. McGraw-Hill, Madrid.
- PULIDO, A. (1994): «Dinámica de crecimiento de las regiones españolas: una visión integrada según el Proyecto Hispalink» en A. PULIDO y B. CABRER (eds.) *Datos, técnicas y resultados del moderno análisis económico regional*, 399-431 Ediciones Mundiprensa, Madrid.
- OCDE (1994): *Economic Outlook*.