

**INESTABILIDAD Y CONVERGENCIA ENTRE  
LAS REGIONES EUROPEAS**

**JESÚS MUR  
FERNANDO LÓPEZ  
ANA ANGULO**

**FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS**  
DOCUMENTO DE TRABAJO  
Nº 367/2008

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.  
Las opiniones son responsabilidad de los autores.

## **Inestabilidad y convergencia entre las regiones europeas.<sup>†</sup>**

*Jesús Mur(\*), Fernando López (\*\*) y Ana Angulo(\*)*

(\*) Departamento de Análisis Económico  
Universidad de Zaragoza  
Gran Vía, 2-4. (50005) Zaragoza.  
e-mail: [jmur@unizar.es](mailto:jmur@unizar.es)  
e-mail: [aangulo@unizar.es](mailto:aangulo@unizar.es)

(\*\*) Departamento de Métodos Cuantitativos e Informáticos  
Universidad Politécnica de Cartagena.  
Paseo Alfonso XIII, 50 - 30203 Cartagena. (Murcia).  
e-mail: [fernando.lopez@upct.es](mailto:fernando.lopez@upct.es)

### **Resumen**

En este trabajo volvemos a examinar el supuesto de convergencia en la renta per cápita de las regiones europeas, aunque adoptando un enfoque ligeramente diferente. En particular, nos centramos en la hipótesis asumida de estabilidad en los mecanismos de dependencia espacial que se introducen habitualmente en las ecuaciones de  $\beta$ -convergencia. Para avanzar en esta dirección proponemos un método de estimación, que denominamos estimación Lupa, el cual parece ser un buen instrumento para detectar problemas de heterogeneidad. A continuación desarrollamos varios tests, basados en el principio del Multiplicador de Lagrange, con los que contrastar esa hipótesis de estabilidad. La hipótesis alternativa de estos contrastes apunta a la existencia de varios regímenes de dependencia espacial. La evidencia que obtenemos para el caso de las regiones europeas, a 27 Estados miembros y para el periodo 1998-2002 nos revela la existencia de un modelo centro-periferia muy acusado en el que la inestabilidad se extiende a todos los elementos del modelo de  $\beta$ -convergencia condicional que especificamos.

**Keywords:** Dependencia espacial; Ruptura estructural; Convergencia regional.

**JEL Classification:** C21; C50; R15

---

<sup>†</sup> **Agradecimientos:** Este trabajo ha sido posible gracias al apoyo financiero obtenido del proyecto con código **SEJ2006-02328/ECON** del Ministerio de Educación y Ciencia del Reino de España.

## 1- Introducción

Recientemente se han publicado varios trabajos en los que se revisa la situación de la literatura dedicada a los tópicos de crecimiento y convergencia económica (Durlauf y Quah, 1999, Fingleton, 2003a, Magrini, 2004, Arbia, 2006). Estos trabajos, aunque diferentes entre sí, coinciden en algunos puntos. Por ejemplo, ratifican la madurez que ha alcanzado la discusión sobre los mecanismos de crecimiento de la economía y su reflejo sobre el espacio. También es interesante notar la amplia gama de técnicas que se han empleado para investigar cómo operan estos mecanismos. Sin embargo y a pesar de todo este esfuerzo, la evidencia existente en esa literatura dista mucho de ser concluyente; al contrario, los resultados se caracterizan por la disparidad lo que se convierte en acicate para la elaboración de nuevos trabajos sobre el mismo tópico.

Desde nuestro punto de vista, la rápida evolución de esta literatura se ha beneficiado de la consideración del factor espacio como uno de los elementos clave para explicar este tipo de procesos. Quah (1996, p.954) lo expone muy gráficamente cuando dice que, al analizar la distribución regional de la renta, *'la localización física y las interacciones geográficas son más importantes que los factores nacionales de tipo macroeconómico'*. Es evidente que la integración de la dimensión espacio en este debate ha tenido efectos muy positivos en varias direcciones. Por un lado, la discusión formal relativa al papel del espacio en los mercados económicos cristalizó en lo que se denominó Nueva Geografía Económica, mientras que las cuestiones más instrumentales fueron el revulsivo que necesitaba la Econometría espacial para mejorar su posición.

En contrapartida, el uso de las últimas técnicas ha ayudado a mejorar nuestra comprensión de dos aspectos fundamentales en los procesos de crecimiento sobre el espacio, como son la interdependencia y la falta de uniformidad. El primero se encuentra relacionado con el concepto fuerte de externalidad (Kubo, 1995) mientras que la disparidad, tanto en las condiciones iniciales como en las trayectorias individuales, se antoja *'crucial para mejorar la comprensión de las dinámicas regionales'* (Rey y Janikas, 2005, p.160). En definitiva, estamos hablando de los mecanismos de autocorrelación y de heterogeneidad en torno a los cuales pivota buena parte del programa de investigación en Econometría espacial. La literatura sobre ambos tópicos es abundante (Anselin et al, 2004) aunque sorprende que, en general, hayan sido tratados siempre de forma aislada. Solo en los últimos años se ha planteado abiertamente su interrelación (Brunsdon et al, 1998, Lesage y Pace, 2004, Páez et al, 2002a y b, Mur et al, 2007).

El objetivo de nuestro trabajo es dar un paso más en esta dirección, introduciendo elementos de inestabilidad en los mecanismos de dependencia espacial. Creemos que esta discusión puede ser muy útil en el contexto del análisis de convergencia donde se dan, simultáneamente, ambos aspectos (dependencia transversal y heterogeneidad). Por esta razón, en la sección segunda proponemos el caso de una ecuación de  $\beta$ -convergencia tradicional, pero con efectos espaciales heterogéneos. En la sección tercera desarrollamos los instrumentos econométricos necesarios que nos van a permitir resolver este tipo de modelos, sin necesidad de recurrir a planteamiento panel. En la sección cuarta retomamos el caso de la distribución de la renta entre las regiones europeas. El espacio que contemplamos es el de los 27 países miembros actuales, lo que condiciona severamente el periodo muestral del análisis. En cualquier caso, encontramos fuertes indicios de inestabilidad en las ecuaciones de  $\beta$ -convergencia examinadas, de las que emerge un marcado régimen centro-periferia. El trabajo finaliza con una breve sección de conclusiones.

## **2- Dependencia espacial y heterogeneidad en modelos de $\beta$ -convergencia.**

Existen pocas dudas sobre la conveniencia de incorporar elementos de heterogeneidad y de dependencia espacial en especificaciones econométricas de corte transversal que traten con el supuesto de convergencia entre regiones. Sin embargo, cuando se examina cómo ha evolucionado esta discusión, desde el trabajo inicial de Armstrong (1995), se percibe un cierto abuso en la práctica cotidiana en el sentido de que su fundamentación tiende a ser débil. En general, una vez que aparecen síntomas de sub-especificación en la ecuación, el objetivo es corregir esos defectos mediante la introducción de mecanismos de dinámica espacial cuya justificación real tiende a ser vaga. Con frecuencia se alude a la importancia de los efectos de desbordamiento o a la existencia de peculiaridades regionales, pero sin avanzar demasiado en sus implicaciones (Fingleton y López-Bazo, 2006).

El trabajo de López-Bazo et al. (2004) es una excepción, ya que los autores desarrollan expresamente un modelo de crecimiento donde los mecanismos de interdependencia entre las regiones ocupan una posición central. La fórmula que emplean consiste en introducir externalidades en forma de '*efectos de desbordamiento en la tecnología productiva entre las regiones*' (p. 46). En otras palabras, se trata de darle una dimensión espacial al mecanismo de generación de externalidades asociadas al conocimiento. La solución que se implementa en el trabajo es simple, y se resume en la siguiente función de producción:

$$\left. \begin{aligned} y_{rt} &= A_{rt} k_{rt}^{\tau_k} h_{rt}^{\tau_h} \\ A_{rt} &= \Delta_t \left[ k_{\rho(rt)}^{\tau_k} h_{\rho(rt)}^{\tau_h} \right]^\gamma \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

siendo  $y_{rt}$  la productividad media de la región  $r$  en el período  $t$ ,  $k_{rt}$  y  $h_{rt}$  las dotaciones de capital físico y humano, respectivamente, por unidad de trabajo y  $A_{rt}$  un índice que refleja el estado de la tecnología. Obviamente, este último es el que canaliza los mecanismos de interacción espacial. El término  $\Delta_t$  introduce un factor de crecimiento lineal y exógeno en la tecnología, el cual se combina con los elementos de interacción entre las regiones. En esa ecuación,  $k_{\rho(rt)}$  y  $h_{\rho(rt)}$  se refieren a las dotaciones de capital físico y humano existente en el entorno de la región  $r$ .

Tras resolver la dinámica de transición hacia el equilibrio se obtiene una ecuación de  $\beta$ -convergencia tradicional, pero con efectos espaciales:

$$g_y = \alpha + \theta_0 \ln y_0 + \theta_1 \mathbf{W} \ln y_0 + \gamma \mathbf{W} g_y + u \quad (2)$$

siendo  $g_y$  y  $\ln y_0$  los vectores, de orden  $(R \times 1)$ , con las observaciones correspondientes a la tasa de crecimiento y a la productividad en el período inicial, y  $\mathbf{W}$  la matriz  $(R \times R)$  de contactos. Además,  $\theta_0 = [1 - e^{-\beta T}]$ ,  $\theta_1 = \frac{1 - e^{-\beta T}}{1 - (\tau_k + \tau_h)}$  y  $\beta$

es el ratio de convergencia. De acuerdo a los autores: *'el conocimiento. (...) se difunde sobre el espacio, mejorando la tecnología en todas las regiones. (...) tales desbordamientos afectan el estado estacionario y el proceso de crecimiento de cada región'* (López-Bazo et al., 2004, p. 69).

Parent y Riou (2005) centran igualmente la atención este tipo de mecanismos concluyendo que: *'(...) la difusión del conocimiento en el espacio es crucial para el proceso de convergencia'* (p.748). La peculiaridad de este trabajo es que, además, desvela la existencia de una rica heterogeneidad en la forma y en la intensidad con la que se producen esos efectos de desbordamiento. En particular, encuentran evidencia de *'una creciente dependencia espacial a medida que nos desplazamos desde el corazón de Europa hacia las regiones periféricas'* (p.767). El recorrido incluye efectos locales positivos (más significativos a medida que nos alejamos del centro), neutros y también negativos (en regiones aisladas y con problemas de comunicación).

La evidencia que aportan Parent y Riou (2005) es consistente y debería ser tenida en cuenta en aquellos casos en los que los efectos de desbordamiento

(asociados al conocimiento o, genéricamente, a la interacción entre los agentes) ocupen un papel relevante en la discusión. Este es el caso de la ecuación de  $\beta$ -convergencia, aumentada con efectos espaciales, de (2). Como se ha dicho, la presencia de estos efectos se debe a la existencia de externalidades espaciales en la tecnología de producción, cuya flexibilización conduce a una especificación tal como:

$$\left. \begin{aligned} y_{rt} &= A_{rt} k_{rt}^{\tau_k} h_{rt}^{\tau_h} \\ A_{rt} &= \Delta_t \left[ k_{\rho(rt)}^{\tau_k} h_{\rho(rt)}^{\tau_h} \right]^{\gamma_r} \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

donde el parámetro de interacción  $\gamma_r$  puede variar dependiendo, por ejemplo, de la capacidad de la región para beneficiarse de los impulsos tecnológicos emitidos por sus vecinos. Desde nuestro punto de vista, parece evidente que esta capacidad no tiene porqué ser homogénea sobre el espacio. En consecuencia y atendiendo a este razonamiento, la regresión de  $\beta$ -convergencia debería evolucionar hacia estructuras próximas al panel, tal como proponían Evans y Karras (1996):

$$g_{y_r} = \alpha_r + \theta_0 \ln y_{0_r} + \theta_1 \mathbf{W} \ln y_{0_r} + \gamma_r \mathbf{W} g_{y_r} + u_r \quad (4)$$

La composición del factor de escala,  $\alpha_r$ , es mixta combinando una parte común con otra específica para cada región. El parámetro que acompaña al retardo espacial de la tasa de crecimiento de la renta,  $\mathbf{W} g_{y_r}$ , también es peculiar de cada región y mide directamente los efectos locales de desbordamiento. Obviamente, el problema de (4) es que intervienen demasiados parámetros,  $2(R+1)$ , exigiendo planteamientos de tipo panel, no siempre factibles. Una solución intermedia entre los modelos de (2) y de (4) consiste en restringir el grado de heterogeneidad. Esto es, en lugar de emplear un complejo sistema de parámetros locales podría ser suficiente con la introducción de una estructura de clubes de convergencia. Esta es la vía tradicional desarrollada, entre otros, por Quah (1996), LeGallo et al (2003), Fisher y Stirbock (2006) o Ramajo et al (2007), y que nosotros adoptamos en el presente trabajo aunque introduciendo alguna corrección. Nuestra aportación se centra en que extendemos la heterogeneidad también a los mecanismos de dependencia espacial, permitiendo que el parámetro  $\gamma$ , que aparece en (2), se

ajuste a las condiciones propias de cada club<sup>1</sup>. En definitiva, el caso que proponemos puede entenderse como una versión simplificada del modelo de (4), limitando la heterogeneidad a la resultante de la estructura de clubes.

En la sección que continúa desarrollamos la metodología necesaria para resolver especificaciones como la de (4), utilizando un único corte transversal. Parte de esa propuesta consiste en la derivación de unos contrastes formales de inestabilidad en el parámetro de dependencia espacial que nos permite enlazar el modelo de (2), construido bajo el supuesto de homogeneidad, con el intermedio de los clubes de convergencia y este, a su vez, con el de (4) donde permitimos absoluta heterogeneidad en los procesos de ajuste sobre el espacio.

### **3- Inestabilidad en modelos de corte transversal.**

El problema que acabamos de plantear no es enteramente original, aunque sí presenta ciertas particularidades. La discusión anterior tiene muchos puntos en común con la problemática que se aborda en los LISA (*Local Indicators of Spatial Association o Indicadores Locales de Autocorrelación Espacial*; Getis y Ord, 1992, Anselin, 1995) y las GWR (*Geographically Weighted Regressions o Regresiones Geográficamente Ponderadas*; Fotheringham et al., 1999). La peculiaridad que queremos introducir con respecto a la primera es que no estamos tan interesados en detectar '*bolsas de no estacionariedad espacial*' (Anselin, 1995, p.94), como en contrastar hasta qué punto la intensidad de la dependencia espacial existente en distintas zonas del espacio es similar (de hecho, nuestro planteamiento se encuentra más próximo al de Leung et al., 2000, y Ord y Getis, 2001). Con respecto al GWR, un aspecto que diferencia nuestra aproximación es que centramos el problema en la falta de estabilidad en los elementos de dependencia espacial, con escasa presencia en este tipo de análisis (los trabajos de Brunson et al., 1998, o Leung et al., 2003, son algunos de los antecedentes).

Como se ha dicho, el problema que plantea la especificación de (4) es el de los *parámetros incidentales*, cuya solución real exige, en general, aportar nueva información en el modelo, ya sea muestral o teórica. En este punto nos interesa más la opción que utilizan Fotheringham et al. (1999) para justificar el enfoque GWR: la estimación *local* de los parámetros proporcionará estimaciones *sesgadas e inconsistentes*; sin embargo, el tamaño del sesgo será (probablemente) inferior al

---

<sup>1</sup> Una alternativa más ambiciosa exige la endogeneización explícita de esos parámetros, para lo que sería necesario modelizar tanto la generación como el proceso de difusión sobre el espacio de los efectos de desbordamiento. Es evidente que esta discusión supera los objetivos del presente trabajo.



de otras alternativas que no traten el problema de la heterogeneidad de ninguna forma. No es la solución óptima, aunque puede ser aceptable en algunas circunstancias.

Lesage y Pace (2004) trasladan este planteamiento al parámetro autoregresivo de un modelo con dinámica espacial de tipo sustantiva (*Spatial Lag Model* o *Modelo del Retardo Espacial*, SLM), proponiendo un algoritmo de estimación que ellos denominan SALE (acrónimo de *Spatial Autocorrelation Local Estimation* o *Estimación Local de la Autocorrelación Espacial*). Mur et al. (2007) insisten en la misma dirección, hablando de estimación Lupa. En definitiva, se trata, de desarrollar un algoritmo que resuelva, para cada punto, la estimación de una ecuación con estructura de dinámica espacial. En nuestro caso particular:

$$g_{y_r}^{(r)} = \alpha_r + \theta_0^{(r)} \ln y_{0_r}^{(r)} + \theta_1^{(r)} \mathbf{W}^{(r)} \ln y_{0_r}^{(r)} + \gamma_r \mathbf{W}^{(r)} g_{y_r}^{(r)} + u^{(r)} \quad (5)$$

donde el superíndice '(r)' indica que los datos corresponden al sistema compuesto por las  $m$  regiones más próximas a la  $r$ -ésima (incluida ella misma);  $\mathbf{W}^{(r)}$  es la matriz de pesos correspondiente a ese sistema local.

Si el Proceso Generador de Datos (DGP en adelante) es el de (5), las estimaciones que se obtengan serán sesgadas, puesto que el parámetro  $\gamma$  cambia para cada punto del espacio y en (5) se asume que es el mismo para las  $m$  regiones situadas en torno al punto  $r$ . Sin embargo, si los parámetros del modelo de (5) evolucionan sobre el espacio de acuerdo a cierta (y desconocida) sistemática, el tamaño del sesgo puede llegar a ser aceptable.

La Estimación Lupa es una alternativa interesante en caso de extrema inestabilidad, pero parece excesiva cuando la heterogeneidad se reduce a la existencia de varios regímenes de dependencia espacial. Simplificando los resultados de Parent y Riou (2005) a un modelo Centro-Periferia con dos regímenes, la ecuación (4) se convierte en:

$$\left. \begin{aligned} y &= \gamma_0 \mathbf{W}y + \gamma_1 \mathbf{W}^* y + x\beta + u \\ u &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

siendo  $y = g_y$ ,  $x = [\ln y_0; \mathbf{W} \ln y_0]$ ,  $\beta = [\theta_0; \theta_1]$ ;  $\gamma_0$  es el parámetro de autocorrelación espacial que domina en una parte del espacio (el Centro, por ejemplo) mientras que en la otra parte (la Periferia) interviene un parámetro diferente, cuyo valor es  $\gamma_0 + \gamma_1$  ( $\gamma_1$  mide la diferencia entre ambos regímenes). Además,  $\mathbf{W}$  es la matriz de pesos habitual empleada para describir los canales de interacción espacial que actúan en el modelo. Esta interacción presenta ciertas peculiaridades en forma de

una *intensidad* diferente en el Centro y en la Periferia. Utilizaremos la matriz  $\mathbf{W}^*$  para afectar uno de esos conjuntos de regiones (la Periferia, por ejemplo). Es importante señalar que, para conseguir los objetivos buscados, la estructura global de las interacciones debe ser respetada. Esto es, la matriz  $\mathbf{W}^*$  que interviene en (6) tiene que reproducir exactamente la misma información que aparece en  $\mathbf{W}$  para las regiones involucradas; la de las restantes vendrá con dato cero (en nuestro caso, las filas y columnas de las regiones de la Periferia contendrán la misma información numérica en ambas matrices, mientras que las del Centro, en la matriz  $\mathbf{W}^*$ , contendrán solo ceros).

La discusión es similar si los mecanismos de dependencia los relegamos a la perturbación aleatoria (en un *Spatial Error Model* o *Modelo del Error Espacial*, SEM). La especificación correspondiente a este caso será:

$$\left. \begin{aligned} y &= \mathbf{x}\beta + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} &= \gamma_0 \mathbf{W}\mathbf{u} + \gamma_1 \mathbf{W}^* \mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \boldsymbol{\varepsilon} &\sim \mathbf{N}(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

El tratamiento de este problema, en cualquiera de las dos situaciones, (6) o (7), no supone dificultades específicas y puede abordarse por métodos de máxima-verosimilitud (ML en adelante). De hecho, Huang (1984), Anselin (1990), Rietveld y Wintershoven (1998), LeGallo et al. (2003) y LaCombe (2004) tratan con situaciones similares. Las dificultades aparecen porque la complejidad de los algoritmos crece exponencialmente con el número de regímenes. Por esta razón, puede resultar muy interesante disponer de instrumentos que nos permitan contrastar, previamente, si es necesario avanzar hacia especificaciones como las de (6) y (7).

Tal como se demuestra en el Apéndice A, en ambos casos podemos contrastar la existencia de ruptura estructural en el parámetro de dependencia espacial, asociada a la matriz  $\mathbf{W}^*$ , sin necesidad de resolver la estimación de estos últimos modelos. Tomando como referencia la primera especificación, el estadístico del contraste es el siguiente:

$$\left. \begin{aligned} H_0 : \gamma_1 &= 0 \\ H_A : \gamma_1 &\neq 0 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \text{LM}_{\text{break}}^{\text{LAG}} = \frac{\left[ \frac{y' \mathbf{W}^* \tilde{\mathbf{u}}}{\tilde{\sigma}^2} - \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \right]^2}{\tilde{\varepsilon}_{\text{lag}}} \underset{\text{as}}{\sim} \chi^2(1) \quad (8)$$

siendo  $\tilde{\mathbf{u}}$  el vector de residuos de la estimación ML de (6), bajo la hipótesis nula de (8),  $\tilde{\mathbf{B}} = \mathbf{I} - \tilde{\gamma}_0 \mathbf{W}$ ,  $\tilde{\sigma}^2$  y  $\tilde{\gamma}_0$  las estimaciones ML correspondientes de ambos

parámetros, también bajo la hipótesis nula y  $\tilde{\epsilon}_{lag}$  la estimación ML de la varianza de la restricción que contrastamos.

En el caso del modelo SEM de (7), el Multiplicador de Lagrange es:

$$\left. \begin{array}{l} H_0 : \gamma_1 = 0 \\ H_A : \gamma_1 \neq 0 \end{array} \right\} \Rightarrow LM_{break}^{ERR} = \frac{\left[ \frac{\tilde{\mathbf{u}}' \mathbf{W}^* \tilde{\mathbf{B}} \tilde{\mathbf{u}}}{\tilde{\sigma}^2} - \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \right]^2}{\tilde{\epsilon}_{err}} \underset{as}{\sim} \chi^2(1) \quad (9)$$

Todos los elementos que intervienen en este Multiplicador proceden del modelo de (7), estimado bajo la hipótesis nula. En particular,  $\tilde{\mathbf{u}}$  es el vector de residuos ML,  $\tilde{\mathbf{B}} = \mathbf{I} - \tilde{\gamma}_0 \mathbf{W}$ ,  $\tilde{\sigma}^2$  y  $\tilde{\gamma}_0$  las estimaciones ML de estos dos parámetros, y  $\tilde{\epsilon}_{err}$  la varianza estimada de la restricción que se contrasta en (9).

Como complemento de esta discusión, queremos hacer una breve referencia al contraste de Factores Comunes, instrumento muy útil para discriminar entre modelos SEM y SLM (BurrIDGE, 1981). Para resolver el contraste, adaptado al caso de una ruptura estructural en los mecanismos de dependencia espacial, basta con (i) estimar el modelo de la hipótesis nula, (ii) estimar el modelo de la hipótesis alternativa y (iii) comparar las verosimilitudes obtenidas con el estadístico  $LR_{COM}$  (Mur y Angulo, 2006):

<i>Hipótesis Nula</i>	<i>Hipótesis Alternativa</i>
$\left. \begin{array}{l} y = \mathbf{x}\beta + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} = \gamma_0 \mathbf{W}\mathbf{u} + \gamma_1 \mathbf{W}^* \mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{array} \right\}$	$\left. \begin{array}{l} y = \gamma_0 \mathbf{W}y + \gamma_1 \mathbf{W}^* y + \mathbf{x}\beta + \mathbf{W}\mathbf{x}\delta_0 + \mathbf{W}^* \mathbf{x}\delta_1 + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{array} \right\}$
$\left. \begin{array}{l} H_0 : \gamma_0 \beta + \delta_0 = 0 \\ \gamma_1 \beta + \delta_1 = 0 \\ H_A : \gamma_0 \beta + \delta_0 \neq 0 \\ \gamma_1 \beta + \delta_1 \neq 0 \end{array} \right\} \quad (10)$	

$$\Rightarrow LR_{break}^{COM} = 2 \left[ l(y)_{|H_A} - l(y)_{|H_0} \right] \sim \chi^2(2k)$$

siendo  $l(y)_{|H_0}$  y  $l(y)_{|H_A}$  la log-verosimilitud obtenida bajo la hipótesis nula y alternativa, respectivamente. La distribución asintótica del estadístico asume que

en el vector  $\beta$  hay  $k$  parámetros, que dan lugar a las  $k$  restricciones no lineales que se contrastan en (10).

#### 4- Una aplicación al caso de las regiones europeas.

Esta sección está dedicada a presentar los resultados de los contrastes de ruptura estructural desarrollados a un modelo de  $\beta$ -convergencia para las regiones europeas. La literatura sobre este tópico es muy extensa (Fingleton, 2003b, y Abreu et al, 2005, para una panorámica) aunque no son muchos los trabajos donde se examina de forma conjunta los problemas de heterogeneidad y dependencia espacial en el ámbito de la Unión Europea (entre los más recientes, podemos citar los de Ertur et al., 2006, LeGallo y Dall'erba, 2006, Fisher y Stirbock, 2006, y Ramajo et al, 2007). En estos trabajos es habitual utilizar variables dicotómicas con el fin de establecer diferentes velocidades de convergencia entre las regiones europeas en lo que se ha dado en llamar *clubes de convergencia*. Los resultados obtenidos son bastante similares, apoyando la hipótesis de falta de homogeneidad entre un bloque compacto de regiones geográficamente centrales en el continente y las situadas en la periferia del sistema. En general, las primeras tienden a converger a su propio estado estacionario (si lo hacen), y a menor velocidad que las segundas.

Estos trabajos difieren en cuanto al número de países (desde 11 a 25), número de regiones que analizan (desde 138 a 256) y periodo muestral, tal y como puede verse en la Tabla 1. En todos los casos se utilizan regiones NUTS II, con pequeños ajustes en cuanto a su relación completa.

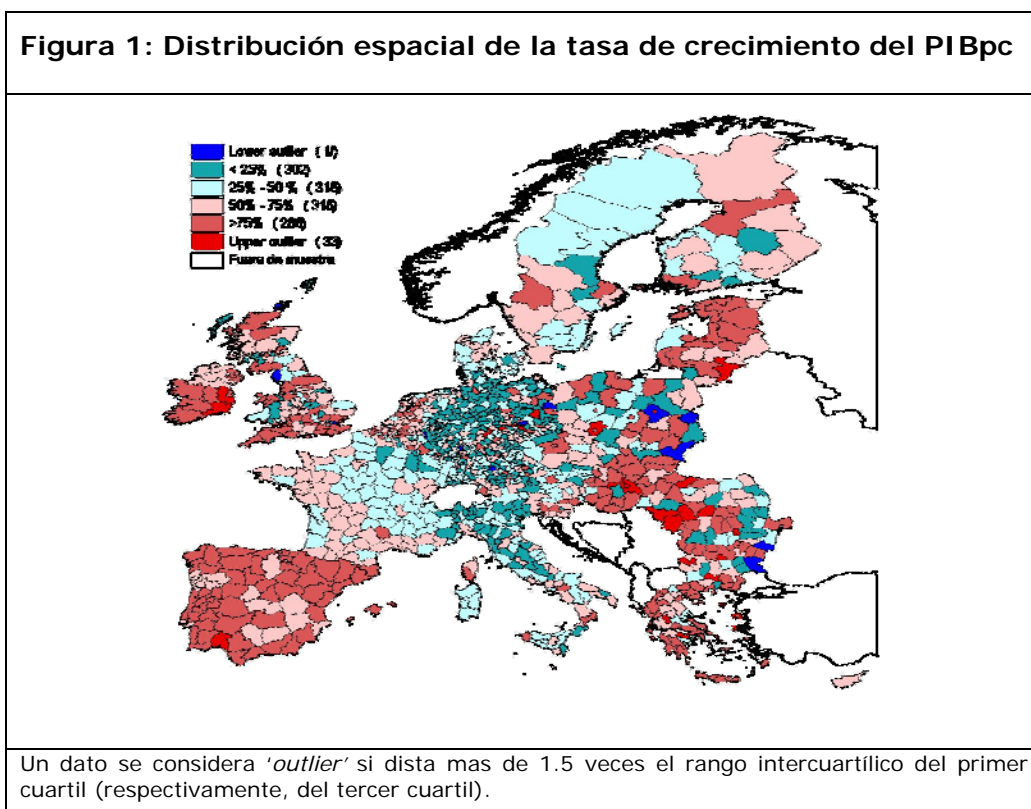
**Tabla 1: Rasgos básicos de algunos trabajos recientes sobre convergencia en renta per cápita en Europa.**

Autores	Periodo	Número de regiones	Países	Criterio para discriminar entre Centro y Periferia
Ertur et al (2006)	1980-1995	138	EU11	Moran Scatterplot
LeGallo & Dall'Erba (2006)	1980-1999	145	EU12	Estadístico de Getis-Ord
Fisher & Stirbock (2006)	1995-2000	256	EU25	Estadístico de Getis-Ord
Ramajo et al (2007)	1981-1996	163	EU12	GDP < 90% media UE

Predominan periodos amplios, que oscilan entre los 15 y los 20 años, aunque algunos trabajos asumen sacrificios en la dimensión tiempo para favorecer el aumento de la transversal. En cualquier caso, parece claro que el periodo temporal en el que se realiza el estudio tiene una relación inversa con el número de países incluidos: más países, periodo temporal más corto.

En nuestro trabajo nos interesa garantizar la disponibilidad de una amplia información de sección cruzada, por lo que el periodo temporal se restringe al periodo 1998-2002. Centramos la atención en el producto interior bruto per cápita, en unidades de paridad de poder adquisitivo (PPS), correspondiente a un total de 1274 regiones, de nivel NUTS III, procedentes de los 27 países actualmente miembros de la Unión europea (EU27), tal como se describe en el Apéndice B.

En la Figura 1 se presenta la distribución espacial de la tasa de variación del PIBpc en el periodo analizado. Las regiones con mayores crecimientos se encuentran localizadas en las zonas exteriores del continente. En concreto, España, Portugal, Irlanda y Grecia son los países más representados junto a otros de reciente incorporación (Polonia, Estonia, Letonia, Lituania, etc.). En el extremo opuesto, las regiones con problemas de escaso crecimiento en el PIBpc (algunas con tasas negativas) se agrupan mayoritariamente en el interior del continente.



También parece claro que existe un fuerte patrón de dependencia espacial. Regiones con elevadas (respectivamente, bajas) tasas de crecimiento tienden a encontrarse rodeadas por regiones con tasas de crecimiento también elevadas. El contraste de Moran, cuyos resultados para diferentes matrices de contacto

reproducimos en la Tabla 2, ratifica esta impresión<sup>2</sup>. En concreto, la intensidad de las dependencias parece aumentar a medida que ampliamos tanto el radio de influencia,  $k$ , como el número mínimo de vecinos,  $r$ . Sólo en el caso de  $k=50$  y  $r=1$  no puede rechazarse el supuesto de independencia.

**Tabla 2: Test de Moran para la tasa de crecimiento de la renta per cápita<sup>3</sup>.**

$r \rightarrow$	1		2		4	
$k \downarrow$	I	Z	I	Z	I	Z
50	0.0391	1.50	0.1483	6.50	0.1717	8.80
100	0.1477	8.44	0.1529	9.22	0.1623	10.36
200	0.1821	19.72	0.1802	19.87	0.1782	20.02
400	0.1698	35.88	0.1697	36.14	0.1696	36.26

Para simplificar la exposición, en lo que sigue tomaremos como matriz de contactos la correspondiente al caso de  $k=100$  y  $r=2$ ,  $W(100,2)$ , que a partir de ahora denominaremos simplemente **W**.

La cuestión que estamos interesados en analizar es si la estructura aparentemente de clubes que existe en la Figura 1 se traslada a los mecanismos de  $\beta$ -convergencia. Para ello, el primer problema que vamos a abordar es la identificación de los miembros de cada club.

#### 4.1- Identificación (exógena) de los clubes.

Este problema no está demasiado formalizado en la literatura en la que predominan soluciones ad-hoc basadas, en general, en técnicas AEDE (*Análisis Exploratorio de Datos Espaciales*). En nuestro caso, vamos a mantener ese enfoque general desarrollando dos alternativas diferentes. La primera se basa en los resultados de la estimación Lupa del modelo de  $\beta$ -convergencia básico mientras que en la segunda utilizamos estadísticos de tipo LISA. En línea con la primera opción, el objetivo será estimar una ecuación como:

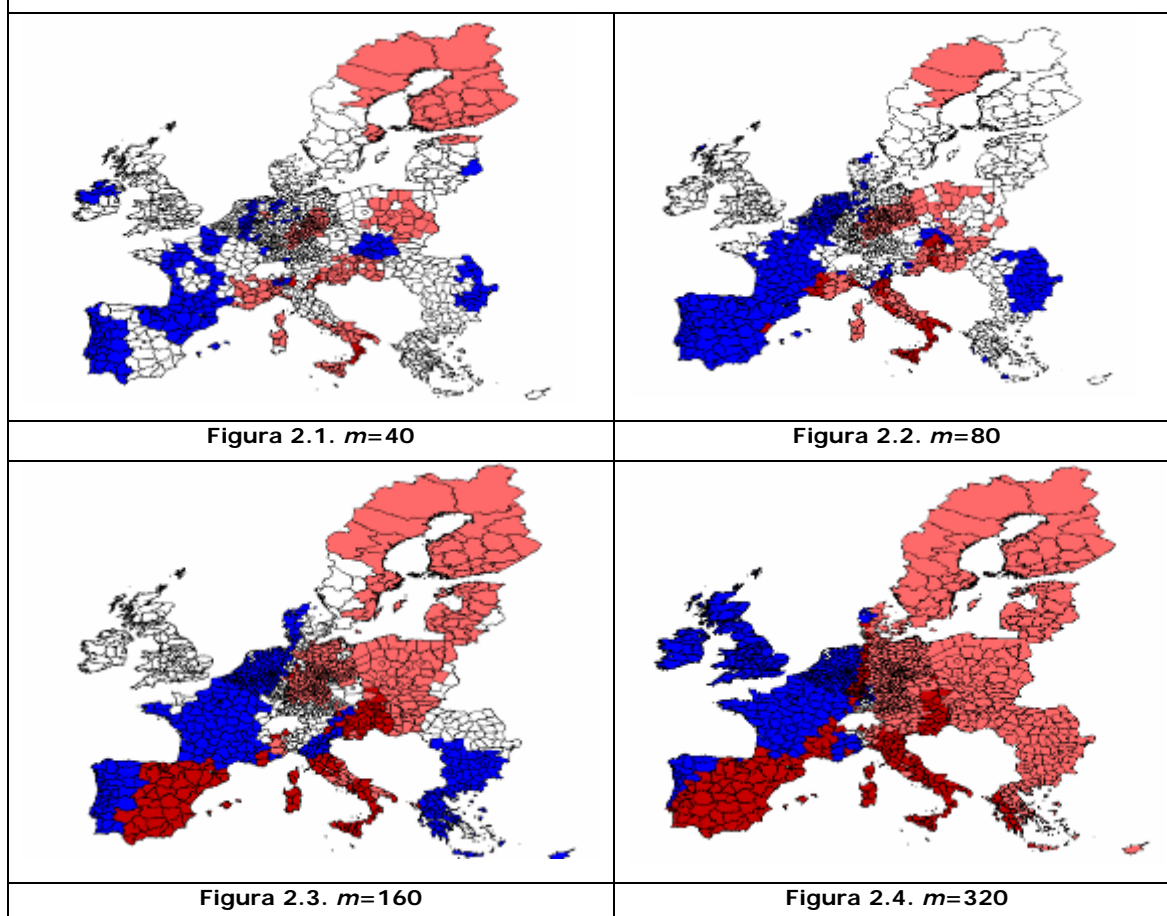
$$g_y^{(i)} = \alpha^{(i)} + \beta^{(i)} \ln y_0^{(i)} + u^{(i)} ; u^{(i)} \sim N(0, \sigma^{2(i)} \mathbf{I}) \quad (11)$$

para cada punto del sistema, donde el superíndice '(i)' indica que los datos corresponden al sistema local articulado en torno a la región i-ésima. Los principales resultados aparecen en la Figura 2.

<sup>2</sup> Estas matrices de contactos, como se discute en el Apéndice B, combinan los criterios de radio de interacción,  $k$ , con el del número mínimo de vecinos,  $r$ .

<sup>3</sup> **I** se refiere al valor bruto del estadístico y **z** a su estandarización, cuya distribución de referencia es la  $N(0,1)$  bajo la hipótesis nula de que no existe estructura espacial.

**Figura 2: Estimación Lupa de la ecuación de  $\beta$ -convergencia incondicional<sup>4</sup>.**



En los cuatro mapas hemos coloreado de rojo claro aquellas regiones en las que  $\beta^{(i)}$  es significativo y de un tono más oscuro si, además de ser significativo ese parámetro, la regresión local correspondiente presenta síntomas de dependencia espacial. El color azul se reserva para aquellas regiones en las que  $\beta^{(i)}$  no es significativo, pero hay indicios de dependencia en los residuos. Por último, en blanco aparecen las regiones en las que  $\beta^{(i)}$  no es significativo ni hay síntomas de sub-especificación en la ecuación *local*.

Parece claro que, a medida que ampliamos el tamaño de la lupa (mayor valor de  $m$ ), el patrón espacial que emerge se hace más regular. Progresivamente se va consolidando un bloque homogéneo constituido por regiones francesas, británicas, holandesas, belgas y alemanas, coloreadas en azul y caracterizado por la ausencia de convergencia en un contexto de autocorrelación espacial local. Para

---

<sup>4</sup> Debe recordarse que  $m$  indica el número de regiones incluidas en los sistemas locales de estimación (para cada  $i$  se incluyen solo las  $m$  regiones más próximas).

las restantes dominan los tonos rojos, sinónimo de convergencia (con o sin correlación espacial).

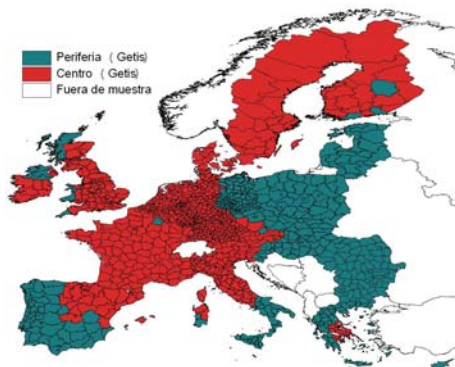
Este mismo ejercicio de constitución de grupos puede realizarse con planteamiento más tradicionales de tipo LISA mediante, por ejemplo, el estadístico de Getis-Ord (Ord y Getis, 1995). La definición precisa del estadístico es conocida:

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^R w_{ij} y_j - W_i^* \bar{y}}{\sigma \sqrt{[RS_{ii}^* - W_i^{*2}] / (R - 1)}} \quad (12)$$

donde  $S_{ii}^* = \sum_{j=1}^R w_{ij}^2$ ;  $W_i^* = \sum_{j \neq i} (w_{ij} + w_{ji})$  y  $\sigma$  es la desviación típica muestral

de  $y$ . Un valor de  $G_i^*$  positivo (o negativo) y significativo indica que, en torno al punto  $i$ , existe un grupo de regiones con valor alto (bajo) en la variable. Los resultados que obtenemos en nuestro caso aparecen en la Figura 3. Las regiones coloreadas de rojo (841) conforman el bloque de regiones *ricas* (renta alta rodeadas de regiones también con renta alta) mientras que las coloreadas en azul (433) constituyen el grupo de las regiones *pobres*. En la terminología tradicional, la primeras formarían el centro y las segundas la periferia.

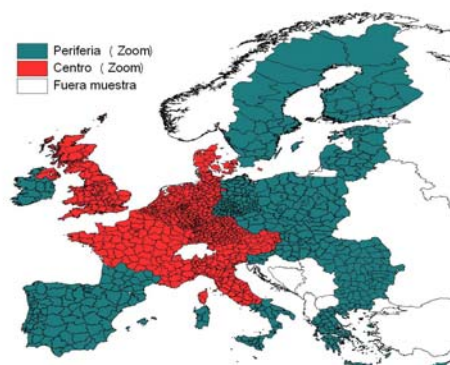
**Figura 3: Regimenes espaciales. Criterio de Getis-Ord.**



Fusionando ambos enfoques, el de la estimación Lupa de la Figura 2 con la del estadístico de Getis-Ord de la Figura 3, la agrupación final que proponemos para nuestra aplicación aparece en la Figura 4.



**Figura 4: Regimenes espaciales identificados para el caso europeo.**



El Centro está formado por una macro región caracterizada porque encontramos síntomas de convergencia muy débiles entre sus integrantes. En este grupo se incluyen un total de 744 unidades procedentes del oeste de Alemania, Holanda, Bélgica, Luxemburgo, Austria, Reino Unido, Irlanda, Francia e Italia (en los últimos dos casos, se excluyen las regiones del sur). Las otras 530 regiones forman la Periferia, caracterizadas por una renta más baja y la existencia de un proceso de convergencia relativamente homogéneo.

#### 4.2. Resultados de la aplicación.

En la Tabla 3 presentamos los resultados de la estimación de las diferentes versiones del modelo de  $\beta$ -convergencia condicional que hemos ensayado. Debe advertirse que, en todas ellas, ha sido necesario incluir un bloque de 30 variables ficticias para amortiguar el impacto de las anomalías observadas en otras tantas regiones. Estos casos problemáticos se localizan mayoritariamente en el este del continente, con predominio de regiones griegas, polacas y búlgaras, coincidiendo en buena parte con los valores atípicos por exceso que se observan en la Figura 1 (*Upper outliers* en la figura). La posición geográfica de estos puntos, situados en el exterior del sistema regional, nos induce a pensar en el denominado *efecto frontera* (Arbia, 1989). En cualquier caso y a falta de otro tipo de información, hemos tratado de neutralizar su impacto con un sistema de variables ficticias (el mismo para todas las ecuaciones).

Inicialmente hemos especificado un modelo de  $\beta$ -convergencia condicional básico del tipo:

$$g_y = \alpha + \beta \ln y_0 + x' \delta + u \quad (13.a)$$

donde  $x' \delta = \sum_{j=1}^3 \delta_j x_j$ . Las variables condicionantes del estado estacionario que hemos seleccionado son habituales en la literatura de aplicación: el peso del sector agrícola en el producto regional,  $x_1$ , la tasa de paro,  $x_2$ , y la densidad en habitantes

por kilómetro cuadrado,  $x_3$ . Los restantes elementos que aparecen en (14a) son conocidos. A la vista de los datos que aparecen en la Tabla 3, es evidente que esta ecuación se encuentra subespecificada: todos los contrastes de dependencia espacial rechazan esa ecuación mientras que el contraste de Chow, para la estructura de clubes identificada en la Figura 4, también es claramente significativo. Las alternativas que hemos barajado a continuación se centran en resolver el problema de la dependencia espacial incorporando un retardo espacial, de la variable endógena:

$$g_y = \alpha + \beta lny_0 + \theta \mathbf{W} lny_0 + x' \delta + \gamma \mathbf{W} g_y + u \quad (13.b)$$

o una estructura autoregresiva en el término de error de la ecuación:

$$g_y = \alpha + \beta lny_0 + x' \delta + [\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}]^{-1} u \quad (13.c)$$

En ambos casos desaparecen los síntomas de dependencia transversal en los residuos aunque el contraste LRCOM no admite la existencia de factores comunes en el modelo de (13.c). Persisten, no obstante, los problemas con el contraste de Chow y las medidas de heterocedasticidad se han deteriorado. Las ecuaciones de (13.d) y (13.e) mantienen la dinámica espacial de las dos anteriores, pero permitimos que el mecanismo de  $\beta$ -convergencia difiera entre las regiones del Centro y la Periferia<sup>5</sup>:

$$g_y = \left. \begin{aligned} &\alpha_c D_c + \alpha_p D_p + \beta_c D_c lny_0 + \beta_p D_p lny_0 + x' \delta \\ &\theta_c D_c \mathbf{W} lny_0 + \theta_p D_p \mathbf{W} lny_0 + \gamma \mathbf{W} g_y + u \end{aligned} \right\} \quad (13.d)$$

$$g_y = \alpha_c D_c + \alpha_p D_p + \beta_c D_c lny_0 + \beta_p D_p lny_0 + x' \delta + [\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}]^{-1} u \quad (13.e)$$

En ambos casos, los resultados corroboran la importancia de la ruptura existente entre ambos grupos de regiones. Sin embargo, todavía quedan indicios de inestabilidad en los parámetros que intervienen en los mecanismos de dependencia espacial que actúan en cada ecuación. Los contrastes  $LM_{break}^{LAG}$  y  $LM_{break}^{ERR}$  apuntan a la existencia de una quiebra, tipo centro-periferia, en estos coeficientes lo que nos aconseja avanzar hacia las especificaciones finales de (13.f) y (13.g):

---

<sup>5</sup> No extendemos la ruptura a los coeficientes asociados a las variables condicionantes porque la evidencia era muy débil; en realidad, apunta en sentido contrario, hacia la estabilidad de estos parámetros.

$$g_y = \alpha_c D_c + \alpha_p D_p + \beta_c D_c lny_0 + \beta_p D_p lny_0 + \theta_c D_c \mathbf{W} lny_0 + \theta_p D_p \mathbf{W} lny_0 + \gamma_c \mathbf{W} g_y + \gamma_p \mathbf{W}^* g_y + x' \delta + u \quad (13.f)$$

$$g_y = \alpha_c D_c + \alpha_p D_p + \beta_c D_c lny_0 + \beta_p D_p lny_0 + x' \delta + [\mathbf{I} - \rho_c \mathbf{W} - \rho_p \mathbf{W}^*]^{-1} u \quad (13.g)$$

No se aprecian problemas específicos en estas dos ecuaciones. Las estimaciones, que difieren solo ligeramente, se producen siempre en el sentido esperado: las regiones europeas se mueven a la convergencia condicionada si bien a distinta velocidad entre el Centro y la Periferia. La discrepancia entre estos dos clubes se extiende también a las relaciones de dependencia transversal. La sorpresa es que estos mecanismos tienen mayor intensidad en la Periferia que en el Centro, muy probablemente fruto del mayor esfuerzo de integración realizado por las regiones periféricas en los años que contemplamos. Por último, el contraste LRCOM, generalizado al caso que nos ocupa, indica con claridad que las restricciones de factores comunes que subyacen el modelo de (13.g) no son aceptables, por lo que podemos concluir que la mejor opción para explicar la experiencia europea, en el periodo 1998-2002, es la especificación de (13.f).

Si nos centramos en esta ecuación, nuestros resultados coinciden, a grandes rasgos, con otros existentes en la literatura, donde también se concluye que la periferia europea, menos desarrollada, converge a su estado estacionario a mayor velocidad que la zona central, tradicionalmente más rica (por ejemplo, Baumont et al., 2003). En el capítulo de diferencias, aparte de las inevitables discrepancias en las estimaciones por motivos de periodo temporal, nivel de desagregación o procedencia de los datos, queremos subrayar una que nos parece muy relevante: la clara preferencia que hemos encontrado por modelos con dinámica espacial explícita (esto es, de tipo SLM) frente a los modelos del error espacial (o SEM). La importancia de este resultado es los modelos SLM se corresponden con unos niveles de integración espacial entre las regiones fuertes, superiores en cualquier caso al asociado a modelos tipo SEM. Además, la reciente incorporación del numeroso grupo de regiones del este del continente, con unos datos de renta mucho más débiles, no ha alterado de manera significativa esta situación; al contrario, ha servido para acentuar la dicotomía centro-periferia ya existente en el mapa europeo.

## 5- Conclusiones.

Heterogeneidad y dependencia son elementos característicos de los modelos econométricos con base espacial. A menudo ambos tópicos se confunden porque,

como es bien conocido, emiten síntomas similares. En este trabajo hemos explorado una opción peculiar en la que tratamos de fusionar los dos mecanismos en un modelo de inestabilidad espacial más general.

Otros autores han avanzado en esta misma dirección (singularmente Brunsdom et al, 1999, Páez et al, 2002a y b, Lesage y Pace, 2004, Egger y Pfaffermayr, 2006). La aportación de nuestro trabajo se centra en la vertiente del diagnóstico, como medida previa necesaria antes de resolver algoritmos de estimación local costosos. En concreto, desarrollamos dos Multiplicadores de Lagrange que necesitan sólo de la estimación máximo-verosímil del modelo de la hipótesis nula (sin rupturas estructurales), y que resultan fáciles de extender a situaciones diferentes.

Para ilustrar la utilidad de nuestra propuesta, hemos resuelto una aplicación dedicada a un caso relativamente bien conocido en la literatura reciente sobre cuestiones regionales, como es el de la hipótesis de convergencia en la renta per cápita de las regiones europeas. Para ello hemos tomado datos de 1274 regiones, procedentes de los 27 Estados miembros actuales, durante un periodo de tiempo relativamente corto, 1998 a 2002. Estos rasgos de la información muestral (mucho detalle en la dimensión transversal para una ventana temporal relativamente corta) son propios de nuestro trabajo, y necesarios para poder soportar la metodología de análisis que hemos aplicado.

La evidencia que obtenemos revela la existencia de fuertes rupturas en los mecanismos de convergencia que afectan (en términos del clásico modelo Centro-Periferia) tanto a los parámetros estructurales como a los que gobiernan las relaciones de interacción espacial. Algunos de nuestros resultados son similares a los obtenidos en otros trabajos donde también se analiza la estructura espacial de la renta per cápita europea. Así, la existencia de una velocidad de convergencia más pequeña en el centro (casi la mitad) que en la periferia parece un resultado estándar en esta literatura. Tampoco puede calificarse de novedoso el haber identificado unos estados estacionarios diferentes para las regiones de centro y de la periferia. Sin embargo, nuestro trabajo completa este panorama detectando también la existencia de notables diferencias en la intensidad con la operan los mecanismos de dependencia espacial entre las regiones del centro y las de la periferia del continente. En concreto, la correspondiente a las regiones periféricas es significativamente más elevada, aspecto que nos parece sorprendente porque son precisamente las del centro las que cuentan con mejores infraestructuras de transportes y comunicaciones, lo cual debería facilitar una mayor interacción entre ellas.

Por último y no menos importante, la evidencia que obtenemos apunta claramente a que el tipo de dependencia que ha actuado en el continente europeo durante este periodo ha sido de tipo sustantivo. Como indican Fingleton y López-Bazo (2006, p.194), este resultado revaloriza claramente el papel de las externalidades y de los efectos de desbordamiento como elementos catalizadores del crecimiento de la economía europea en su vertiente espacial.

## Apéndice A: Contrastes de ruptura estructural en los mecanismos de interacción espacial.

En este Apéndice vamos a obtener las expresiones de los Multiplicadores de Lagrange de (8) y (9) con los que contrastamos la existencia de una ruptura en el parámetro de dependencia espacial. La primera parte del apéndice la dedicamos al caso de un modelo con dependencia sustantiva y la segunda a un modelo con dependencia residual.

*Modelo de corte transversal con estructura de dependencia sustantiva, SLM.*

La especificación de referencia es la de la expresión (6) en el texto:

$$\left. \begin{aligned} y &= \gamma_0 \mathbf{W}y + \gamma_1 \mathbf{W}^*y + x\beta + u \\ u &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \right\} \quad (\text{A1})$$

cuya función de log-verosimilitud se ajusta al caso tradicional:

$$l(y; \varphi) = -\frac{R}{2} \log(2\pi) - \frac{R}{2} \log(\sigma^2) - \frac{(\mathbf{B}y - x\beta)'(\mathbf{B}y - x\beta)}{2\sigma^2} + \log|\mathbf{B}| \quad (\text{A2})$$

siendo  $\varphi$  el vector de parámetros del modelo,  $\varphi = [\beta, \gamma_0, \gamma_1, \sigma^2]'$ , y  $\mathbf{B}$  una matriz cuadrada de orden  $(R \times R)$ ,  $\mathbf{B} = \mathbf{I} - \gamma_0 \mathbf{W} - \gamma_1 \mathbf{W}^*$ . El vector gradiente es el siguiente:

$$g(y; \varphi) = \frac{\partial l(y; \varphi)}{\partial \varphi} = \frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} x'(\mathbf{B}y - x\beta) \\ y' \mathbf{W}'(\mathbf{B}y - x\beta) + \sigma^2 \frac{\partial \log|\mathbf{B}|}{\partial \gamma_0} \\ y' \mathbf{W}^{*'}(\mathbf{B}y - x\beta) + \sigma^2 \frac{\partial \log|\mathbf{B}|}{\partial \gamma_1} \\ -\frac{R}{2} + \frac{(\mathbf{B}y - x\beta)'(\mathbf{B}y - x\beta)}{2\sigma^2} \end{bmatrix} \quad (\text{A3})$$

Bajo el supuesto de que no hay ruptura en el coeficiente de dependencia espacial, el vector gradiente se simplifica en:

$$\left. \begin{aligned} H_0: \gamma_1 &= 0 \\ H_A: \gamma_1 &\neq 0 \end{aligned} \right\} \Rightarrow g(y; \varphi)|_{H_0} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \frac{y' \mathbf{W}^{*'} \tilde{u}}{\tilde{\sigma}^2} - \text{tr} \left[ (\mathbf{I} - \tilde{\gamma}_0 \mathbf{W})^{-1} \mathbf{W}^* \right] \\ 0 \end{bmatrix} \quad (\text{A4})$$

siendo  $\tilde{\gamma}_0$  y  $\tilde{\sigma}^2$  la estimación ML de  $\gamma_0$  y  $\sigma^2$  y  $\tilde{u}$  la correspondiente serie de residuos del modelo restringido:

$$\left. \begin{aligned} y &= \gamma_0 \mathbf{W}y + \mathbf{x}\beta + u \\ u &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \right\} \quad (\text{A5})$$

La estructura de la matriz Hessiana es laboriosa:

$$\frac{\partial^2 l(y; \varphi)}{\partial \varphi \partial \varphi'} = -\frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} \mathbf{x}'\mathbf{x} & \mathbf{x}'\mathbf{W}'\mathbf{y} & \mathbf{x}'\mathbf{W}^*\mathbf{y} & \frac{1}{\sigma^2}\mathbf{x}'\mathbf{u} \\ \mathbf{y}'\mathbf{W}\mathbf{x} & \mathbf{y}'\mathbf{W}'\mathbf{W}\mathbf{y} - \sigma^2 \frac{\partial^2 \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_0^2} & \mathbf{y}'\mathbf{W}'\mathbf{W}^*\mathbf{y} - \sigma^2 \frac{\partial^2 \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_0 \partial \gamma_1} & \frac{1}{\sigma^2}\mathbf{y}'\mathbf{W}'\mathbf{u} \\ \mathbf{y}'\mathbf{W}^*\mathbf{x} & \mathbf{y}'\mathbf{W}^*\mathbf{W}\mathbf{y} - \sigma^2 \frac{\partial^2 \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_0 \partial \gamma_1} & \mathbf{y}'\mathbf{W}^*\mathbf{W}^*\mathbf{y} - \sigma^2 \frac{\partial^2 \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_1^2} & \frac{1}{\sigma^2}\mathbf{y}'\mathbf{W}^*\mathbf{u} \\ \frac{1}{\sigma^2}\mathbf{u}'\mathbf{x} & \frac{1}{\sigma^2}\mathbf{u}'\mathbf{W}\mathbf{y} & \frac{1}{\sigma^2}\mathbf{u}'\mathbf{W}^*\mathbf{y} & -\frac{\mathbf{R}}{2\sigma^2} + \frac{\mathbf{u}'\mathbf{u}}{\sigma^4} \end{bmatrix} \quad (\text{A6})$$

La matriz de información evaluada bajo a la hipótesis nula es la siguiente:

$$\mathbf{I}(\varphi) = -\mathbf{E} \left[ \frac{\partial^2 l(y; \varphi)}{\partial \varphi \partial \varphi'} \right]_{|H_0} = \frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} \mathbf{x}'\mathbf{x} & \mathbf{x}'\mathbf{W}\mathbf{B}^{-1}\mathbf{x}\beta & \mathbf{x}'\mathbf{W}^*\mathbf{B}^{-1}\mathbf{x}\beta & 0 \\ \beta'\mathbf{x}'\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}\mathbf{x} & \left\{ \beta'\mathbf{x}'\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}'\mathbf{W}\mathbf{B}^{-1}\mathbf{x}\beta + 2\sigma^2 \text{tr} \mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W} \right\} & \left\{ \beta'\mathbf{x}'\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}'\mathbf{W}^*\mathbf{B}^{-1}\mathbf{x}\beta + 2\sigma^2 \text{tr} \mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}^* \right\} & \text{tr} \mathbf{B}^{-1}\mathbf{W} \\ \beta'\mathbf{x}'\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}^*\mathbf{x} & \left\{ \beta'\mathbf{x}'\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}'\mathbf{W}^*\mathbf{B}^{-1}\mathbf{x}\beta + 2\sigma^2 \text{tr} \mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}^* \right\} & \left\{ \beta'\mathbf{x}'\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}^*\mathbf{W}^*\mathbf{B}^{-1}\mathbf{x}\beta + 2\sigma^2 \text{tr} \mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}^*\mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}^* \right\} & \text{tr} \mathbf{B}^{-1}\mathbf{W}^* \\ 0 & \text{tr} \mathbf{W}\mathbf{B}^{-1} & \text{tr} \mathbf{W}^*\mathbf{B}^{-1} & \frac{\mathbf{R}}{2\sigma^2} \end{bmatrix} \quad (\text{A7})$$

El Multiplicador de Lagrange para el contraste indicado en (A4) se obtiene de la forma usual:

$$\left. \begin{aligned} H_0 : \gamma_1 &= 0 \\ H_A : \gamma_1 &\neq 0 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \text{LM}_{\text{break}}^{\text{LAG}} = \left[ \mathbf{g}(\varphi) \right]_{|H_0}' \left[ \mathbf{I}(\varphi) \right]_{|H_0}^{-1} \left[ \mathbf{g}(\varphi) \right]_{|H_0} \square_{\text{as}} \chi^2(1)$$

$$\text{LM}_{\text{break}}^{\text{LAG}} = \frac{\left[ \frac{\mathbf{y}'\mathbf{W}^*\tilde{u}}{\tilde{\sigma}^2} - \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1}\mathbf{W}^* \right]^2}{\tilde{e}_{\text{lag}}} \square_{\text{as}} \chi^2(1) \quad (\text{A8})$$

El término  $\tilde{e}_{lag}$  del denominador es la varianza asintótica de la restricción correspondiente a la hipótesis nula, obtenida como:

$$\begin{aligned}\tilde{e}_{lag} &= \tilde{a} - \tilde{b}' \tilde{\mathbf{V}}[\tilde{\varphi}]_{|H_0} \tilde{b} \\ \rightarrow \tilde{a} &= \frac{\tilde{\beta}' \mathbf{x}' \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \mathbf{W}^* \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{x} \tilde{\beta}}{\tilde{\sigma}^2} + 2 \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \\ \rightarrow \tilde{b} &= \frac{1}{\tilde{\sigma}^2} \begin{bmatrix} \mathbf{x}' \mathbf{W}^* \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{x} \tilde{\beta} \\ \tilde{\beta}' \mathbf{x}' \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}' \mathbf{W}^* \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{x} \tilde{\beta} + 2 \tilde{\sigma}^2 \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \\ \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \end{bmatrix}\end{aligned}\quad (\text{A9})$$

La matriz  $\tilde{\mathbf{V}}[\tilde{\varphi}]_{|H_0}$  que interviene en esta última expresión es estimación ML de la matriz de varianzas y covarianzas del vector de parámetros del modelo de la hipótesis nula de (A4).

El Multiplicador de Lagrange de (A8) puede generalizarse con facilidad al caso más general en el que se existen  $p$  regímenes diferentes en el coeficiente de autocorrelación. El modelo amplio correspondiente a este caso es:

$$\left. \begin{aligned} y &= \gamma_0 \mathbf{W}y + \sum_{s=1}^p \gamma_s \mathbf{W}_s^* y + \mathbf{x}\beta + u \\ u &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \right\} \quad (\text{A10})$$

La hipótesis nula será de tipo conjunto:

$$\left. \begin{aligned} H_0 &: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0 \\ H_A &: \exists \gamma_j \neq 0 \end{aligned} \right\} \quad (\text{A11})$$

$$\Rightarrow \text{LM}_{\text{break}}^{\text{LAG}} = \left[ \mathbf{g}(\varphi)_{|H_0} \right]' \left[ \mathbf{I}(\varphi)_{|H_0} \right]^{-1} \left[ \mathbf{g}(\varphi)_{|H_0} \right]_{\text{as}} \chi^2(p)$$

El gradiente reproducirá la estructura que se indica en (A4), con una ecuación del tipo  $\frac{y' \mathbf{W}_s^* \tilde{u}}{\tilde{\sigma}^2} - \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}_s^*$  para cada régimen de autocorrelación. De forma similar deberá ampliarse la matriz Hessiana y la de información.

*Modelo de corte transversal con estructura de dependencia residual, SEM.*

La especificación que debemos utilizar en este caso es la de la expresión (7):

$$\left. \begin{aligned} y &= \mathbf{x}\beta + u \\ u &= \gamma_0 \mathbf{W}u + \gamma_1 \mathbf{W}^* u + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \right\} \quad (\text{A12})$$



La función de log-verosimilitud es la siguiente:

$$l(y; \varphi) = -\frac{R}{2} \log(2\pi) - \frac{R}{2} \log(\sigma^2) - \frac{(y - x\beta)' \mathbf{B}' \mathbf{B} (y - x\beta)}{2\sigma^2} + \log |\mathbf{B}| \quad (\text{A13})$$

donde  $\varphi$  es el vector de parámetros  $\varphi = [\beta, \gamma_0, \gamma_1, \sigma^2]'$  y  $\mathbf{B}$  la matriz de difusión, de orden  $(R \times R)$ ,  $\mathbf{B} = \mathbf{I} - \gamma_0 \mathbf{W} - \gamma_1 \mathbf{W}^*$ . El vector gradiente es:

$$g(y; \varphi) = \frac{\partial l(y; \varphi)}{\partial \varphi} = \frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} x' \mathbf{B}' \varepsilon \\ u' \mathbf{W}' \varepsilon + \sigma^2 \frac{\partial \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_0} \\ u' \mathbf{W}^* \varepsilon + \sigma^2 \frac{\partial \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_1} \\ -\frac{R}{2\sigma^2} + \frac{\varepsilon' \varepsilon}{2\sigma^2} \end{bmatrix} \quad (\text{A14})$$

con  $u = y - x\beta$  y  $\varepsilon = \mathbf{B}u = \mathbf{B}(y - x\beta)$ . Bajo el supuesto de que no hay ruptura en el coeficiente de dependencia espacial, el modelo de (A12) se simplifica en:

$$\left. \begin{array}{l} y = x\beta + u \\ u = \gamma_0 \mathbf{W}u + \varepsilon \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{array} \right\} \quad (\text{A15})$$

por lo que el gradiente se convierte en:

$$\left. \begin{array}{l} H_0: \gamma_1 = 0 \\ H_A: \gamma_1 \neq 0 \end{array} \right\} \Rightarrow g(y; \varphi)|_{H_0} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \frac{\tilde{u}' \mathbf{W}^* \mathbf{B} \tilde{u}}{\tilde{\sigma}^2} - \text{tr} \left[ (\mathbf{I} - \tilde{\gamma}_0 \mathbf{W})^{-1} \mathbf{W}^* \right] \\ 0 \end{bmatrix} \quad (\text{A16})$$

siendo  $\tilde{\gamma}_0$  y  $\tilde{\sigma}^2$  la estimación ML de  $\gamma_0$  y  $\sigma^2$  en el modelo de (A15) y  $\tilde{u}$  la serie de residuos asociada. A partir del gradiente de (A14) es inmediato obtener la matriz Hessiana:

$$\frac{\partial^2 l(y; \varphi)}{\partial \varphi \partial \varphi'} = -\frac{1}{\sigma^2}$$

$$\begin{bmatrix} x' \mathbf{B}' \mathbf{B} x & x' \mathbf{W} \mathbf{B} u & x' \mathbf{W}^* \mathbf{B} u & \frac{1}{\sigma^2} x' \mathbf{B}' \mathbf{B} u \\ u' \mathbf{B}' \mathbf{W}' x & u' \mathbf{W}' \mathbf{W} u - \sigma^2 \frac{\partial^2 \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_0^2} & u' \mathbf{W}' \mathbf{W}^* u - \sigma^2 \frac{\partial^2 \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_0 \partial \gamma_1} & \frac{1}{\sigma^2} u' \mathbf{W}' \mathbf{B} u \\ u' \mathbf{B}' \mathbf{W}^* x & u' \mathbf{W}^* \mathbf{W} u - \sigma^2 \frac{\partial^2 \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_0 \partial \gamma_1} & u' \mathbf{W}^* \mathbf{W}^* u - \sigma^2 \frac{\partial^2 \log |\mathbf{B}|}{\partial \gamma_1^2} & \frac{1}{\sigma^2} u' \mathbf{W}^* \mathbf{B} u \\ \frac{1}{\sigma^2} u' \mathbf{B}' \mathbf{B} x & \frac{1}{\sigma^2} u' \mathbf{B}' \mathbf{W} u & \frac{1}{\sigma^2} u' \mathbf{B}' \mathbf{W}^* u & -\frac{R}{2\sigma^2} + \frac{u' \mathbf{B}' \mathbf{B} u}{\sigma^4} \end{bmatrix}$$

(A17)

al igual que la matriz de información correspondiente a la hipótesis nula:

$$\mathbf{I}(\varphi) = -E \left[ \frac{\partial^2 l(y; \varphi)}{\partial \varphi \partial \varphi'} \right]_{H_0} =$$

$$\frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} x' \mathbf{B}' \mathbf{B} x & 0 & 0 & 0 \\ 0' & 2\sigma^2 \text{tr}(\mathbf{B}'^{-1} \mathbf{W}' \mathbf{B}^{-1} \mathbf{W}) & 2\sigma^2 \text{tr}(\mathbf{B}'^{-1} \mathbf{W}^* \mathbf{B}^{-1} \mathbf{W}) & \text{tr} \mathbf{B}'^{-1} \mathbf{W} \\ 0' & 2\sigma^2 \text{tr}(\mathbf{W}' \mathbf{B}'^{-1} \mathbf{W}^* \mathbf{B}^{-1}) & 2\sigma^2 \text{tr}(\mathbf{B}'^{-1} \mathbf{W}^* \mathbf{B}^{-1} \mathbf{W}^*) & \text{tr} \mathbf{B}'^{-1} \mathbf{W}^* \\ 0 & \text{tr} \mathbf{W}' \mathbf{B}^{-1} & \text{tr} \mathbf{W}^* \mathbf{B}^{-1} & \frac{R}{2\sigma^2} \end{bmatrix}$$

(A18)

Finalmente, el Multiplicador de Lagrange para el contraste de (A16) toma la siguiente expresión:

$$\left. \begin{array}{l} H_0: \gamma_1 = 0 \\ H_A: \gamma_1 \neq 0 \end{array} \right\} \Rightarrow \text{LM}_{\text{break}}^{\text{ERR}} = \left[ \mathbf{g}(\theta) \right]_{H_0}' \left[ \mathbf{I}(\theta) \right]_{H_0}^{-1} \left[ \mathbf{g}(\theta) \right]_{H_0} \Big|_{\text{as}} \chi^2(1)$$

$$\text{LM}_{\text{break}}^{\text{ERR}} = \frac{\left[ \frac{\tilde{u}' \mathbf{W}^* \tilde{\mathbf{B}} \tilde{u}}{\tilde{\sigma}^2} - \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \right]^2}{\tilde{e}_{\text{err}}} \Big|_{\text{as}} \chi^2(1)$$

(A19)

En el denominador aparece la varianza asintótica de la restricción contrastada en la hipótesis nula,  $\tilde{e}_{\text{err}}$ , cuya expresión concreta es:

$$\begin{aligned}
\tilde{\epsilon}_{\text{err}} &= \left[ \frac{\tilde{\sigma}^2}{2\tilde{\sigma}^2 \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}'^{-1} \mathbf{W}' \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* - \tilde{\mathbf{b}} \tilde{\mathbf{D}}^{-1} \tilde{\mathbf{b}}} \right]^{-1} \\
\rightarrow \tilde{\mathbf{b}} &= \begin{bmatrix} 2\tilde{\sigma}^2 \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}'^{-1} \mathbf{W}' \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}^* \\ \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}'^{-1} \mathbf{W}^* \end{bmatrix} \\
\rightarrow \tilde{\mathbf{D}} &= \begin{bmatrix} 2\tilde{\sigma}^2 \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}'^{-1} \mathbf{W}' \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}' & \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}'^{-1} \mathbf{W} \\ \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}'^{-1} \mathbf{W} & \frac{R}{2\tilde{\sigma}^2} \end{bmatrix}
\end{aligned} \tag{A20}$$

Al igual que en el caso anterior, el Multiplicador de (A19) puede generalizarse para tratar con  $p$  regímenes diferentes en el coeficiente de autocorrelación espacial. El modelo amplio será:

$$\left. \begin{aligned} y &= \mathbf{x}\beta + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} &= \gamma_0 \mathbf{W}\mathbf{u} + \sum_{s=1}^p \gamma_s \mathbf{W}_s^* \mathbf{u} + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim \mathbf{N}(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \right\} \tag{A21}$$

La hipótesis nula vuelve a ser de tipo conjunto:

$$\left. \begin{aligned} \mathbf{H}_0 &: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0 \\ \mathbf{H}_A &: \exists \gamma_j \neq 0 \end{aligned} \right\} \tag{A22}$$

$$\Rightarrow \text{LM}_{\text{break}}^{\text{ERR}} = \left[ \mathbf{g}(\varphi) \Big|_{\mathbf{H}_0} \right]' \left[ \mathbf{I}(\varphi) \Big|_{\mathbf{H}_0} \right]^{-1} \left[ \mathbf{g}(\varphi) \Big|_{\mathbf{H}_0} \right]_{\text{as}} \chi^2(p)$$

El gradiente mantendrá la estructura del indicado en (A16), con una ecuación del tipo  $\frac{\tilde{\mathbf{u}}' \mathbf{W}_s^* \tilde{\mathbf{B}} \tilde{\mathbf{u}}}{\tilde{\sigma}^2} - \text{tr} \tilde{\mathbf{B}}^{-1} \mathbf{W}_s^*$  para cada uno de los  $p$  regímenes que intervienen en el parámetro de autocorrelación. La matriz Hessiana y la de información deberán ampliarse de forma similar.

## Apéndice B: Procedencia de los datos estadístico y especificación de las matrices de contactos.

Los datos empleados en el análisis provienen del banco de datos REGIO de EUROSTAT y cubren el periodo 1998-2002. La muestra incluye un total de 1274 regiones correspondiente, básicamente, a la división en NUTS III de los 27 países miembros de la Unión Europea. La lista completa de países con el número de regiones procedentes de cada uno de ellos aparece en la Tabla B1.

**TABLA B1: Relación de países incluidos y número de regiones.**

<b>Alemania</b>	439	<b>Estonia</b>	5	<b>Lituania</b>	10
<b>Austria</b>	35	<b>Finlandia</b>	20	<b>Luxemburgo</b>	1
<b>Bélgica</b>	43	<b>Francia</b>	96	<b>Malta</b>	2
<b>Bulgaria</b>	28	<b>Grecia</b>	52	<b>Polonia</b>	45
<b>Chipre</b>	1	<b>Holanda</b>	40	<b>Portugal</b>	28
<b>Dinamarca</b>	15	<b>Hungría</b>	20	<b>Reino Unido</b>	134
<b>Eslovaquia</b>	8	<b>Irlanda</b>	8	<b>Republica Checa</b>	14
<b>Eslovenia</b>	12	<b>Italia</b>	103	<b>Rumania</b>	42
<b>España</b>	48	<b>Letonia</b>	6	<b>Suecia</b>	21

Por distintos motivos se han excluido varias regiones, entre las que se encuentran las Islas Canarias, Ceuta, Melilla y los archipiélagos portugueses de las Azores y Madeira.

Por otro lado, las matrices de contactos usadas en la aplicación combinan dos criterios: el de los  $r$  vecinos más próximos y el del radio de influencia,  $k$ . De esta forma, inicialmente se ha especificado una matriz binaria  $W^b$  como:

$$w_{ij}^b(k, r) = \begin{cases} \text{if } \min_{s(i \neq s)} \{d_{is}\} > k \Rightarrow \begin{cases} w_{ij}^b(k, r) = 1 & \text{if } j \in N_r(i) \\ w_{ij}^b(k, r) = 0 & \text{if } j \notin N_r(i) \end{cases} \\ \text{if } \min_{s(i \neq s)} \{d_{is}\} \leq k \Rightarrow \begin{cases} w_{ij}^b(k, r) = 1 & \text{if } d_{ij} \leq k \\ w_{ij}^b(k, r) = 0 & \text{if } d_{ij} > k \end{cases} \end{cases} \quad (B1)$$

donde  $d_{ij}$  es la distancia en kilómetros entre los centroides de las regiones  $i$  y  $j$  y  $N_r(i)$  es el conjunto de las  $r$  regiones más próximas a la región  $i$ . Una vez construida la matriz  $W^b$ , ha sido estandarizado por filas de la forma usual:

$$w_{ij}(k, r) = \frac{w_{ij}^b(k, r)}{\sum_{j=1}^R w_{ij}^b(k, r)}. \text{ A lo largo del ejercicio hemos utilizado diferentes valores}$$

de  $k$  (radio de distancia entre centroides) y  $r$  (número mínimo de vecinos para cada región) para verificar la robustez de los resultados.

## Referencias

- Abreu, M, H. de Groot y R. Florax. 2005. Space and growth: A survey of empirical evidence and methods. *Region et Developpement*. **21**, 13-44.
- Anselin, L. 1988a. *Spatial Econometrics. Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer.
- Anselin L. 1988b. Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*. **20**: 1-17.
- Anselin L. 1990. Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis. *Journal of Regional Science*. **30**: 185-207.
- Anselin L. 1995. Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*. **27**: 93-115.
- Anselin, L., A. Bera, R. Florax y M. Yoon, 1996. Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*, **26**, 77-104.
- Anselin, L. y A. Bera. 1998. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. En D. Giles y A. Ullah (eds). *Handbook of Applied Economic Statistics*, (pp.237-289). Dekker: New York.
- Anselin, L., R. Florax y S. Rey (eds). 2004. *Advances in Spatial Econometrics*. Berlin: Springer.
- Arbia G, 1989. *Spatial data configuration in statistical analysis of regional economics and related problems*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Arbia G, 2006. *Spatial Econometrics. Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence*. Berlin: Springer.
- Armstrong, H. 1995. An Appraisal of the Evidence from Cross-sectional Analysis of the Regional Growth Process within the European Union. En H. Armstrong y R. Vickerman (eds). *Convergence and Divergence Among European Regions*, (pp. 40-65). Pion: Londres.
- Baumont C., C. Ertur y J. Le Gallo. 2003. Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980-1995. En B. Fingleton (eds.) *European Regional Growth* (pp.131-158). Berlin: Springer.
- Breusch, T. y A. Pagan, 1979. A Simple Test for Heterocedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica* **47**: 1287-1294.
- Brunsdon, C., S. Fotheringham y M. Charlton. 1998. Spatial Nonstationarity and Autoregressive Models. *Environment and Planning A*. **30**: 957-973.
- Burridge, P. 1981. Testing for a common factor in a spatial autoregression model. *Environment and Planning A*, **13**: 795-800.
- Durlauf, S. y D. Quah. 1999. The New Empirics of Economic Growth. En J. Taylor and M. Woodford (eds). *Handbook of Macroeconomics*, (pp.235-308). Elsevier: Amsterdam.

- Egger P. y M. Pfaffermayr. 2006. Spatial Convergence. *Papers in Regional Science*, **85**:199-216.
- Ertur C., J. LeGallo y C. Baumond. 2006. The Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter?. *International Regional Science Review*, **29**,1, 3-34.
- Evans, P. y G. Karras. 1996. Convergence Revisited. *Journal of Monetary Economics* **37**: 249-265.
- Fingleton B.(eds). 2003a. *European Regional Growth*. Berlin: Springer.
- Fingleton B. 2003b. Introduction. En B. Fingleton (eds.) *European Regional Growth* (pp. 1-10). Berlin: Springer.
- Fingleton B. y E. López-Bazo. 2006. Empirical Growth Models with Spatial Effects. *Papers in Regional Science*, **85**:177-198.
- Fisher M. y C. Stirbock 2006. Convergencia regional en Europa. *Papeles de Economía Española*, **107**: 30-44.
- Fotheringham, A, M. Charlton y C. Brunson. 1999. Geographically Weighted Regression. a Natural Evolution of the Expansion Method for Spatial Data Analysis. *Environment and Planning A* **30**: 1905-1927.
- Getis A. y K. Ord. 1992. The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. *Geographical Analysis*. **24**: 189-206.
- Huang, J. 1984. The Autoregressive Moving Average Model for Spatial Analysis. *Australian Journal of Statistics* **26**: 169-178.
- Kubo Y. 1995. Scale Economies, Regional Externalities, and the Possibility of Uneven Development. *Journal of Regional Science* **35**: 29-42.
- LaCombe, D. 2004. Does Econometric Methodology Matter? An Analysis of Public Policy Using Spatial Econometric Techniques. *Geographical Analysis* **36**: 105-118
- LeGallo, J., C. Ertur y C. Baumont. 2003. A Spatial Econometric Analysis of Convergence across European Regions, 1980-1995. En B. Fingleton (eds.) *European Regional Growth* (pp. 99-130). Berlin: Springer
- LeGallo, J. y S. Dall'erba. 2006. Evaluating the temporal and spatial heterogeneity of the european convergente process, 1980-1999. *Journal of Regional Science*, vol 46, 2, pp 269-288.
- Lesage, J. y K. Pace. 2004. Spatial Autoregressive Local Estimation. En B. A. Getis, J. Mur y H. Zoller (eds.) *Spatial Econometrics and Spatial Statistics* (pp. 31-51). Londres: Palgrave.
- Leung Y., C. Mei y W. Zhang. 2000. Testing for Spatial Autocorrelation among the Residuals of the Geographically Weighted Regression. *Environment and Planning A*. **32**: 871-890.
- Leung Y., C. Mei y W. Zhang. 2003. Statistical Tests for Local Patterns of Spatial

- Association. *Environment and Planning A*. **35**: 725-744.
- López-Bazo, E., E. Vayá y M. Artís. 2004. Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions. *Journal of Regional Science* **44**: 43-73.
- Magrini, S. 2004. Regional (di)convergence. En V. Henderson y V. Thisse (eds). *Handbook of Regional and Urban Economics*, (pp. 2741-2796). Elsevier: Amsterdam.
- Mur, J. y A. Angulo. 2006. The Spatial Durbin Model and the Common Factor Tests. *Spatial Economic Analysis* **2**: 207-226.
- Mur, J, F. López y A. Angulo. 2007: Symptoms of Instability in Models of Spatial Dependence. *Geographical Analysis* (en prensa).
- Ord J.K. y Getis A. 1995. Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application. *Geographical Analysis*, **27**,286-306.
- Ord K. y A. Getis. 2001. Testing for Local Spatial Autocorrelation in the Presence of Global Autocorrelation. *Journal of Regional Science*. **41**: 411-432.
- Paez A., T. Uchida y K. Miyamoto. 2002a: A General Framework for Estimation and Inference of Geographically Weighted Regression Models: 1: Location-specific Kernel Bandwidth and a Test for Locational Heterogeneity. *Environment and Planning A*. **34**: 733-754.
- Paez A., T. Uchida y K. Miyamoto. 2002b: A General Framework for Estimation and Inference of Geographically Weighted Regression Models: 2: Spatial Association and Model Specification Tests. *Environment and Planning A*. **34**: 883-904.
- Parent, O. y S. Riou. 2005. Bayesian Analysis of Knowledge: Spillovers in European Regions. *Journal of Regional Science* **45**: 747-775.
- Quah D. 1996. Regional Convergence Clusters across Europe. *European Economic Review* **40**: 951-958.
- Ramajo, J., M. Márquez, G. Hewings y M. Salinas, 2007. Spatial Heterogeneity and Interregional Spillovers in the European Union: Do Cohesion Policies Encourage Convergence across Regions?. *European Economic Review*, en prensa.
- Rey, S. y M. Janikas. 2005. Regional Convergence, Inequality and Space. *Journal of Economic Geography* **8**: 155-176.
- Rietveld P. y H. Winstershoven. 1998. Border Effects and Spatial Autocorrelation in the Supply of Network Infrastructure. *Papers in Regional Science* **77**: 265-276.





**TABLA 3: Modelos  $\beta$ -convergencia estimados con regímenes espaciales**

	<i>Ecuación 13.a</i>		<i>Ecuación 13.b</i>		<i>Ecuación 13.c</i>		<i>Ecuación 13.d</i>		<i>Ecuación 13.e</i>		<i>Ecuación 13.f</i>		<i>Ecuación 13.g</i>	
	<i>Estima</i>	<i>t-ratio</i>	<i>Estima.</i>	<i>t-ratio.</i>	<i>Estima.</i>	<i>t-ratio</i>	<i>t-ratio</i>	<i>t-ratio</i>	<i>Estima.</i>	<i>t-ratio</i>	<i>Estima.</i>	<i>t-ratio</i>	<i>Estima.</i>	<i>t-ratio</i>
$\alpha / \alpha_c$	0.2217	21.48	0.1291	10.89	0.1756	14.87	0.1595	5.59	0.1206	8.27	0.1316	4.57	0.1177	8.07
$- / \alpha_p$	--	--	--	--	--	--	0.1189	9.29	0.2186	13.46	0.1361	10.02	0.2210	14.26
$\beta / \beta_c$	-0.0193	-18.82	-0.0107	-8.75	-0.0146	-12.35	-0.0083	-5.71	-0.0090	-6.13	-0.0079	-5.46	-0.0088	-5.94
$- / \beta_p$	--	--	--	--	--	--	-0.0165	-8.70	-0.0185	-10.95	-0.0163	-8.61	-0.0188	-11.66
$\theta / \theta_c$	--	--	-0.0007	-0.54	--	--	-0.0061	-2.13	--	--	-0.0041	-1.41	--	--
$- / \theta_p$	--	--	--	--	--	--	0.0066	3.43	--	--	0.0047	2.40	--	--
$\delta_1$	-0.0243	-3.04	-0.0209	-2.98	-0.0210	-2.53	-0.0283	-3.95	-0.0381	-4.44	-0.0283	-3.97	-0.0394	-4.65
$\delta_2$	-0.3497	-5.16	-0.2257	-3.83	-0.1915	-2.17	-0.3951	-5.82	-0.4034	-4.37	-0.3589	-5.30	-0.3930	-4.31
$\delta_3$	0.0034	8.17	0.0020	5.47	0.0029	7.45	0.0021	5.76	0.0023	6.04	0.0020	5.29	0.0023	5.86
$\gamma / \gamma_c / \lambda_c$	--	--	0.5043	18.79	0.5935	22.33	0.4920	18.24	0.5817	21.46	0.4228	12.52	0.5260	14.08
$- / \gamma_p^* / \lambda_p^*$	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	0.1796	4.40	0.1243	2.33
<b>MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO</b>														
	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>
<b>K-S</b>	1.28	0.076	1.35	0.052	1.17	0.130	1.21	0.107	1.18	0.123	1.201	0.112	1.143	0.146
<b>B-P</b>	44.26	0.112	50.99	0.050	50.54	0.043	48.37	0.145	50.55	0.068	54.28	0.066	54.15	0.054
<b>Chow</b>	13.60	0.000	35.06	0.000	52.96	0.000	--	--	--	--	--	--	--	--
<b>Autocorre.</b>														
<b>Moran I</b>	19.53	0.000	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
<b>LM-EL</b>	27.70	0.000	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
<b>LM-LE</b>	48.24	0.000	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
<b>RS-EL</b>	--	--	0.31	0.579	--	--	0.29	0.590	--	--	0.15	0.70	--	--
<b>RS-LE</b>	--	--	--	--	0.34	0.561	--	--	1.60	0.21	--	--	0.90	0.343
<b>LM<sup>LAG</sup><sub>break</sub></b>	--	--	0.70	0.402	--	--	13.51	0.000	--	--	--	--	--	--
<b>LM<sup>ERR</sup><sub>break</sub></b>	--	--	--	--	3.06	0.080	--	--	6.61	0.010	--	--	--	--
<b>LRCOM</b>	--	--	--	--	64.15	0.010	--	--	44.67	0.127	--	--	51.87	0.030
<b>Log-lik</b>	3875.26		4035.71		4029.32		4053.24		4055.80		4060.82		4058.48	
<b>INDICADORES DE CONVERGENCIA</b>														
<b>Tasa</b>	2.05%		1.11%		1.53%		Per	1.74%		1.96%		1.72%		1.99%
<b>Vida med.</b>	35.57 años		64.09 años		47.02 años			41.59 años		37.13 años		42.17 años		36.59%
<b>Tasa</b>	--		--		--		Cen	0.85%		0.93%		0.81%		0.90%
<b>Vida med</b>	--		--		--			82.77 años		76.26 años		87.30 años		78.63 años

K-S: test de normalidad de Kolmogorov-Smirnov. B-P: test de heterocedasticidad de Breush-Pagan, Breusch-Pagan (1979); en los modelos con efectos espaciales, se ha empleado su versión espacial (Anselin, 1988b). Chow: test de estabilidad estructural; en los modelos con efectos espaciales, se ha empleado su versión espacial (Anselin, 1988b). Moran-I: test de Moran de incorrelación espacial (Anselin, 1988a). LM-EL y LM-LE: contrastes LM de autocorrelación residual y de omisión de dinámica en la ecuación del modelo, respectivamente, robustos a errores locales de especificación en la hipótesis nula (Anselin et al, 1996). RS-LE y RS-EL: contrastes LM de autocorrelación residual y de omisión de dinámica en modelos tipo SEM o SLM, respectivamente (Anselin y Bera 1998). LRCOM: contraste LR de factores comunes (Burridge, 1981). Log-lik: logaritmo de la función de verosimilitud.

# FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

---

## DOCUMENTOS DE TRABAJO

### Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje  
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*  
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform  
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence  
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites  
riesgo neutral  
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90  
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification  
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality  
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en  
el nuevo IRPF  
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-  
pean Countries  
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España  
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado  
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas  
de capitalización individual: medida y comparación internacional.  
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad  
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.  
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.  
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.  
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.  
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.  
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey  
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.  
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.  
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.  
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.  
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.  
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.  
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.  
M<sup>a</sup> Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.  
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.  
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.  
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.  
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.  
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial  
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos  
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis  
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)  
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico  
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles  
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
- 195/2005 El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada  
Andrés Guiral Contreras y Francisco Esteso Sánchez
- 196/2005 La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva  
David Cantarero Prieto
- 197/2005 A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy  
José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
- 198/2005 ¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?  
Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave
- 199/2005 Análisis de impacto de los Fondos Estructurales Europeos recibidos por una economía regional: Un enfoque a través de Matrices de Contabilidad Social  
M. Carmen Lima y M. Alejandro Cardenete
- 200/2005 Does the development of non-cash payments affect monetary policy transmission?  
Santiago Carbó Valverde y Rafael López del Paso
- 201/2005 Firm and time varying technical and allocative efficiency: an application for port cargo handling firms  
Ana Rodríguez-Álvarez, Beatriz Tovar de la Fe y Lourdes Trujillo
- 202/2005 Contractual complexity in strategic alliances  
Jeffrey J. Reuer y Africa Ariño
- 203/2005 Factores determinantes de la evolución del empleo en las empresas adquiridas por opa  
Nuria Alcalde Fradejas y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 204/2005 Nonlinear Forecasting in Economics: a comparison between Comprehension Approach versus Learning Approach. An Application to Spanish Time Series  
Elena Olmedo, Juan M. Valderas, Ricardo Gimeno and Lorenzo Escot

- 205/2005 Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España  
Esther Decimavilla, Carlos San Juan y Stefan Sperlich
- 206/2005 Interregional migration in Spain: a semiparametric analysis  
Adolfo Maza y José Villaverde
- 207/2005 Productivity growth in European banking  
Carmen Murillo-Melchor, José Manuel Pastor y Emili Tortosa-Ausina
- 208/2005 Explaining Bank Cost Efficiency in Europe: Environmental and Productivity Influences.  
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso
- 209/2005 La elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no separables intratemporalmente: los casos de Alemania, España y Francia.  
Elena Márquez de la Cruz, Ana R. Martínez Cañete y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 210/2005 Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español.  
Begoña Font-Belaire y Alfredo Juan Grau-Grau
- 211/2005 Permanent income, convergence and inequality among countries  
José M. Pastor and Lorenzo Serrano
- 212/2005 The Latin Model of Welfare: Do 'Insertion Contracts' Reduce Long-Term Dependence?  
Luis Ayala and Magdalena Rodríguez
- 213/2005 The effect of geographic expansion on the productivity of Spanish savings banks  
Manuel Illueca, José M. Pastor and Emili Tortosa-Ausina
- 214/2005 Dynamic network interconnection under consumer switching costs  
Ángel Luis López Rodríguez
- 215/2005 La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa  
Marta Rahona López
- 216/2005 The valuation of spanish ipos: efficiency analysis  
Susana Álvarez Otero
- 217/2005 On the generation of a regular multi-input multi-output technology using parametric output distance functions  
Sergio Perelman and Daniel Santin
- 218/2005 La gobernanza de los procesos parlamentarios: la organización industrial del congreso de los diputados en España  
Gonzalo Caballero Miguez
- 219/2005 Determinants of bank market structure: Efficiency and political economy variables  
Francisco González
- 220/2005 Agresividad de las órdenes introducidas en el mercado español: estrategias, determinantes y medidas de performance  
David Abad Díaz

- 221/2005 Tendencia post-anuncio de resultados contables: evidencia para el mercado español  
Carlos Forner Rodríguez, Joaquín Marhuenda Fructuoso y Sonia Sanabria García
- 222/2005 Human capital accumulation and geography: empirical evidence in the European Union  
Jesús López-Rodríguez, J. Andrés Faña y Jose Lopez Rodríguez
- 223/2005 Auditors' Forecasting in Going Concern Decisions: Framing, Confidence and Information Processing  
Waymond Rodgers and Andrés Guiral
- 224/2005 The effect of Structural Fund spending on the Galician region: an assessment of the 1994-1999 and 2000-2006 Galician CSFs  
José Ramón Cancelo de la Torre, J. Andrés Faña and Jesús López-Rodríguez
- 225/2005 The effects of ownership structure and board composition on the audit committee activity: Spanish evidence  
Carlos Fernández Méndez and Rubén Arrondo García
- 226/2005 Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan loss provisions  
Ana Rosa Fonseca and Francisco González
- 227/2005 Incumplimiento fiscal en el irpf (1993-2000): un análisis de sus factores determinantes  
Alejandro Estellér Moré
- 228/2005 Region versus Industry effects: volatility transmission  
Pilar Soriano Felipe and Francisco J. Climent Diranzo
- 229/2005 Concurrent Engineering: The Moderating Effect Of Uncertainty On New Product Development Success  
Daniel Vázquez-Bustelo and Sandra Valle
- 230/2005 On zero lower bound traps: a framework for the analysis of monetary policy in the 'age' of central banks  
Alfonso Palacio-Vera
- 231/2005 Reconciling Sustainability and Discounting in Cost Benefit Analysis: a methodological proposal  
M. Carmen Almansa Sáez and Javier Calatrava Requena
- 232/2005 Can The Excess Of Liquidity Affect The Effectiveness Of The European Monetary Policy?  
Santiago Carbó Valverde and Rafael López del Paso
- 233/2005 Inheritance Taxes In The Eu Fiscal Systems: The Present Situation And Future Perspectives.  
Miguel Angel Barberán Lahuerta
- 234/2006 Bank Ownership And Informativeness Of Earnings.  
V́ctor M. González
- 235/2006 Developing A Predictive Method: A Comparative Study Of The Partial Least Squares Vs Maximum Likelihood Techniques.  
Waymond Rodgers, Paul Pavlou and Andres Guiral.
- 236/2006 Using Compromise Programming for Macroeconomic Policy Making in a General Equilibrium Framework: Theory and Application to the Spanish Economy.  
Francisco J. André, M. Alejandro Cardenete y Carlos Romero.

- 237/2006 Bank Market Power And Sme Financing Constraints.  
Santiago Carbó-Valverde, Francisco Rodríguez-Fernández y Gregory F. Udell.
- 238/2006 Trade Effects Of Monetary Agreements: Evidence For Oecd Countries.  
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano.
- 239/2006 The Quality Of Institutions: A Genetic Programming Approach.  
Marcos Álvarez-Díaz y Gonzalo Caballero Miguez.
- 240/2006 La interacción entre el éxito competitivo y las condiciones del mercado doméstico como determinantes de la decisión de exportación en las Pymes.  
Francisco García Pérez.
- 241/2006 Una estimación de la depreciación del capital humano por sectores, por ocupación y en el tiempo.  
Inés P. Murillo.
- 242/2006 Consumption And Leisure Externalities, Economic Growth And Equilibrium Efficiency.  
Manuel A. Gómez.
- 243/2006 Measuring efficiency in education: an analysis of different approaches for incorporating non-discretionary inputs.  
Jose Manuel Cordero-Ferrera, Francisco Pedraja-Chaparro y Javier Salinas-Jiménez
- 244/2006 Did The European Exchange-Rate Mechanism Contribute To The Integration Of Peripheral Countries?.  
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano
- 245/2006 Intergenerational Health Mobility: An Empirical Approach Based On The Echp.  
Marta Pascual and David Cantarero
- 246/2006 Measurement and analysis of the Spanish Stock Exchange using the Lyapunov exponent with digital technology.  
Salvador Rojí Ferrari and Ana Gonzalez Marcos
- 247/2006 Testing For Structural Breaks In Variance With additive Outliers And Measurement Errors.  
Paulo M.M. Rodrigues and Antonio Rubia
- 248/2006 The Cost Of Market Power In Banking: Social Welfare Loss Vs. Cost Inefficiency.  
Joaquín Maudos and Juan Fernández de Guevara
- 249/2006 Elasticidades de largo plazo de la demanda de vivienda: evidencia para España (1885-2000).  
Desiderio Romero Jordán, José Félix Sanz Sanz y César Pérez López
- 250/2006 Regional Income Disparities in Europe: What role for location?.  
Jesús López-Rodríguez and J. Andrés Faña
- 251/2006 Funciones abreviadas de bienestar social: Una forma sencilla de simultanear la medición de la eficiencia y la equidad de las políticas de gasto público.  
Nuria Badenes Plá y Daniel Santín González
- 252/2006 "The momentum effect in the Spanish stock market: Omitted risk factors or investor behaviour?".  
Luis Muga and Rafael Santamaría
- 253/2006 Dinámica de precios en el mercado español de gasolina: un equilibrio de colusión tácita.  
Jordi Perdiguero García

- 254/2006 Desigualdad regional en España: renta permanente versus renta corriente.  
José M.Pastor, Empar Pons y Lorenzo Serrano
- 255/2006 Environmental implications of organic food preferences: an application of the impure public goods model.  
Ana Maria Aldanondo-Ochoa y Carmen Almansa-Sáez
- 256/2006 Family tax credits versus family allowances when labour supply matters: Evidence for Spain.  
José Felix Sanz-Sanz, Desiderio Romero-Jordán y Santiago Álvarez-García
- 257/2006 La internacionalización de la empresa manufacturera española: efectos del capital humano genérico y específico.  
José López Rodríguez
- 258/2006 Evaluación de las migraciones interregionales en España, 1996-2004.  
María Martínez Torres
- 259/2006 Efficiency and market power in Spanish banking.  
Rolf Färe, Shawna Grosskopf y Emili Tortosa-Ausina.
- 260/2006 Asimetrías en volatilidad, beta y contagios entre las empresas grandes y pequeñas cotizadas en la bolsa española.  
Helena Chuliá y Hipòlit Torró.
- 261/2006 Birth Replacement Ratios: New Measures of Period Population Replacement.  
José Antonio Ortega.
- 262/2006 Accidentes de tráfico, víctimas mortales y consumo de alcohol.  
José M<sup>a</sup> Arranz y Ana I. Gil.
- 263/2006 Análisis de la Presencia de la Mujer en los Consejos de Administración de las Mil Mayores Empresas Españolas.  
Ruth Mateos de Cabo, Lorenzo Escot Mangas y Ricardo Gimeno Nogués.
- 264/2006 Crisis y Reforma del Pacto de Estabilidad y Crecimiento. Las Limitaciones de la Política Económica en Europa.  
Ignacio Álvarez Peralta.
- 265/2006 Have Child Tax Allowances Affected Family Size? A Microdata Study For Spain (1996-2000).  
Jaime Vallés-Giménez y Anabel Zárata-Marco.
- 266/2006 Health Human Capital And The Shift From Foraging To Farming.  
Paolo Rungo.
- 267/2006 Financiación Autonómica y Política de la Competencia: El Mercado de Gasolina en Canarias.  
Juan Luis Jiménez y Jordi Perdiguero.
- 268/2006 El cumplimiento del Protocolo de Kyoto para los hogares españoles: el papel de la imposición sobre la energía.  
Desiderio Romero-Jordán y José Félix Sanz-Sanz.
- 269/2006 Banking competition, financial dependence and economic growth  
Joaquín Maudos y Juan Fernández de Guevara
- 270/2006 Efficiency, subsidies and environmental adaptation of animal farming under CAP  
Werner Kleinhanß, Carmen Murillo, Carlos San Juan y Stefan Sperlich



- 271/2006 Interest Groups, Incentives to Cooperation and Decision-Making Process in the European Union  
A. Garcia-Lorenzo y Jesús López-Rodríguez
- 272/2006 Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español  
Luis Muga y Rafael Santamaría
- 273/2006 Valoración de capital-riesgo en proyectos de base tecnológica e innovadora a través de la teoría de opciones reales  
Gracia Rubio Martín
- 274/2006 Capital stock and unemployment: searching for the missing link  
Ana Rosa Martínez-Cañete, Elena Márquez de la Cruz, Alfonso Palacio-Vera and Inés Pérez-Soba Aguilar
- 275/2006 Study of the influence of the voters' political culture on vote decision through the simulation of a political competition problem in Spain  
Sagrario Lantarón, Isabel Lillo, M<sup>a</sup> Dolores López and Javier Rodrigo
- 276/2006 Investment and growth in Europe during the Golden Age  
Antonio Cubel and M<sup>a</sup> Teresa Sanchis
- 277/2006 Efectos de vincular la pensión pública a la inversión en cantidad y calidad de hijos en un modelo de equilibrio general  
Robert Meneu Gaya
- 278/2006 El consumo y la valoración de activos  
Elena Márquez y Belén Nieto
- 279/2006 Economic growth and currency crisis: A real exchange rate entropic approach  
David Matesanz Gómez y Guillermo J. Ortega
- 280/2006 Three measures of returns to education: An illustration for the case of Spain  
María Arrazola y José de Hevia
- 281/2006 Composition of Firms versus Composition of Jobs  
Antoni Cunyat
- 282/2006 La vocación internacional de un holding tranviario belga: la Compagnie Mutuelle de Tramways, 1895-1918  
Alberte Martínez López
- 283/2006 Una visión panorámica de las entidades de crédito en España en la última década.  
Constantino García Ramos
- 284/2006 Foreign Capital and Business Strategies: a comparative analysis of urban transport in Madrid and Barcelona, 1871-1925  
Alberte Martínez López
- 285/2006 Los intereses belgas en la red ferroviaria catalana, 1890-1936  
Alberte Martínez López
- 286/2006 The Governance of Quality: The Case of the Agrifood Brand Names  
Marta Fernández Barcala, Manuel González-Díaz y Emmanuel Raynaud
- 287/2006 Modelling the role of health status in the transition out of malthusian equilibrium  
Paolo Rungo, Luis Currais and Berta Rivera
- 288/2006 Industrial Effects of Climate Change Policies through the EU Emissions Trading Scheme  
Xavier Labandeira and Miguel Rodríguez

- 289/2006 Globalisation and the Composition of Government Spending: An analysis for OECD countries  
Norman Gemmell, Richard Kneller and Ismael Sanz
- 290/2006 La producción de energía eléctrica en España: Análisis económico de la actividad tras la liberalización del Sector Eléctrico  
Fernando Hernández Martínez
- 291/2006 Further considerations on the link between adjustment costs and the productivity of R&D investment: evidence for Spain  
Desiderio Romero-Jordán, José Félix Sanz-Sanz and Inmaculada Álvarez-Ayuso
- 292/2006 Una teoría sobre la contribución de la función de compras al rendimiento empresarial  
Javier González Benito
- 293/2006 Agility drivers, enablers and outcomes: empirical test of an integrated agile manufacturing model  
Daniel Vázquez-Bustelo, Lucía Avella and Esteban Fernández
- 294/2006 Testing the parametric vs the semiparametric generalized mixed effects models  
María José Lombardía and Stefan Sperlich
- 295/2006 Nonlinear dynamics in energy futures  
Mariano Matilla-García
- 296/2006 Estimating Spatial Models By Generalized Maximum Entropy Or How To Get Rid Of W  
Esteban Fernández Vázquez, Matías Mayor Fernández and Jorge Rodríguez-Valez
- 297/2006 Optimización fiscal en las transmisiones lucrativas: análisis metodológico  
Félix Domínguez Barrero
- 298/2006 La situación actual de la banca online en España  
Francisco José Climent Diranzo y Alexandre Momparler Pechuán
- 299/2006 Estrategia competitiva y rendimiento del negocio: el papel mediador de la estrategia y las capacidades productivas  
Javier González Benito y Isabel Suárez González
- 300/2006 A Parametric Model to Estimate Risk in a Fixed Income Portfolio  
Pilar Abad and Sonia Benito
- 301/2007 Análisis Empírico de las Preferencias Sociales Respecto del Gasto en Obra Social de las Cajas de Ahorros  
Alejandro Esteller-Moré, Jonathan Jorba Jiménez y Albert Solé-Ollé
- 302/2007 Assessing the enlargement and deepening of regional trading blocs: The European Union case  
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano
- 303/2007 ¿Es la Franquicia un Medio de Financiación?: Evidencia para el Caso Español  
Vanessa Solís Rodríguez y Manuel González Díaz
- 304/2007 On the Finite-Sample Biases in Nonparametric Testing for Variance Constancy  
Paulo M.M. Rodrigues and Antonio Rubia
- 305/2007 Spain is Different: Relative Wages 1989-98  
José Antonio Carrasco Gallego

- 306/2007 Poverty reduction and SAM multipliers: An evaluation of public policies in a regional framework  
Francisco Javier De Miguel-Vélez y Jesús Pérez-Mayo
- 307/2007 La Eficiencia en la Gestión del Riesgo de Crédito en las Cajas de Ahorro  
Marcelino Martínez Cabrera
- 308/2007 Optimal environmental policy in transport: unintended effects on consumers' generalized price  
M. Pilar Socorro and Ofelia Betancor
- 309/2007 Agricultural Productivity in the European Regions: Trends and Explanatory Factors  
Roberto Ezcurra, Belen Iraizoz, Pedro Pascual and Manuel Rapún
- 310/2007 Long-run Regional Population Divergence and Modern Economic Growth in Europe: a Case Study of Spain  
María Isabel Ayuda, Fernando Collantes and Vicente Pinilla
- 311/2007 Financial Information effects on the measurement of Commercial Banks' Efficiency  
Borja Amor, María T. Tascón and José L. Fanjul
- 312/2007 Neutralidad e incentivos de las inversiones financieras en el nuevo IRPF  
Félix Domínguez Barrero
- 313/2007 The Effects of Corporate Social Responsibility Perceptions on The Valuation of Common Stock  
Waymond Rodgers , Helen Choy and Andres Guiral-Contreras
- 314/2007 Country Creditor Rights, Information Sharing and Commercial Banks' Profitability Persistence across the world  
Borja Amor, María T. Tascón and José L. Fanjul
- 315/2007 ¿Es Relevante el Déficit Corriente en una Unión Monetaria? El Caso Español  
Javier Blanco González y Ignacio del Rosal Fernández
- 316/2007 The Impact of Credit Rating Announcements on Spanish Corporate Fixed Income Performance: Returns, Yields and Liquidity  
Pilar Abad, Antonio Díaz and M. Dolores Robles
- 317/2007 Indicadores de Lealtad al Establecimiento y Formato Comercial Basados en la Distribución del Presupuesto  
Cesar Augusto Bustos Reyes y Óscar González Benito
- 318/2007 Migrants and Market Potential in Spain over The XXth Century: A Test Of The New Economic Geography  
Daniel A. Tirado, Jordi Pons, Elisenda Paluzie and Javier Silvestre
- 319/2007 El Impacto del Coste de Oportunidad de la Actividad Emprendedora en la Intención de los Ciudadanos Europeos de Crear Empresas  
Luis Miguel Zapico Aldeano
- 320/2007 Los belgas y los ferrocarriles de vía estrecha en España, 1887-1936  
Alberte Martínez López
- 321/2007 Competición política bipartidista. Estudio geométrico del equilibrio en un caso ponderado  
Isabel Lillo, M<sup>a</sup> Dolores López y Javier Rodrigo
- 322/2007 Human resource management and environment management systems: an empirical study  
M<sup>a</sup> Concepción López Fernández, Ana M<sup>a</sup> Serrano Bedía and Gema García Piqueres

- 323/2007 Wood and industrialization. evidence and hypotheses from the case of Spain, 1860-1935.  
Iñaki Iriarte-Goñi and María Isabel Ayuda Bosque
- 324/2007 New evidence on long-run monetary neutrality.  
J. Cunado, L.A. Gil-Alana and F. Perez de Gracia
- 325/2007 Monetary policy and structural changes in the volatility of us interest rates.  
Juncal Cuñado, Javier Gomez Biscarri and Fernando Perez de Gracia
- 326/2007 The productivity effects of intrafirm diffusion.  
Lucio Fuentelsaz, Jaime Gómez and Sergio Palomas
- 327/2007 Unemployment duration, layoffs and competing risks.  
J.M. Arranz, C. García-Serrano and L. Toharia
- 328/2007 El grado de cobertura del gasto público en España respecto a la UE-15  
Nuria Rueda, Begoña Barruso, Carmen Calderón y M<sup>a</sup> del Mar Herrador
- 329/2007 The Impact of Direct Subsidies in Spain before and after the CAP'92 Reform  
Carmen Murillo, Carlos San Juan and Stefan Sperlich
- 330/2007 Determinants of post-privatisation performance of Spanish divested firms  
Laura Cabeza García and Silvia Gómez Ansón
- 331/2007 ¿Por qué deciden diversificar las empresas españolas? Razones oportunistas versus razones económicas  
Almudena Martínez Campillo
- 332/2007 Dynamical Hierarchical Tree in Currency Markets  
Juan Gabriel Brida, David Matesanz Gómez and Wiston Adrián Risso
- 333/2007 Los determinantes sociodemográficos del gasto sanitario. Análisis con microdatos individuales  
Ana María Angulo, Ramón Barberán, Pilar Egea y Jesús Mur
- 334/2007 Why do companies go private? The Spanish case  
Inés Pérez-Soba Aguilar
- 335/2007 The use of gis to study transport for disabled people  
Verónica Cañal Fernández
- 336/2007 The long run consequences of M&A: An empirical application  
Cristina Bernad, Lucio Fuentelsaz and Jaime Gómez
- 337/2007 Las clasificaciones de materias en economía: principios para el desarrollo de una nueva clasificación  
Valentín Edo Hernández
- 338/2007 Reforming Taxes and Improving Health: A Revenue-Neutral Tax Reform to Eliminate Medical and Pharmaceutical VAT  
Santiago Álvarez-García, Carlos Pestana Barros y Juan Prieto-Rodríguez
- 339/2007 Impacts of an iron and steel plant on residential property values  
Celia Bilbao-Terol
- 340/2007 Firm size and capital structure: Evidence using dynamic panel data  
Víctor M. González and Francisco González

- 341/2007 ¿Cómo organizar una cadena hotelera? La elección de la forma de gobierno  
Marta Fernández Barcala y Manuel González Díaz
- 342/2007 Análisis de los efectos de la decisión de diversificar: un contraste del marco teórico “Agencia-  
Stewardship”  
Almudena Martínez Campillo y Roberto Fernández Gago
- 343/2007 Selecting portfolios given multiple eurostoxx-based uncertainty scenarios: a stochastic goal pro-  
gramming approach from fuzzy betas  
Enrique Ballester, Blanca Pérez-Gladish, Mar Arenas-Parra and Amelia Bilbao-Terol
- 344/2007 “El bienestar de los inmigrantes y los factores implicados en la decisión de emigrar”  
Anastasia Hernández Alemán y Carmelo J. León
- 345/2007 Governance Decisions in the R&D Process: An Integrative Framework Based on TCT and Know-  
ledge View of The Firm.  
Andrea Martínez-Noya and Esteban García-Canal
- 346/2007 Diferencias salariales entre empresas públicas y privadas. El caso español  
Begoña Cueto y Nuria Sánchez- Sánchez
- 347/2007 Effects of Fiscal Treatments of Second Home Ownership on Renting Supply  
Celia Bilbao Terol and Juan Prieto Rodríguez
- 348/2007 Auditors’ ethical dilemmas in the going concern evaluation  
Andres Guiral, Waymond Rodgers, Emiliano Ruiz and Jose A. Gonzalo
- 349/2007 Convergencia en capital humano en España. Un análisis regional para el periodo 1970-2004  
Susana Morales Sequera y Carmen Pérez Esparrells
- 350/2007 Socially responsible investment: mutual funds portfolio selection using fuzzy multiobjective pro-  
gramming  
Blanca M<sup>a</sup> Pérez-Gladish, Mar Arenas-Parra , Amelia Bilbao-Terol and M<sup>a</sup> Victoria Rodríguez-  
Uría
- 351/2007 Persistencia del resultado contable y sus componentes: implicaciones de la medida de ajustes por  
devengo  
Raúl Iñiguez Sánchez y Francisco Poveda Fuentes
- 352/2007 Wage Inequality and Globalisation: What can we Learn from the Past? A General Equilibrium  
Approach  
Concha Betrán, Javier Ferri and Maria A. Pons
- 353/2007 Eficacia de los incentivos fiscales a la inversión en I+D en España en los años noventa  
Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz
- 354/2007 Convergencia regional en renta y bienestar en España  
Robert Meneu Gaya
- 355/2007 Tributación ambiental: Estado de la Cuestión y Experiencia en España  
Ana Carrera Poncela
- 356/2007 Salient features of dependence in daily us stock market indices  
Luis A. Gil-Alana, Juncal Cuñado and Fernando Pérez de Gracia
- 357/2007 La educación superior: ¿un gasto o una inversión rentable para el sector público?  
Inés P. Murillo y Francisco Pedraja

- 358/2007 Effects of a reduction of working hours on a model with job creation and job destruction  
Emilio Domínguez, Miren Ullibarri y Idoya Zabaleta
- 359/2007 Stock split size, signaling and earnings management: Evidence from the Spanish market  
José Yagüe, J. Carlos Gómez-Sala and Francisco Poveda-Fuentes
- 360/2007 Modelización de las expectativas y estrategias de inversión en mercados de derivados  
Begoña Font-Belaire
- 361/2008 Trade in capital goods during the golden age, 1953-1973  
M<sup>a</sup> Teresa Sanchis and Antonio Cubel
- 362/2008 El capital económico por riesgo operacional: una aplicación del modelo de distribución de pérdidas  
Enrique José Jiménez Rodríguez y José Manuel Fera Domínguez
- 363/2008 The drivers of effectiveness in competition policy  
Joan-Ramon Borrell and Juan-Luis Jiménez
- 364/2008 Corporate governance structure and board of directors remuneration policies: evidence from Spain  
Carlos Fernández Méndez, Rubén Arrondo García and Enrique Fernández Rodríguez
- 365/2008 Beyond the disciplinary role of governance: how boards and donors add value to Spanish foundations  
Pablo De Andrés Alonso, Valentín Azofra Palenzuela y M. Elena Romero Merino
- 366/2008 Complejidad y perfeccionamiento contractual para la contención del oportunismo en los acuerdos de franquicia  
Vanessa Solís Rodríguez y Manuel González Díaz
- 367/2008 Inestabilidad y convergencia entre las regiones europeas  
Jesús Mur, Fernando López y Ana Angulo