

Disparidades económicas sobre unidades territoriales menores: análisis de convergencia^a

Luis César Herrero Prieto *, Víctor Fernando Figueroa Arcila ** y José Ángel Sanz Lara ***

RESUMEN: El objetivo fundamental de este trabajo es analizar la aplicabilidad de los modelos de convergencia económica en unidades territoriales menores y sobre la base de la estimación de indicadores sintéticos de desarrollo. Para tal efecto, se postula la aplicación de modelos de regresión espacial a partir de un índice compuesto de desarrollo con desagregación municipal y construido mediante técnicas de análisis multivariante. La aplicación de esta metodología se realiza sobre una región prototipo, el sistema municipal de la Comunidad Autónoma de Castilla y León durante el periodo 1981-2001, con el fin de mostrar también la evolución de las disparidades territoriales en este ámbito.

Clasificación JEL: I32, O18, R11, C82.

Palabras clave: Convergencia económica, disparidades territoriales, índices sintéticos de desarrollo, unidades territoriales menores.

Economic disparities on smaller territorial units: convergence analysis

ABSTRACT: The principal aim of this work is to analyse the applicability of economic convergence models to small territorial units, based on synthetic development indicator estimates. For this, we apply spatial regression models based on a composite development indicator with municipal disintegration, built using multivariate analysis methods. The methodological application is carried out on a prototype region, the system of municipal economies within the Autonomous Community of Castilla y León in Spain, during the period 1981-2001.

^a Este trabajo ha sido posible gracias a una Ayuda a la Investigación de la Consejería de Economía y Empleo de la Junta de Castilla y León, España (Proyecto núm. 067/04).

* Autor para correspondencia. Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Valladolid. Paseo Prado de la Magdalena s/n. 47005-Valladolid (España). Telf.: 983-423577. Fax: 983-423056. Email: herrero@emp.uva.es.

** Instituto de Estadística. Universidad Austral de Chile.

*** Departamento de Economía Financiera y Contabilidad. Universidad de Valladolid.

Recibido: 26 de junio de 2008 / Aceptado: 22 de octubre de 2009.

JEL Classification: I32, O18, R11, C82.

Keywords: Economic convergence, territorial disparities, compound indicator of development, smaller territorial units.

1. Introducción

Parece fuera de toda duda la estrecha conexión existente entre el marco territorial y el marco económico en los procesos de crecimiento y desarrollo económico, de manera que resulta necesario incluir el hecho espacial dentro del análisis económico ortodoxo, no como un factor corrector o fuente de costes, ni como un factor específico que da lugar a estudios particularizados, sino como variable fundamental en el análisis que condiciona los resultados y la distribución de las actividades económicas y, por tanto, los planteamientos normativos sobre las estrategias de desarrollo económico en un espacio determinado. Sin embargo, si bien es cierto que los procesos de desarrollo y crecimiento no pueden ser separados de manera absoluta, la dinámica territorial del desarrollo presenta características particulares en cuanto a su génesis y expansión, generándose de esta manera desigualdades espaciales que obligan a tomar una mayor conciencia de los desequilibrios que se generan en los territorios y a emprender acciones para cuantificarlos y luego intentar corregirlos.

En atención a lo anterior, han cobrado fuerza en los últimos tiempos los estudios sobre crecimiento y desarrollo de tipo longitudinal, donde no solamente interesa la situación de las disparidades económicas que presentan determinados espacios territoriales en un instante particular del tiempo, sino que fundamentalmente se trata de llegar a conocer con suficiente nitidez la evolución temporal de este fenómeno. A este respecto, cabe señalar que el análisis empírico del proceso de convergencia entre distintas economías se ha realizado habitualmente utilizando como variable de estudio la renta per cápita o la productividad, manteniendo con ello la tendencia clásica de analizar más bien el crecimiento que el desarrollo. Además las conclusiones que se han obtenido, relativas a la existencia de convergencia o divergencia económica, son diversas, dependiendo en gran medida del enfoque metodológico adoptado. Sin embargo, los estudios más recientes, sobre todo en el ámbito de la Unión Europea, sostienen una postura más o menos común, en el sentido de que la convergencia económica es un proceso que llegó a su fin a principios de la década de los ochenta, luego de lo cual la evolución económica de las regiones europeas muestra un panorama mucho más complejo donde se manifiestan situaciones de convergencia y divergencia, junto con la creación de clubes de convergencia que tienden a estados estacionarios distintos (López Bazo *et al.*, 1999; Boldrin y Canova, 2000; Rodríguez-Pose y Petrakos, 2004; Fischer y Stirböck, 2006, Cuadrado Roura y Garrido, 2006).

Por su parte, España no ha estado ajena al enorme interés que ha suscitado el análisis de la convergencia económica, enfocándose los estudios, tanto desde la perspectiva de las diferencias externas con respecto a los demás países de la Unión Europea (De la Fuente, 1998; Martín y Velázquez, 2001), así como también desde el punto de vista de las disparidades internas, tomando como referencia la división administrativa

del Estado en Comunidades Autónomas y/o provincias (Mas *et al.*, 1995; de la Fuente, 1996b; Cuadrado Roura, 1998; Garrido, 2002; y Villaverde, 2004). En este último caso, a través de distintas estrategias metodológicas, la mayoría de los estudios coinciden en señalar también el estancamiento de la convergencia en renta por habitante desde comienzos de los años ochenta.

Adicionalmente a lo anterior, estudios recientes han innovado tanto en la incorporación de nuevos desarrollos en las técnicas de análisis espacio temporal, así como también en las unidades de análisis y en las variables de estudio¹. Al respecto y a modo de ilustración cabe mencionar los trabajos de Le Gallo y Ertur (2003) y Le Gallo (2004) que en un estudio espacio temporal sobre la evolución de disparidades entre regiones europeas en el periodo 1980-1995, encuentran fuerte evidencia de autocorrelación espacial, global y local, para el PIB per cápita durante el periodo, comprobando con ello la persistencia de las disparidades espaciales entre las regiones europeas. En la misma línea, Le Gallo y Chasco (2008) para el caso de España, concluyen que la evolución del crecimiento poblacional urbano en el periodo 1900-2001 ha tenido dos fases principales, divergencia en el periodo 1900-1980, y convergencia en el periodo 1980-2001. Por su parte, Peeters (2008) al estudiar la relación entre la migración agregada y la distribución del ingreso en los municipios de Bélgica, concluyen que el patrón de inmigración en la década de los noventa provee las bases para un proceso acumulativo de divergencia en el ingreso per cápita. En Latinoamérica, y particularmente en un análisis sobre los estados brasileños, Magalhaes *et al.* (2005), tomando como variable el ingreso per cápita de cada Estado, llegan a concluir que más que un proceso de convergencia global en el periodo 1970-1995, parece presentarse algún tipo de clubes de convergencia. Conclusiones parecidas se obtienen en otros países del área, según confirman la colección de trabajos editados por Mancha y Sotelsek (2001).

Sin embargo, en términos generales en todo este panorama apenas se han realizado estudios de convergencia que consideren *unidades territoriales menores*, como son los municipios en el caso español², y que utilicen para ello una variable compleja de desarrollo, como lo sería un indicador sintético de renta municipal. La razón probablemente resida en la dificultad de obtener información objetiva de producción o productividad con este nivel de desagregación espacial, sino a lo sumo un conjunto de variables representativas de la actividad económica, el nivel dotacional y características sociodemográficas de los municipios, conformando con ello un análisis de convergencia en desarrollo de unidades territoriales menores, más que un mero análisis de convergencia económica. Por tanto, el estudio de la convergencia municipal en términos de una noción multivariante del desarrollo económico surge como un reto importante para el análisis económico regional, no sólo por la connotación que tiene en términos de nivel de vida y bienestar de la población en los municipios, sino

¹ Véase, a modo de manuales referentes de econometría espacial, Anselin (1988), Moreno y Vayá (2000) y más recientemente Arbia y Baltagi (2009).

² Pueden verse estudios con este nivel de desagregación espacial en Higgins *et al.* (2006) para el caso de los Estados Unidos, y Valdivia (2008) y Guerrero (2007) para México. Chasco y López (2004) analizan los municipios de la región de Murcia.

también por entregar antecedentes relevantes para reafirmar o discutir la validez de determinadas teorías del crecimiento y distintos modelos de convergencia, así como por permitir analizar las disparidades económicas territoriales con un nivel de desagregación microespacial.

Teniendo presente lo anterior, en esta investigación se postula la aplicación de modelos de convergencia para estudiar la evolución temporal del desarrollo socioeconómico de los municipios de una entidad regional prototipo, como es la Comunidad Autónoma de Castilla y León en España, utilizando para ello un indicador compuesto de desarrollo que agrupa los factores principales de una función de producción espacial. Se toma esta región como prototipo donde validar nuestra propuesta metodológica, aun considerando la dificultad de su particular estructura territorial, con una sobreabundancia de municipios de tamaño pequeño y orientación productiva uniforme. No obstante, a través de distintas hipótesis de convergencia no condicional y condicionada se llega a perfilar, sobre la base de la trayectoria de estas economías municipales en los últimos veinte años, el comportamiento que en términos de desarrollo se espera tengan a futuro y, por tanto, la evolución tendencial del modelo económico territorial de la región de Castilla y León.

De esta forma, el contenido del presente trabajo se desarrolla en cinco secciones: después de esta primera introductoria, en la sección 2 se entrega una visión sintética de los conceptos teóricos relativos a la construcción de indicadores sintéticos y a la convergencia económica y su medición; en la sección 3 se presenta la construcción de un Índice Compuesto de Desarrollo sobre unidades territoriales menores de la región objeto de estudio; en la sección 4 se analizan los resultados de la aplicación empírica del análisis exploratorio de datos espaciales y estimación de la convergencia al desarrollo municipal de esta región; y por último, en la sección 5 se presentan las principales conclusiones de la investigación.

2. Marco teórico y conceptual

El problema del desarrollo económico ha sido una preocupación constante de la mayoría de los países y de los organismos internacionales especializados; pese a ello, en el nivel teórico, siempre se han presentado dificultades en su definición, pues el concepto de desarrollo, si bien es fácil de intuir, no por ello se está en completo acuerdo en el momento de interpretar tal definición. Por una parte, el desarrollo se ha venido asimilando a los conceptos de crecimiento económico y de bienestar, bajo el razonamiento de que cuanto mayor es el aumento del PIB, mayor es la riqueza para el país, y por consiguiente, ello implica mayor bienestar y felicidad. Este enfoque materialista se empezó a superar a finales de los años sesenta, cuando Seers (1970) extrae el concepto de desarrollo del plano exclusivamente cuantitativo como medida de la capacidad de producción material de la economía, y lo coloca en un plano sociológico, al afirmar que el desarrollo es un concepto valórico, que tiene un trasfondo cultural muy localizado; y sostiene que, para su medición, debemos preguntarnos acerca de las condiciones necesarias que deben darse para la realización del potencial

de la personalidad humana. A partir de entonces y de forma paulatina, el concepto de desarrollo ha ido perdiendo su carácter estrictamente cuantitativo para transformarse en un concepto más cualitativo, donde cada vez más tendemos a verlo como un proceso complejo, multidimensional, que tiende a acercarse más bien a la noción de calidad de vida de los ciudadanos. No obstante, a pesar de este consenso científico acerca de la naturaleza cualitativa y compleja del concepto de desarrollo económico, la mayor parte de los instrumentos de medición de las disparidades territoriales y de intervención compensatoria para procurar su corrección, todavía se siguen basando en variables objetivas como el PIB per cápita, como es el caso particular de la Política Regional Europea, de manera que van surgiendo voces críticas frente a esta simplificación y aparecen propuestas de reformulación fundamentadas en indicadores compuestos que se ajusten de forma más afinada al concepto de cohesión económica y social (véase Cuadrado Roura y Marcos, 2005).

Como consecuencia de esta concepción multidimensional del desarrollo que estamos planteando, la cuantificación de los desequilibrios territoriales se hace mucho más compleja, por cuanto si medir aspectos cuantitativos resulta difícil, mucho más difícil aún es tratar de medir aspectos subjetivos. Por esta razón la línea metodológica del enfoque de los indicadores sociales, que se inició a nivel internacional a partir del informe sobre «Definición internacional y medida de los niveles de vida», publicado por el Consejo Económico y Social de las Naciones Unidas (1960) ha sido, pese a sus limitaciones, la predominante en los Organismos Internacionales especializados tales como la OCDE y las Naciones Unidas, y la utilizada por diversos investigadores para realizar estudios del desarrollo fundamentalmente de corte transversal³. La diferencia con la forma clásica, que considera que el nivel de bienestar de un individuo viene determinado principalmente por una variable económica, habitualmente sus ingresos radican en considerar que son muchos los aspectos que configuran el bienestar de una sociedad, y no sólo el ingreso y la equidad. De esta manera, veamos seguidamente el planteamiento metodológico para la construcción de un Índice Compuesto de Desarrollo sobre unidades territoriales menores, que posteriormente será la base de estudio de las disparidades territoriales y su evolución en el tiempo mediante la aplicación de modelos de convergencia económica.

2.1. Construcción de Indicadores Sintéticos

En atención a lo que acabamos de señalar, la metodología que vamos a utilizar plantea estudiar el nivel de desarrollo en unidades territoriales menores atendiendo a cuatro áreas de análisis fundamentales, que son: 1) área demográfica básica; 2) área de dotación de servicios; 3) área social complementaria; y 4) área económico financiera; cada una de las cuales van a representar los distintos componentes analíticos que

³ La trayectoria de este tipo de estudios en España es prolongada en el tiempo. Véase, en este sentido, los trabajos seminales de Pena Traperó (1977), Arnáiz *et al.* (1987) y Parellada (1992), así como los estudios más recientes de Zarzosa (1996) y Figueroa y Herrero (2003), este último como caso aplicado a la situación de las disparidades comunales en Chile.

caracterizan el grado de bienestar de una sociedad. De esta forma, el área demográfica básica reúne las variables poblacionales en tanto que representativas del potencial laboral municipal, como del nivel de demanda del enclave, así como de la capacidad de crecimiento demográfico y atracción de nuevos efectivos. El área de dotación de servicios se corresponde con el nivel dotacional de equipamientos municipales, tanto públicos como privados, y referidos a toda la amplia gama de servicios locales como la salud, educación, comunicaciones, vivienda, equipamientos privados, etc. El área social complementaria se concreta fundamentalmente en las variables relativas a la formación y el capital humano, más algunas otras representativas de las actividades de ocio, cultura, deportes y seguridad. Por último, el área económica financiera reúne las variables relativas al mercado de trabajo (activos, ocupados, parados), así como su desagregación por sectores de actividad y situaciones profesionales, junto con otros indicadores de renta y recaudación de impuestos.

Lógicamente, las distintas áreas de análisis consideradas se componen de un volumen más o menos amplio de variables particulares, que se acumulan en función de la disponibilidad de información estadística en el ámbito municipal. En conjunto, todas ellas logran caracterizar la situación socioeconómica de cada unidad de análisis, pero de lo que se trata es de sintetizar la información en un número más reducido de indicadores, no observables, pero que se aproximen a los conceptos de una función de producción espacial y, por tanto, puedan ser representativos del desarrollo económico de los enclaves y su capacidad de crecimiento.

Entonces, habiendo especificado las unidades territoriales de análisis, municipios en nuestro caso, y definidos los indicadores que van a ser utilizados, se estructura la matriz territorial de datos, que en el presente trabajo queda constituida por una matriz \mathbf{X} en $R^{n \times p}$, formada por n municipios y p variables observadas. De esta forma se da origen al proceso de análisis que seguirá una metodología en tres etapas: análisis multivariante global para lograr una síntesis adecuada de la información; elaboración del Índice Compuesto de Desarrollo (ICD); y construcción de una tipología de municipios en base al valor de dicho índice.

Entre las técnicas de análisis multivariante existentes, hemos elegido para la aplicación empírica el análisis de componentes principales (ACP), por cuanto resulta especialmente apropiado para estudiar las relaciones entre las variables y revelar semejanzas entre las unidades territoriales de análisis⁴. La construcción del indicador sintético tendrá como *input* fundamental las componentes principales, evaluadas y valoradas; es decir, se tomará como índice de desarrollo una combinación lineal de las componentes que retienen el mayor porcentaje de la varianza total, ponderadas por la importancia relativa de cada una de ellas. De esta forma, el Índice Compuesto de Desarrollo (ICD) resulta de:

$$ICD = \sum_{k=1}^L V_{mk} P_K; m = 1, 2, 3, \dots, n \text{ (municipios)} \quad [1]$$

⁴ Las técnicas de análisis multivariante constituyen aplicaciones muy estandarizadas en el campo del análisis regional. Como referencia metodológica puede verse Comrey (1985) y Martín Guzmán (1988).

donde P_k es la proporción que el respectivo valor propio representa con respecto al total de la suma de valores propios asociados a las componentes que se seleccionen, y V_{mk} es el valor para el municipio m , que entrega el componente k -ésimo, y L es el número de componentes consideradas.

2.2. Análisis de Convergencia

En los últimos años el análisis de la convergencia económica ha suscitado una atención creciente motivada, en parte, por un interés más general en torno al estudio del crecimiento económico, por la preocupación acerca de los temas de distribución de ingreso y disparidades territoriales, así como también por la mayor disponibilidad de datos, algoritmos y recursos tecnológicos para la estimación estadística. Se trata esencialmente de los estudios de convergencia económica que tanta profusión analítica han generado en la última década, donde algunos de los trabajos señeros en este sentido son los de Barro y Sala-i-Martin (1992) y Quah (1996)⁵.

El análisis empírico del proceso de convergencia entre distintas economías, ya sean países o regiones de un mismo país, se ha realizado habitualmente utilizando como variable de estudio la renta per cápita o la productividad del trabajo; sin embargo no se han realizado aplicaciones que consideren unidades territoriales menores, ni que utilicen para ello una variable compleja de desarrollo que se aproxime, al menos en sus componentes principales, a una función de producción espacial. De esta manera, al utilizar como variable de estudio un Índice Compuesto de Desarrollo, el análisis intertemporal de los distintos niveles de desarrollo entre unidades territoriales menores nos permite identificar las tendencias hacia la divergencia o convergencia económica de áreas con un nivel de desagregación intrarregional. Este análisis resulta relevante en la medida que entrega antecedentes para detectar si a través del tiempo se han ido reduciendo o ampliando las brechas de desarrollo que separan a los municipios, en nuestro caso, lo cual permite a su vez evaluar si las políticas regionales han llegado a concretarse en la práctica en un mayor desarrollo de las áreas más desfavorecidas.

Los estudios empíricos de la convergencia real desarrollados en la literatura reciente pueden clasificarse en tres grandes grupos: el análisis de regresión espacial, el modelado de la dinámica de la distribución de la variable bajo estudio⁶, y el análisis de series de tiempo⁷. En este trabajo se presentan sólo los aspectos centrales de la primera aproximación, dejando para ulteriores estudios las otras aplicaciones, que pueden aportar explicaciones complementarias o comparadas del proceso de convergencia de la región objeto de estudio.

⁵ Una síntesis crítica de la investigación sobre convergencia puede verse también en De la Fuente (1996a).

⁶ A partir de los trabajos de Quah (1993 y 1996), con aplicaciones en López-Bazo *et al.* (1999), Goerlich *et al.* (2002) y Tortosa-Ausina (2001).

⁷ Olloqui *et al.* (2002), entre otros, utilizan esta última aproximación en un estudio sobre convergencia en precios en las provincias españolas.

Los modelos de regresión espacial en el análisis de la convergencia económica resaltan inicialmente los conceptos de convergencia absoluta β y la convergencia σ , acuñados a partir de los trabajos de Barro (1991) y Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992 y 1995). Para el estudio empírico de la convergencia β las ecuaciones de regresión que se postulan tratan de formalizar la idea de que las economías más atrasadas deben, en el contexto del modelo neoclásico, crecer más rápidamente que las avanzadas. Sin embargo, en atención a que este modelo no tiene en cuenta, entre otros, la posible existencia de externalidades espaciales, otras posibles variables explicativas del crecimiento económico, ni la distinción de grupos de convergencia (heterogeneidad espacial), se ha propuesto una amplia tipología de modelos de regresión espaciales (Moreno y Vayá, 2000) que recogen la interdependencia que existe entre distintas unidades territoriales bajo análisis, dentro de la cual las dos estructuras que se utilizan con mayor frecuencia son los llamados modelos de retardo espacial y los modelos del error espacial. Los primeros recogen la estructura de dependencia espacial mediante la inclusión de un retardo espacial como factor explicativo de la variable endógena. Los segundos introducen la estructura de dependencia espacial en el término de perturbación del modelo.

3. Construcción de indicadores sintéticos de desarrollo sobre unidades territoriales menores

En esta sección se presenta la aplicación del modelo para la caracterización del desarrollo de unidades territoriales menores en la entidad espacial objeto de estudio, la Comunidad Autónoma de Castilla y León. Se trata de una región prototipo para la propuesta metodológica de esta investigación ya que cuenta con una amplia y densa red de asentamientos urbanos, pero la estructura territorial tiene un carácter dual, puesto que la mayor parte de la actividad económica regional y los efectivos demográficos se concentran en las capitales de provincia y sus municipios aledaños, así como algunos enclaves comarcales significativos, de modo que la región adolece de fuertes desequilibrios intraprovinciales, sólo observables con análisis desagregados más finos como el propuesto en esta investigación. De este modo, la matriz de información territorial parte de una estructura de 2.248 municipios y aproximadamente 150 variables de caracterización para cada uno de los intervalos temporales considerados, que coinciden a su vez con los años censales de 1981, 1991 y 2001. Lógicamente se ha procurado recopilar el mayor número posible de variables para permitir una caracterización suficiente de la situación socioeconómica de los enclaves territoriales, dentro de las cuatro grandes áreas de análisis consideradas en la sección anterior, lo cual ha debido realizarse en el margen de factibilidad y acceso a la información estadística de ámbito municipal.

Al final, la matriz sobre la que se han obtenido los resultados definitivos del Análisis en Componentes Principales estaba formada por 2.198 municipios y una malla de entre 18 y 23 variables de caracterización, dependiendo del análisis factorial de cada corte transversal. En este proceso de depuración han tenido que eliminarse

algunos municipios que han sufrido algún procedimiento de fusión o absorción, de suerte que no contaban con datos de variables en alguno de los años considerados y se excluían automáticamente del análisis estadístico. De la misma manera, se han ido cayendo del estudio aquellas variables que proporcionaban información redundante o incorporaban poca explicación de la varianza total, aislándose en un solo factor principal, o mantenían una baja comunalidad, etc.; de manera que se ha preferido lograr el objetivo de síntesis más que el de exhaustividad en la información resultante. Esto se ha conseguido, a nuestro juicio, si consideramos la varianza total explicada en los tres ejercicios factoriales, que alcanza las cifras del 67,6%, 73,9% y 70,7%, para los cortes censales de 1981, 1991 y 2001, respectivamente, tal y como se recoge en la tabla 1 adjunta. En aras a la simplicidad expositiva, en este cuadro se expone la forma de extracción de los factores principales, que se corresponde con aquellos que poseen un autovalor superior a uno, junto con la varianza particular y acumulada por cada uno de ellos.

Tabla 1. Análisis Factorial del Desarrollo Económico Municipal de Castilla y León: Elección de componentes y varianza total explicada

	<i>Factor</i>	<i>Autovalor inicial</i>	<i>% de la Varianza</i>	<i>% Varianza acumulada</i>
Censo 1981	1	6,341	31,491	31,491
	2	3,216	20,330	51,822
	3	1,528	9,576	61,397
	4	1,097	6,283	67,681
Censo 1991	1	7,229	25,837	25,837
	2	4,197	17,549	43,386
	3	2,064	14,461	57,847
	4	1,584	9,950	67,797
	5	1,201	6,183	73,980
Censo 2001	1	7,129	25,294	25,294
	2	4,454	16,882	42,176
	3	2,130	14,924	57,101
	4	1,388	7,390	64,491
	5	1,172	6,264	70,755

Método de extracción: Análisis en Componentes Principales. Selección: Scree Test y autovalor mayor que uno.
Fuente: Elaboración propia.

De forma complementaria y también con el mismo objetivo de síntesis, la tabla 2, presenta el signo de las correlaciones entre las variables y los factores para todos los ejercicios temporales considerados (años censales 1981, 1991 y 2002), donde las componentes seleccionadas quedan claramente definidas, por cuanto se han registrado sólo los pesos factoriales superiores a 0,300 en todos los casos de las variables

Tabla 2. Análisis Factorial del Desarrollo Económico Municipal de Castilla y León: Caracterización sintética de componentes principales (1)

VARIABLES	COMPONENTES				
	1. Tamaño urbano	2. Estructura productiva no agraria	3. Crecimiento demográfico	4. Capacidad de atracción municipal (2)	5. Capital humano
Población municipal	+				
Peso población municipal / provincia	+				
Peso población municipal / comarca	+				
Peso activos/ocupados agricultura / provincia	+				
Peso activos/ocupados industria / provincia	+				
Peso activos/ocupados servicios / provincia	+				
Densidad de población	+				
Porcentaje municipal activos/ocupados agricultura		-			
Porcentaje municipal activos/ocupados industria		+			-
Porcentaje municipal activos/ocupados servicios		+			+
Porcentaje municipal empresarios sin personal		-			
Porcentaje municipal asalariados		+			
Cociente activos/ocupados agrarios / no agrarios		-			
Edad media municipal (3)			-		
Porcentaje mayores de sesenta y cinco años			-		
Porcentaje menores de dieciséis años			+		
Tasa de natalidad (3)			+		
Crecimiento población de largo plazo (desde 1950)	+ (3)		+		
Crecimiento población intercensal			+	+	
Porcentaje inmigrantes de la provincia				+	
Porcentaje inmigrantes totales				+	
Saldo migratorio total (4)				+	
Peso población estudios tercer grado					+
Peso población sin estudios					-

Notas: (1) Se muestra el signo de las correlaciones de las variables/factor con un grado de significación superior al 10% de la varianza en común para los tres ejercicios factoriales intercensales, 1981, 1991 y 2001; (2) No existen datos de flujos migratorios municipales para 1981; (3) Correlaciones significativas sólo para los ejercicios 1991 y 2001; (4) Correlación significativa sólo para 2001.

Fuente: Elaboración propia.

definitorias⁸. Cabe señalar que esta estructura factorial se ha repetido en los tres análisis realizados, a pesar de partir de matrices de información distintas para cada intervalo; de manera que el resultado obtenido parece ser la estructura latente de caracterización del modelo económico territorial de la región de Castilla y León a largo plazo. A lo sumo se han producido alteraciones en la ponderación de los factores principales y cabe suponer que también en la puntuación de los elementos de estudio, los municipios, por lo que resulta interesante observar el movimiento de los mismos a lo largo del tiempo mediante la aplicación de modelos de convergencia económica, cuestión que se abordará en la próxima sección. En este momento presentamos la caracterización de las componentes principales, atendiendo a la correlación entre las variables y los factores resultantes. La interpretación es la siguiente:

- i) *Primera Componente*: Aparece bien definida por las correlaciones positivas con el nivel de población en valor absoluto y con el peso de la misma sobre el total provincial y comarcal. Es por tanto un factor que expresa el tamaño del municipio y refleja sus funciones de centralidad en el territorio. Esta característica se ve reforzada por las correlaciones con otras variables de participación provincial, en este caso respecto de la población activa en cada uno de los sectores productivos. El hecho de que presente también una buena correlación con la densidad de población confiere a este rango de municipios un carácter típicamente urbano, donde cabe suponer un nivel de demanda significativo, lo cual se ve confirmado, además, por una cierta relación con el crecimiento de población a largo plazo. Por todas estas razones denominamos a este primer factor *tamaño/nivel urbano*.
- ii) *Segunda Componente*: Delimita claramente los municipios con población activa asalariada y con ocupados o activos en los sectores industrial y servicios, de aquellos otros enclaves relacionados esencialmente con las actividades agrarias. Curiosamente aparece también una relación inversa con el porcentaje de empresarios sin asalariados, porque cabe entender que se está refiriendo precisamente a la tipología de agricultores de esta región, es decir, de estructura familiar y entidad reducida. En consecuencia la denominación del factor es obvia, *municipios de estructura productiva no agraria*.
- iii) *Tercera Componente*: Resulta sencilla de identificar pues está relacionada negativamente con los indicadores del envejecimiento municipal (edad media y porcentaje de mayores de sesenta y cinco años) y positivamente con variables expresivas de la juventud, tasa de natalidad y, lógicamente, con el crecimiento de la población a corto y largo plazo. Por tanto, la denominación de esta tercera componente será *dinámica demográfica positiva/municipios jóvenes*.

⁸ Los valores concretos de cada ejercicio factorial están a disposición de los posibles interesados para su consulta. Se ha optado por ofrecer este cuadro sintético en forma de signos de las correlaciones por simplicidad expositiva.

- iv) *Cuarta Componente:* Este factor aísla las variables relativas a la inmigración municipal y el saldo migratorio, las cuales se asocian también al crecimiento demográfico, especialmente el de corto plazo o más cercano en el tiempo. Por tanto, esta cuarta componente es indicativa de la *capacidad de atracción municipal* y cabe suponer que se trata fundamentalmente de las cabeceras de comarca más dinámicas y de muchos municipios periurbanos, que han servido de catalizadores del éxodo rural y del proceso de crecimiento descentralizado de algunas capitales de provincia en su entorno más inmediato. Esta componente principal no aparece en el ACP del Censo de 1981 por inexistencia de variables relativas a los flujos migratorios municipales.
- v) *Quinta Componente:* Esta última componente es claramente significativa del *nivel de formación o dotación de capital humano* de los municipios pues se asocia positivamente con el peso de población con estudios superiores, mientras que negativamente con el porcentaje de población sin estudios. Así mismo aparece una cierta correlación positiva con los activos en el sector servicios, lo cual deja entender que se trata de enclaves de naturaleza más bien urbana.

En términos generales, todas las componentes principales están relacionadas con el grado de desarrollo socioeconómico y con la capacidad de crecimiento de cada municipio, ya que engloban aspectos que tienen que ver con la talla demográfica y el nivel de demanda, el grado de urbanización, la estructura productiva no agraria, una dinámica demográfica significativa y capacidad de atracción de nuevos efectivos y, por último, el grado de formación de la población o dotación de capital humano. En definitiva, son aproximaciones a lo que podrían ser los factores clásicos de una función de producción espacial⁹, por lo que resulta aceptable proponer como Índice Compuesto de Desarrollo Municipal una combinación de todos estos elementos, de manera que el indicador se ha construido como suma ponderada de los factores principales atendiendo al peso de cada uno de ellos en la explicación de la varianza total (véase sección 2.1).

Éste va a ser el indicador sintético de renta municipal que vamos a utilizar en el análisis exploratorio de datos espaciales y en la estimación de la convergencia económica sobre unidades territoriales menores, con el fin de analizar la evolución de las disparidades intrarregionales de Castilla y León. De este modo, en primer lugar, vamos a implementar distintos modelos de convergencia β absoluta no condicionados, posteriormente se analiza la presencia de efectos de dependencia y autocorre-

⁹ Nos referimos al factor trabajo, oferta de capital, grado de formación y tecnología. En lo que respecta al factor capital, hemos de señalar que nos hemos encontrado con una distribución territorial bastante homogénea en los equipamientos públicos y privados, al menos en las dotaciones per cápita comarcales. Sin embargo cabe suponer que existen notables diferencias en la oferta de capital productivo, esencialmente privado, del cual no existe información fehaciente a nivel municipal. No obstante, pensamos que estas diferencias se asumen indirectamente con variables *proxi* relativas al grado de urbanización y al tipo de estructura productiva no agraria de los municipios.

lación espacial a partir del análisis exploratorio de datos y, por tanto, se procede a estimar modelos de convergencia espacial alternativos con la consideración de estos efectos.

4. Análisis exploratorio de datos y estimación de la convergencia económica

4.1. Convergencia β absoluta a nivel municipal

Los resultados de la convergencia β absoluta para el ICD con desagregación municipal para Castilla y León se resumen en la tabla 3. Se han realizado estimaciones para el periodo 1981-2001, utilizando en una primera instancia el modelo neoclásico de crecimiento para evaluar la hipótesis de convergencia absoluta (Sala-i-Martín, 1996),

$$\frac{1}{t} \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i; \quad \varepsilon_i \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad [2]$$

donde $y_{i,t}$ es el ICD del municipio i en el año t ; $y_{i,0}$ es el ICD del municipio i en un primer momento del tiempo (año 0), α , β son parámetros a estimar y ε_i es un término estocástico de error o perturbación aleatoria.

Como puede observarse, la estimación de β para el modelo clásico resulta significativa, como resultado de lo cual podemos afirmar que existe evidencia estadística para aceptar la hipótesis de convergencia β absoluta entre los municipios de la Comunidad Autónoma de Castilla y León entre 1981 y 2001. La tasa de convergencia media estimada, para el periodo completo, es del 1,9% anual, valor cercano al supuesto 2% que sugirieron los primeros análisis de corte neoclásico al considerar variables netamente económicas, aunque pone de manifiesto un proceso de convergencia ligeramente más lento en el contexto municipal que en el regional o nacional. En nuestro caso, esto quiere decir que aproximadamente el 1,9% de la brecha entre el Índice Compuesto de Desarrollo y su nivel de estado estable se desvanece en un año. Por tanto, para que la mitad de la brecha inicial desaparezca, serían necesarios más de treinta y seis años.

Sin embargo, la convergencia absoluta registrada a nivel municipal por el modelo clásico tiene el inconveniente, según se aprecia en la tabla 3, de presentar tanto heterogeneidad (pruebas de Breush-Pagan y Koenker-Basset significativas), como dependencia espacial (Índice de Moran significativo), por lo que si estos inconvenientes no son corregidos, las estimaciones del modelo de convergencia absoluta a través de mínimos cuadrados ordinarios pueden ser inválidas, pues se viola el supuesto de independencia de los errores de la regresión.

Tabla 3. Modelos de convergencia espacial no condicional: aplicación a unidades territoriales menores de Castilla y León entre 1981 y 2001

<i>Parámetros y estadísticos</i>	<i>Modelo clásico</i>		<i>Modelo de retardo espacial</i>		<i>Modelo de error espacial</i>	
	<i>Valor</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Valor</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Valor</i>	<i>Probabilidad</i>
Observaciones	2.247	—	2.247	—	2.247	—
Rho	—	—	0,3297142	0,0000	—	—
Lambda	—	—	—	—	0,4425266	0,0000
Constante (Alfa)	-0,0005	0,0186	-0,0004	0,0604	-0,0009	0,0134
Beta	-0,0160	0,0000	-0,0160	0,0000	-0,0194	0,0000
Velocidad de convergencia	1,9	—	1,9	—	2,4	—
R^2	0,1575	—	0,2206	—	0,2708	—
Log Likelihood	7.053,6900	—	7.118,1800	—	7.172,6682	—
AIC	-14.103,4000	—	-14.230,4000	—	-14.341,3000	—
Jarque-Bera normality	64.356,3900	0,0000	—	—	—	—
Breush-Pagan	162,0423	0,0000	—	—	—	—
Koenker-Basset	11,6104	0,0007	—	—	—	—
Índice de Moran	0,217437	0,000	—	—	—	—
Lagrange Multiplier (lag) (LM-L)	141,1101	0,000	—	—	—	—
Robust LM (lag) (R-LM-L)	84,5066	0,000	—	—	—	—
Lagrange Multiplier (error) (LM-E)	285,9583	0,000	—	—	—	—
Robust LM (error) (R-LM-E)	229,3548	0,000	—	—	—	—
Breush-Pagan Espacial	—	—	156,9973	0,0000	225,6249	0,0000
Likelihood Ratio	—	—	128,9931	0,0000	237,9614	0,0000

Nota: Las estimaciones para el modelo clásico, y de retardo y error espacial se efectuaron por los métodos de MCO y MV, respectivamente. Se utilizó una matriz de contigüidad espacial de primer orden a nivel municipal.
Fuente: Elaboración propia.

La tabla 3 también muestra las pruebas estadísticas, Lagrange Multiplier (lag) y Lagrange Multiplier (error) que son convencionales en la literatura de econometría espacial para evaluar la significancia de los modelos espaciales alternativos a los mínimos cuadrados ordinarios, cuando se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación

espacial. La literatura de econometría espacial (Anselin 1988 y 2000) ha desarrollado principalmente dos modelos espaciales que involucran la dependencia espacial, *modelo de retardo espacial* (ecuación 3) y el *modelo de error espacial* (ecuación 4) y que han sido retomados por investigadores en economía regional interesados en involucrar efectos espaciales en los modelos empíricos de convergencia económica (Rey y Montouri, 1999; Fingleton y López-Bazo, 2006; por ejemplo)

En el modelo de retardo espacial se intenta corregir los problemas de mala especificación mediante la introducción de una variable endógena espacialmente retardada como explicativa del modelo, a través de la ecuación,

$$\frac{1}{t} \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \rho W \left[\frac{1}{t} \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) \right] + \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i; \quad \varepsilon_i \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad [3]$$

donde ρ es el parámetro escalar autorregresivo espacial y W es la matriz de pesos espaciales que define las interacciones de vecindad existentes en la muestra espacial (Anselin, 1988).

En cambio en el modelo de error espacial, en el contexto del presente estudio, indicaría que un impacto aleatorio producido en un municipio específico no afectará únicamente al desarrollo de dicho municipio, sino que también tendrá consecuencias sobre el resto de municipios, a través de la introducción de un multiplicador espacial $[I - \lambda W]$, aun si dicho municipio tuviera un número limitado de municipios vecinos,

$$\frac{1}{t} \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + [I - \lambda W]^{-1} u_i; \quad u_i \sim i.i.d. (0, \sigma_u^2) \quad [4]$$

donde λ es el coeficiente autorregresivo espacial del término de error.

Conforme se observa en la tabla 3, las pruebas de dependencia espacial basadas en el multiplicador de Lagrange rechazan la hipótesis nula de no autocorrelación espacial, sugiriendo con ello modelos espaciales alternativos al de mínimos cuadrados ordinarios como los que acabamos de mencionar, que efectivamente tienen un mejor ajuste que el tradicional. Nótese también que la velocidad de convergencia se incrementa en el modelo de error espacial (2,4% anual) si es comparado con el modelo clásico de convergencia absoluta (1,9%). Asimismo los coeficientes espaciales de ambos modelos (Rho y Lambda) son altamente significativos, lo que sugiere la presencia de fuertes efectos espaciales en el proceso de convergencia, como pueden ser economías de aglomeración, etcétera.

Por otra parte, si bien es cierto que los modelos espaciales de retardo espacial (3) y de error espacial (4) añaden un componente espacial que está ausente en los estudios empíricos de convergencia tradicional, no es menos cierto que esto es a costa de imponer homogeneidad en los efectos espaciales. Es decir, los modelos asumen que la estimación del parámetro espacial es el mismo en todos los municipios y que el error remanente en las ecuaciones (3) y (4) tiene un comportamiento aleatorio. Para

evaluar si esto se cumple, la tabla 3 muestra las pruebas Breusch-Pagan espaciales ajustadas de heterocedasticidad en donde esencialmente se evalúa la hipótesis nula de homocedasticidad entre las regiones. Las pruebas rechazan fuertemente dicha hipótesis y sugieren que existe una fuerte presencia de heterogeneidad espacial que no puede ser correctamente abordada con los modelos tradicionales espaciales (3 y 4).

Hasta ahora los resultados nos han indicado que si bien es muy probable que el modelo tradicional de convergencia no condicional puede estar mal especificado y que los efectos espaciales deben ser considerados en el modelo, también es muy probable que estos efectos no sean homogéneos a lo largo del territorio de la Comunidad Autónoma de Castilla y León, por lo que sería incorrecto estimar un parámetro espacial único que atendiera a tales efectos regionales. En la siguiente sección se propone una estrategia de regionalización basada en la autocorrelación espacial del ICD, con la idea de atender la problemática de heterogeneidad espacial que presenta la dinámica del desarrollo en esta región a nivel municipal.

4.2. Análisis exploratorio de datos espaciales

En la figura 1, que contiene los mapas de cuantiles para los valores del ICD municipal de los tres intervalos temporales considerados (1981, 1991 y 2001), puede apreciarse una determinada tendencia espacial en la distribución del indicador: la concentración en forma de manchas de aceite de los valores más altos del índice de desarrollo en el entorno de las capitales de provincia y entidades comarcales más relevantes, más una orla de municipios cercanos a la aglomeración madrileña y el norte minero. Esta distribución espacial del desarrollo es, si cabe, cada vez más acentuada a lo largo del tiempo pero, en todo caso, puede responder a un fenómeno de «autocorrelación espacial» definido, en forma sencilla, como la coincidencia de valores similares en zonas similares (Anselin, 2000).

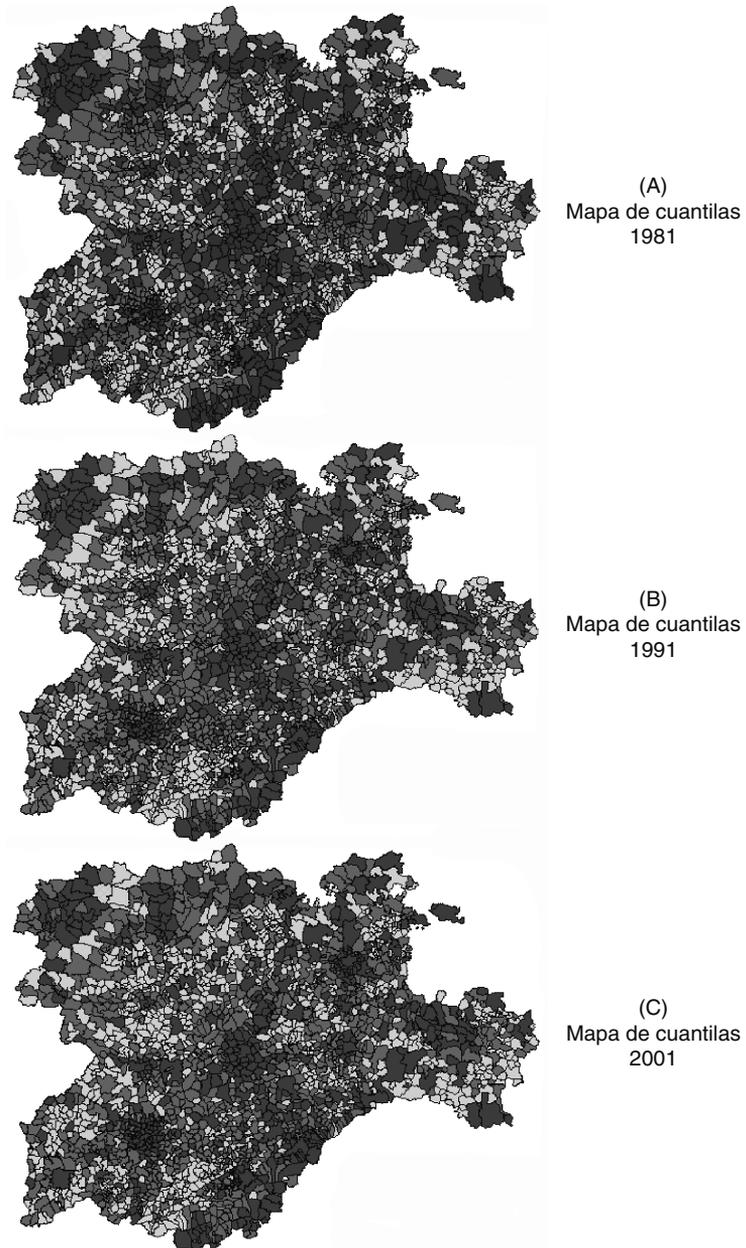
Existe autocorrelación espacial positiva cuando los valores más altos (bajos) de una variable aleatoria tienden a distribuirse en forma agrupada en el espacio geográfico, mientras que el fenómeno de autocorrelación espacial negativa tiene lugar cuando las unidades territoriales tienden a estar rodeadas de unidades vecinas con valores muy diferentes a los suyos. El efecto de autocorrelación espacial puede ser contrastado a partir de estadísticos como el test I de Moran, que es una medida de agrupamiento espacial ampliamente conocida y que se define de la siguiente forma:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad [5]$$

donde y_i : logaritmo del ICD en el municipio i .

\bar{y} : valor medio de la variable y .

Figura 1. Distribución del ICD municipal de Castilla y León



Fuente: Elaboración propia.

w_{ij} : elemento de la matriz de pesos espaciales W , que se ha definido de forma que cada elemento w_{ij} es igual a 1 si los municipios i y j tienen una frontera común, y es igual a 0 si no disponen de ella.

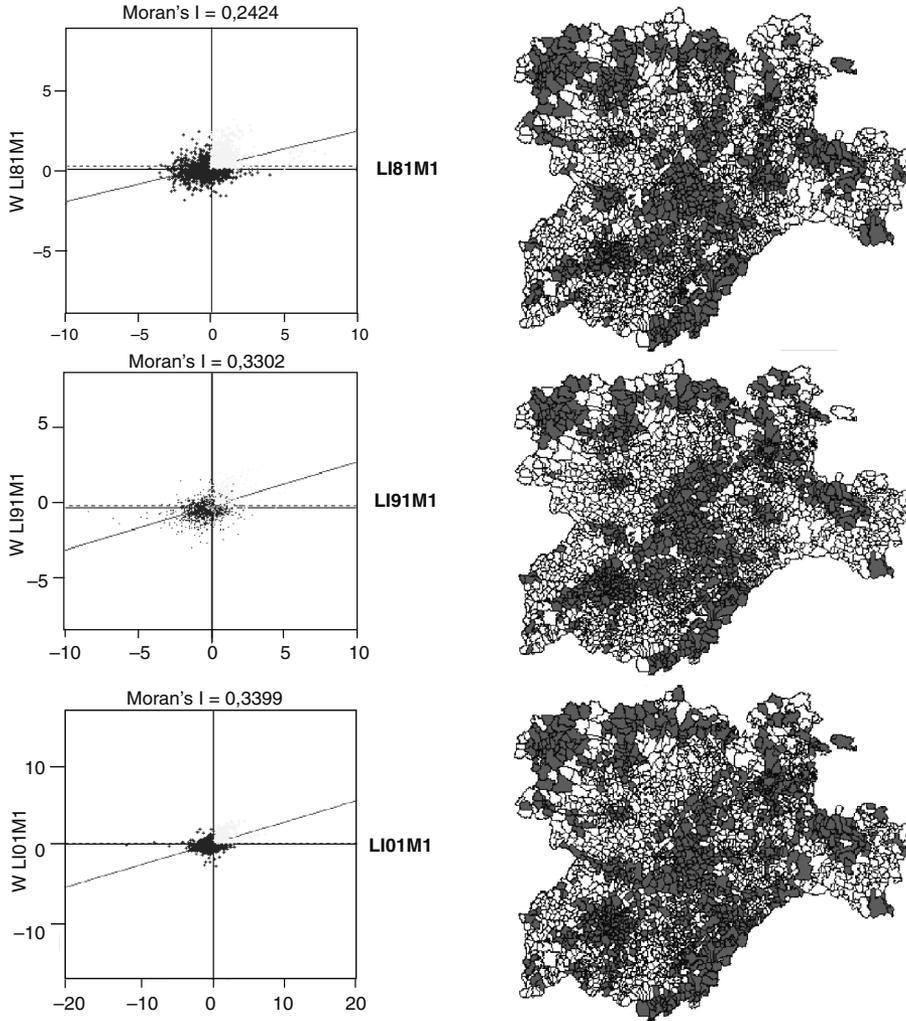
En el periodo considerado en este estudio (1981-2001), la distribución del ICD de los municipios de la Comunidad Autónoma de Castilla y León presenta alto grado de autocorrelación espacial positiva (véase figura 2): el valor del test I de Moran es alto ($I = 0,2424$ en 1981, $I = 0,3302$ en 1991 y $I = 0,3399$ en 2001) y fuertemente significativo ($p = 0,0010$), lo que en los tres casos resulta muy por encima del valor esperado bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial, $E[I] = -0,0004$ (en los tres casos). Estos resultados ponen de manifiesto que la evolución de la distribución del ICD se ha producido de una forma agrupada en el espacio. Es decir, los municipios con valores de ICD relativamente alto (bajo) tienden a estar rodeadas de municipios con valores de ICD similares, de una forma mucho más frecuente de lo esperado por casualidad. Cuando esto sucede ya no es posible observar los resultados en cada municipio como una observación independiente.

La figura 2 proporciona una visión más desagregada de la naturaleza del efecto de autocorrelación espacial positiva en el ICD, gracias al diagrama de dispersión de Moran presentado por Anselin (1996), en el que la variable estandarizada del ICD de los municipios (LI81M1 para 1981 y LI91M1 para 1991 y LI01M1 para 2001) se representa en el eje X como explicativa de su correspondiente retardo espacial (también estandarizado), W_LI81M1 , W_LI91M1 y W_LI01M1 , respectivamente. El retardo espacial de un municipio es el valor ponderado del ICD de sus municipios vecinos, siendo los pesos los valores de la matriz de pesos espaciales W estandarizada por filas. Los cuatro cuadrantes del gráfico de dispersión se corresponden con los cuatro tipos de asociación espacial local que pueden producirse entre un municipio y sus vecinos: HH («Alto-Alto»), LL («Bajo-Bajo»), LH («Bajo-Alto») y HL («Alto-Bajo»).

En el primer cuadrante (Alto-Alto) el diagrama de dispersión de Moran representa a los municipios de elevado ICD que están rodeados de municipios vecinos también con alto ICD. Estos municipios se han destacado en verde en los mapas de la derecha de la figura 2. Como puede observarse, se trata de una representación sintética de la tendencia espacial anteriormente comentada: la concentración de los mayores niveles de desarrollo en los entornos de las capitales de provincia, más la franja norte (minera) y orla sur (cercanías de Madrid). Este efecto contagio del grado de desarrollo es espacialmente visible en el corredor diagonal de las capitales de Burgos, Palencia, Valladolid y Salamanca, con una extensión del centro regional en forma de eje de desarrollo hacia Madrid.

Por su parte, en el cuadrante 3 (Bajo-Bajo) se encuentra el grupo de municipios de bajo ICD que están, a su vez, rodeados de municipios de bajo ICD. En los cuadrantes II (Bajo-Alto) y IV (Alto-Bajo), obtendremos los grupos de municipios de bajo/alto ICD que se encuentran rodeados de municipios de alto/bajo ICD, respectivamente. Los cuadrantes I y III se corresponden con situaciones de dependencia espacial positiva, mientras que los otros dos cuadrantes representan formas negativas de dependencia espacial.

Figura 2. Diagramas de dispersión de Moran y mapas del ICD municipal



Fuente: Elaboración propia con GeoDa (Anselin, 2003).

El estadístico I de Moran, que es una medida de dependencia espacial global, no es capaz de detectar la existencia de bolsas de ausencia de estacionariedad espacial (puntos calientes), en los que una variable registra valores que se desvían claramente del patrón general. El diagrama de dispersión de Moran, por su parte, aunque es capaz de ofrecer una descripción general de la estructura de dependencia espacial en una variable, no puede demostrar el nivel de significación estadística de los vínculos HH, HL, LH y LL existentes entre cada una de las observaciones y sus

correspondientes vecinos espaciales. Para ello, se ha definido una medida adecuada, el estadístico I_i de autocorrelación espacial local de Moran, también denominado LISA (Anselin, 1995), que proporciona, para cada observación i , un indicador del grado de agrupamiento espacial de valores similares (altos o bajos) o disimilares de una variable en dicha observación y las localizaciones de su entorno. Se trata de la expresión siguiente:

$$I_i = \frac{z_i}{m_2} \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \quad [6]$$

$$\text{siendo } m_2 = \sum_{i=1}^n Z_1^2 \quad [7]$$

z_i : logaritmo del ICD en el municipio i (en desviaciones a la media).

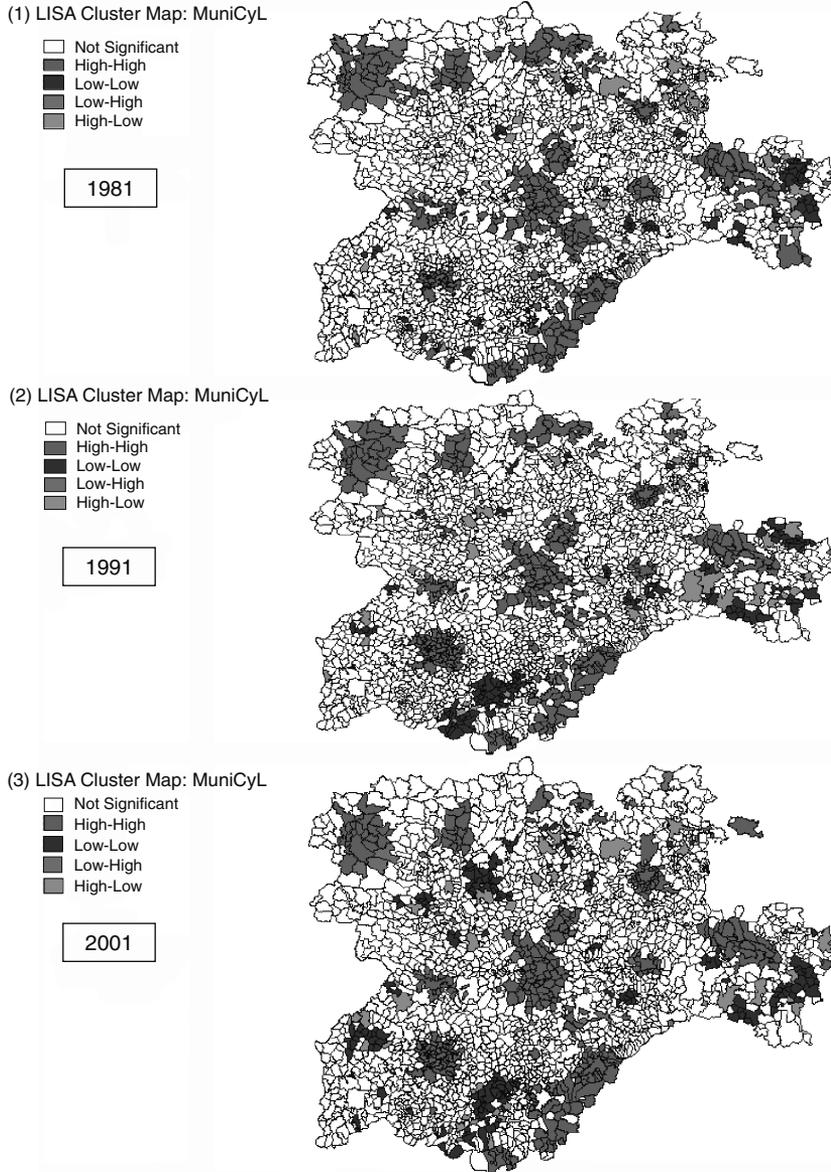
w_{ij} : elemento de la matriz de pesos espaciales W , que se ha definido de forma que cada elemento w_{ij} es igual a 1 si los municipios i y j tienen una frontera común, y es igual a 0 si no disponen de ella.

En la figura 3 se han representado los mapas de agrupamientos LISA. Se trata de mapas temáticos que destacan las localizaciones con valores significativos del estadístico local de Moran para una variable dada como el ICD, clasificados por tipo de autocorrelación espacial: el color rojo para la asociación alto-alto, el color azul para la asociación bajo-bajo, el color celeste para bajo-alto y el color rosado para alto-bajo. Las localizaciones en torno a las cuales se producen agrupamientos significativos de tipo alto-alto y bajo-bajo ponen de manifiesto la existencia de una especial concentración de valores similares en determinadas zonas de la Comunidad Autónoma de Castilla y León, mientras que las localizaciones para las que el estadístico LISA es significativo en la forma alto-bajo y bajo-alto lo que indican es la existencia de valores atípicos espaciales.

Tanto el diagrama de dispersión de Moran como el mapa de agrupamientos LISA revelan la existencia de dos grandes conglomerados espaciales en los municipios de Castilla y León en términos de ICD. Por un lado, los que observan una pauta común alrededor de niveles elevados de desarrollo económico relativo, que en los resultados de la figura 3 se localizan de manera más concisa, si cabe, que en análisis espaciales anteriores. Esta demarcación (municipios rojos) responde concretamente a dos tipologías espaciales: 1) las capitales de provincia y municipios de su entorno más inmediato, sobre todo en las de Valladolid, Salamanca y Burgos, que han visto reforzado su efecto difusor en su *hinterland* más cercano; y 2) algunos espacios comarcales peculiares con cierto nivel de actividad económica y centralidad, concretamente la comarca del Bierzo, el área de Gredos-Guadarrama, el entorno de Aranda de Duero y la sierra pinariega entre Burgos y Soria¹⁰.

¹⁰ Quizás pudiéramos añadir a estas zonas la comarca de la montaña palentina, pero ha ido perdiendo su importancia en el tiempo como área uniforme de actividad debido al decaimiento de la actividad minera.

Figura 3. Mapas LISA de agrupamientos para el ICD en 1981, 1991 y 2001



Fuente: Elaboración propia con GeoDa (Anselin, 2003).

El otro gran conglomerado es el resto de municipios, que constituyen las áreas menos desarrolladas de la región, pues se asocian a valores bajos del ICD. Éstas se extienden por la mayor parte de la Comunidad, en especial en las áreas montañosas y de frontera con Portugal, así como un círculo concéntrico alrededor del centro de

la región, que se corresponde con comarcas agrarias y despobladas, afectadas por el efecto absorción de las capitales de provincia centrales de la región.

La tabla 4 es sintomático de la enorme polarización de las economías municipales en la Comunidad Autónoma de Castilla y León, pues recoge algunas variables representativas para cada conglomerado de municipios: por un lado, las áreas desarrolladas, con un ICD medio positivo y que registran un comportamiento parecido, concentran casi el 60% de la población, pero apenas representan el 13% de los municipios y el 16% de la superficie regional; por el contrario, las áreas más atrasadas, con un ICD medio negativo abarcan el 83% del espacio regional, suponen el 86% de los enclaves y agrupan al 40% de la población.

Esta estructura nos hace pensar en la existencia de dos regímenes espaciales con comportamiento económico diferencial entre sí, razón por la que probablemente la aplicación del modelo clásico de convergencia y sus variantes de la sección 4.1 arroja problemas de dependencia y heterogeneidad espacial. Por este motivo también resulta interesante comprobar otros modelos de convergencia alternativos, en especial la hipótesis de convergencia condicional (Mella y Chasco, 2004; Ramajo *et al.*, 2008), que relaja el supuesto de existencia de estados estacionarios similares para todo el conjunto espacial analizado. Esta hipótesis se pretende verificar seguidamente para la demarcación de áreas desarrolladas de Castilla y León, ya que el resto de municipios constituyen un conjunto irremediamente decadente en términos demográficos y económicos donde no cabe suponer procesos de convergencia económica.

Tabla 4. Análisis descriptivo de regímenes espaciales de Castilla y León

	Núm. Municipios	%	Superficie	%	Población	%	ICD medio	Varianza
Áreas Desarrolladas	304	13,5	15.527,61	16,50	1.477,156	59,29	0,25	0,09
Áreas Atrasadas	1.943	86,5	78.559,39	83,50	1.014,438	40,71	-0,09	0,06

Nota: Demarcación a partir de figura 3, municipios HH y resto, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia.

4.3. Modelos de convergencia condicional para regímenes espaciales

Ante la posibilidad de que las diferencias existentes entre los distintos enclaves territoriales puedan ser causa explicativa del crecimiento económico de los mismos, resulta oportuno contrastar los modelos de convergencia condicional en los que se introducen algunas variables explicativas que aproximen las diferencias en las posiciones del estado estacionario de las diferentes economías municipales, de modo que:

$$\frac{1}{t} \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \gamma_i X_i + \varepsilon_i; \quad \varepsilon_i \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad [8]$$

siendo X_i el vector de variables explicativas que determina el estado estacionario del enclave i .

El modelo de convergencia condicional estima, entonces, dos efectos del crecimiento económico a nivel municipal: por un lado, el efecto negativo esperado de la variable ICD en el momento inicial, a través del coeficiente β y que permite conocer la existencia del fenómeno de la convergencia; y, por otro, aproximar otros factores a través del conjunto de variables X_i que estimulan o debilitan el crecimiento económico y, por tanto, el proceso de convergencia. Estas variables de control deben hacer referencia de algún modo a los componentes de la función de producción espacial, y por tanto, relacionadas con el *stock* de capital físico, capital humano, factores de productividad, progreso tecnológico y estructura productiva, así como distintas características sociodemográficas de la población.

En nuestro caso y dada la dificultad de conseguir este tipo de información a nivel municipal, se han considerado variables *proxies* de dichos conceptos, de manera que, después de numerosos ensayos de factibilidad e interpretabilidad de los resultados, se han seleccionado las variables siguientes: 1) valor del IDG en 1991, representativo de las condiciones iniciales e intermedias en el estado de desarrollo a nivel municipal; 2) edad media municipal en 2001, como característica sociodemográfica ilustrativa de la vitalidad demográfica o grado de envejecimiento de los enclaves; 3) porcentaje de población universitaria en 2001, variable claramente representativa del capital humano; 4) porcentaje de ocupados en el sector servicios en 2001, como indicador del cambio productivo consistente en la pérdida de peso del sector primario y progresiva terciarización de la economía, lo cual confiere además un vínculo con el rango urbano; y 5) porcentaje de población ocupada asalariada en 2001, que también alude a la estructura productiva no agraria, pero que puede constituir una *proxie* del *stock* de capital privado, en el sentido de que presupone la existencia de inversiones productivas que exigen la contratación de un número apreciable de trabajadores.

Con este planteamiento, se ha optado por un modelo de β convergencia condicional que relaciona el crecimiento del IDG municipal entre 1981 y 2001 con el valor del indicador en el momento inicial, junto con el resto de variables explicativas mencionadas anteriormente. La especificación del modelo se adapta a la ecuación (8), de modo que los parámetros a estimar son la constante α , el coeficiente β , y los parámetros γ_i . Inicialmente hemos estimado este modelo por MCO y hemos aplicado diversos test de dependencia espacial para detectar la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación espacial. Posteriormente se han comparado los resultados con estimaciones del modelo de retardo espacial (ecuación 3) y error espacial (ecuación 4) a los que se han añadido, de nuevo, el conjunto de variables explicativas X_i .

Los resultados específicos de todas estas estimaciones se presentan en la tabla 5 adjunta. Para el modelo clásico, todos los coeficientes son significativos, especialmente $\beta = -0,0335$, cuyo signo negativo pone de manifiesto la existencia de algún tipo de convergencia para este conjunto de municipios «centro» de la Comunidad de

Castilla y León. La velocidad de convergencia asociada es del 5,5%, lo cual significa que la vida media para que se desvanezca la mitad de la brecha inicial con el estado estacionario es de doce años y medio. Este resultado es significativamente mayor que el valor del 2% habitualmente alcanzado en la literatura sobre convergencia, lo cual pone de manifiesto que el proceso es más intenso cuando consideramos unidades territoriales menores con un cierto grado de desarrollo, en relación a otras demarcaciones como regiones o países.

Por lo que se refiere al resto de variables explicativas, resultan significativas y correlacionadas con el signo esperado, positivo con el valor del IDG más reciente (1991), pero también el capital humano, la estructura productiva no agraria y el indicador *proxie* del *stock* de capital productivo; mientras que se registra una correlación negativa con el grado de envejecimiento y atonía demográfica, ilustrada en la edad media municipal. Por su parte, el valor obtenido para el estadístico de Jarque-Bera nos indica que la distribución de los residuos es normal. Los test de Breusch-Pagan y Koenker-Bassett expresan la homocedasticidad de los residuos de la regresión, por lo que no se requiere modelizar la heterogeneidad espacial, caracterizada por el cambio en los parámetros de la regresión en función de la localización espacial del municipio.

En cuanto a los test de evaluación de la dependencia espacial, esto es, los test ML estándar de dependencia del retardo espacial y de dependencia del error espacial, entregan valores no significativos con p valores iguales 0,3232 y 0,1372, respectivamente. Con lo cual se concluye que no existe autocorrelación espacial entre los errores del modelo, y en consecuencia el modelo especificado en la ecuación (8) está así bien formulado, y no requiere especificaciones adicionales, de modo que representa adecuadamente el fenómeno de la convergencia a nivel de los municipios que conforman la demarcación de áreas desarrolladas de Castilla y León.

Pese a lo anterior y tal como se mencionó en párrafos precedentes, a efectos de comparación de resultados, se han efectuado estimaciones del modelo de retardo espacial (ecuación 3) y error espacial (ecuación 4) a los que se han añadido también, el conjunto de variables explicativas X_i , ya explicitadas. Los resultados demuestran que no se obtienen mejoras relevantes con respecto al modelo de ecuación 8. En efecto, y pese a que en ambos modelos el coeficiente β sigue siendo negativo, lo que refleja la persistencia de la convergencia, en el modelo de retardo espacial el parámetro escalar autorregresivo espacial ρ , resulta no significativo, descartando con ello el efecto entre unidades vecinas. En cuanto al modelo de error espacial y pese a que todos los parámetros estimados resultan significativos, y los errores no presentan heterocedasticidad ni dependencia espacial, el comportamiento de cada uno de los test resulta superior en el modelo de ecuación (8). Finalmente, los resultados sobre la tasa de convergencia también son muy similares al modelo clásico, tan sólo dos décimas por encima.

Tabla 5. Modelos de convergencia espacial condicional: aplicación a unidades territoriales menores (áreas desarrolladas) de Castilla y León entre 1981 y 2001

Parámetros y estadísticos	Modelo clásico		Modelo de retardo espacial		Modelo de error espacial	
	Valor	Probabilidad	Valor	Probabilidad	Valor	Probabilidad
Observaciones	305	—	305	—	305	—
Rho	—	—	-0,0490	0,1377	—	—
Lambda	—	—	—	—	3,471641	0,0005
Constante (Alfa)	0,0152	0,0000	0,0153	0,0000	0,0162	0,0000
Beta	-0,0335	0,0000	-0,0339	0,0000	-0,0339	0,0000
Gamma 1	0,008620	0,0000	0,008810	0,0000	0,008818	0,0000
Gamma 2	-0,000671	0,0000	-0,000682	0,0000	-0,000696	0,0000
Gamma 3	0,000113	0,0000	0,000116	0,0000	0,000106	0,0000
Gamma 4	0,000184	0,0000	0,000187	0,0000	0,000180	0,0000
Gamma 5	0,000129	0,0000	0,000131	0,0000	0,000134	0,0000
Velocidad de convergencia	5,5	—	5,7	—	5,7	—
R ²	0,8800	—	0,8805	—	0,881301	—
Log Likelihood	1.377,06	—	1.377,74	—	1.378,81	—
AIC	-2.740,13	—	-2739,47	—	-2743,61	—
Jarque-Bera normality	3,1224	0,2099	—	—	—	—
Breush-Pagan	11,4362	0,0758	—	—	—	—
Koenker-Basset	9,1707	0,1642	—	—	—	—
Índice de Moran	0,067	0,0969	—	—	—	—
Lagrange Multiplier (lag) (LM-L)	0,9761	0,3232	—	—	—	—
Robust LM (lag) (R-LM-L)	3,4494	0,0633	—	—	—	—
Lagrange Multiplier (error) (LM-E)	2,2094	0,1372	—	—	—	—
Robust LM (error) (R-LM-E)	4,6828	0,0305	—	—	—	—
Breush-Pagan Espacial	—	—	11,2333	0,0814	12,7005	0,0480
Likelihood Ratio	—	—	1,3445	0,2462	3,4864	0,0619

Nota: Las estimaciones para el modelo clásico, y de retardo y error espacial se efectuaron por los métodos de MCO y MV, respectivamente. Se utilizó una matriz de contigüidad espacial de primer orden a nivel municipal.
Fuente: Elaboración propia.

5. Conclusiones

La medición del nivel de desarrollo constituye un verdadero desafío, no sólo porque representa una temática muy compleja y difícil de conceptualizar, sino también porque posee algunas dimensiones no cuantificables, y las metodologías que se han desarrollado para este fin no permiten que se logre, por el momento, una aproximación absolutamente certera y permanente en el tiempo. Con mayor razón, esta tarea merece que se le dedique un mayor esfuerzo, no sólo por el lado de los métodos y las técnicas, sino también por el lado de la disponibilidad de la información, la cual, en el nivel de las unidades territoriales menores, constituye un recurso escaso y generalmente disperso. Por otra parte, los estudios sobre disparidades económicas en el espacio han sido realizados habitualmente sobre la base de comparaciones provinciales, regionales y nacionales, lo cual conduce al ocultamiento de posibles desequilibrios en áreas más reducidas. De ahí el interés de proponer una metodología para el estudio del desarrollo económico en el nivel de desagregación de las unidades geográficas menores, puesto que permite la valoración de problemas territoriales específicos y constituye un desafío para la comprobación de distintos modelos de convergencia.

En esta investigación se realiza una aplicación específica de esta propuesta a una región tomada como prototipo, la Comunidad Autónoma de Castilla y León, con una estructura territorial peculiar, dada la abundancia de municipios de tamaño pequeño y orientación agraria. En una primera etapa, se ha conseguido identificar mediante técnicas multivariantes, los factores principales que explican la situación del nivel de desarrollo socio-económico de las unidades geográficas menores de la región, y que se conforman en base a cinco vectores: tamaño o nivel urbano, estructura productiva no agraria, dinámica demográfica positiva, capacidad de atracción municipal y nivel de formación o dotación de capital humano. Estos factores constituyen una aproximación a los componentes de una función de producción espacial y, por tanto, el indicador sintético resultante puede servir de herramienta para el análisis de las disparidades económicas y su evolución en el tiempo mediante la aplicación de distintos modelos de convergencia.

En una segunda etapa se analiza, entonces, la convergencia β absoluta de las economías municipales de Castilla y León en base a las hipótesis del modelo clásico de crecimiento, junto con la estimación comparada de dos variantes (modelo de retardo y error espacial) que tratan de solventar los problemas de mala especificación del modelo clásico. Aun cuando los resultados conseguidos acerca de la velocidad de convergencia son parejos a los estudios al uso, surgen problemas graves de heterogeneidad y dependencia espacial no considerados en el modelo inicial y que pueden ser distintivos en el tratamiento de las unidades territoriales menores o al menos en la estructura municipal de la región objeto de estudio. De este modo, se plantea seguidamente el análisis del fenómeno de autocorrelación espacial a través de los contrastes global y local de la I de Moran, lo cual nos proporciona uno de los resultados más elocuentes de este estudio, como es la enorme polarización del desarrollo económico

territorial en esta región. Por un lado, un elenco reducido de municipios (el 13,5%) tienen un comportamiento común en torno a tasas elevadas del indicador de desarrollo, concentran el 60% de la población y se entiende que son quienes sustentan las mayores posibilidades de crecimiento de la región. Estas áreas responden principalmente a las capitales de provincia y algunas cabeceras de comarca que han extendido sus efectos difusores en el entorno de municipios aledaños; junto con otras áreas de actividad, como la comarca del Bierzo, la Sierra Pinariega de Burgos y Soria y el área de Gredos-Guadarrama, favorecida esta última por los efectos descentralizadores de la aglomeración madrileña. En el otro lado, tenemos el resto de los municipios de la región, que constituyen un conglomerado extenso y uniforme de enclaves eminentemente agrarios y abocados a una situación de progresivo despoblamiento y atonía económica.

Esta disquisición en dos regímenes espaciales tan nítidos nos ha llevado a estimar modelos de convergencia condicional sólo en el primer conglomerado de áreas desarrolladas, volviendo a comprobar las variantes del modelo clásico, y los modelos de retardo y error espacial, con la inclusión de un vector de variables explicativas relacionadas de algún modo con los componentes de una función de producción espacial, y que alientan o debilitan el proceso de crecimiento económico. En este caso, las estimaciones son todas significativas y se han solventado los problemas de heterogeneidad y dependencia espacial, obteniendo fundamentalmente dos resultados notables que merece destacar. En primer lugar, que la tasa de convergencia de este tipo de municipios, digamos centrales, es muy elevada y superior a la tasa encontrada habitualmente para demarcaciones espaciales más grandes como regiones o países. La cifra está alrededor del 5,5%, lo que significa que la vida media para acortar la mitad de la brecha de estas economías hacia su estado estacionario se desvanece en poco más de doce años. Esta conclusión es lógica, ya que se trata de los centros más dinámicos de la región en términos económicos y demográficos, de modo que tienden a adquirir una estructura productiva y poblacional cada vez más diferenciada en relación al resto de espacios. La segunda conclusión se refiere a las variables que pueden determinar el proceso de crecimiento, que en nuestro caso se han demostrado impulsores del mismo los indicadores de capital humano, *stock* de capital y cambio productivo de los enclaves hacia economías más terciarizadas y menos agrarias; mientras que son variables de retroceso las relacionadas con la vitalidad demográfica, como la edad media municipal.

Estos resultados son elocuentes de una conclusión más conocida y reiterada en economía espacial, como es el hecho de que el desarrollo económico resulta ser un fenómeno esencialmente concentrado en el espacio, pero que en este estudio ha llegado a demostrarse con la precisión de las unidades territoriales menores. De este modo podemos concluir también que, en el caso de la Comunidad Autónoma de Castilla y León se producirá una acentuación irreversible de las disparidades territoriales entre un conjunto de centros polarizadores y convergentes, que sustentan además la convergencia económica de la región, pero que se acompañan de una periferia de áreas atrasadas con cada vez menos oportunidades.

Referencias bibliográficas

- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics*, Kluwer, Dordrecht.
- (1995): «Local Indicators of Spatial Association-LISA», *Geographical Analysis*, 27: 93-113.
- (1996): «The Moran scatterplot as an ESDA tool to asses local instability in spatial association», en Ficher, M.; Scholten, H., y Unwin, D. (eds.), *Spatial analytical perspectives on GIS*, Taylor and Francis, London.
- (2000): «Spatial Econometrics», en Baltagi, B. (ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Arbia, G., y Baltagi, B. H. (2009): *Spatial Econometrics. Methods and Applications*, Heidelberg, Physica-Verlag.
- Arnáiz, G.; Martín Guzmán, M. P.; Martín, T., y Toledo, I. (1987): *Discriminación y clasificación de las regiones fiscales en España*, Madrid, Instituto de Estudios Fiscales.
- Barro, R. (1991): «Economic Growth in a section of countries», *The Quarterly Journal of Economics*, 106: 407-443.
- Barro, R., y Sala-i-Martin, X. (1991): «Convergence across States and Regions», *Brooking Papers on Economic Activity*, 1: 107-182.
- (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100: 407-443.
- (1995): *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill.
- Boldrin, M., y Canova, F. (2000): «Inequality and convergente: reconsidering European regional policies», *CEPR Discussion Paper*, 3744.
- Comrey, A. L. (1985): *Manual de Análisis Factorial*, Madrid, Cátedra.
- Cuadrado Roura, J. R. (1998): «Divergencia versus convergencia de las disparidades regionales en España», *EURE*, 24, 72: 5-31.
- Cuadrado Roura, J. R., y Marcos, M. A. (2005): «Disparidades regionales en la Unión Europea. Una aproximación a la cuantificación de la cohesión económica social», *Investigaciones Regionales*, 6: 63-89.
- Cuadrado Roura, J. R., y Garrido, R. (2006): «¿Hacia una nueva periferia en Europa?», *Papeles de Economía Española*, 107: 116-136.
- Chasco, C., y López, F. (2004): «Modelos de regresión espacio temporales en la estimación de la renta municipal. El caso de la Región de Murcia», *Estudios de Economía Aplicada*, 22, 3: 605-630.
- De la Fuente, A. (1996a): «Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias», *Revista de Economía Aplicada*, IV, 10:5-64.
- (1996b): «On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions», *CEPR Discussion Paper*, 1543.
- (1998): «¿Convergencia Real? España en la OCDE», *FEDR Discussion Paper*, 98002.
- Figueroa, V., y Herrero, L. C. (2003): «Análisis de la convergencia económica a través de indicadores sintéticos de desarrollo: aplicación al caso de Chile», *Investigaciones Regionales*, 107: 30-44.
- Fingleton, B., y López-Bazo, E. (2006): «Empirical Growth models with spatian effects», *Papers in Regional Science*, 85(2): 177-198.
- Fisher, M., y Stirböck, C. (2006): «Convergencia regional en Europa», *Papeles de Economía Española*, 107: 41-63.
- Garrido, R. (2002): *Cambio estructural y desarrollo regional en España*, Madrid, Ediciones Pirámide.
- Goerlich, F.; Mas, M., y Pérez, F. (2002): «Concentración, convergencia y desigualdad regional en España», *Papeles de Economía Española*, 93: 17-36.

- Guerrero Campeán (2007): «El impacto de la geografía sobre la riqueza: autocorrelación espacial, movilidad regional, esquemas convergentes y dinámica temporal del ingreso per cápita en México», *Ensayos*, vol. XXVI, 1: 45-114.
- Higgins, M. J.; Levy, D., y Young, A. T. (2006): «Growth and Convergence across the United States: Evidence from County Level Data», *Review of Economics and Statistics*, 88, 4: 671-681.
- Le Gallo, J. (2004): «Space-Time Analysis of GDP Disparities among European Regions: A Markov Chains Approach», *International Regional Science Review*, 27(2): 138-163.
- Le Gallo, J., y Chasco, C. (2008), «Spatial analysis of urban growth In Spain, 1900-2001», *Empirical Economics*, 34: 59-80.
- Le Gallo, J., y Ertur, C. (2003), «Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995», *Journal of Economics*, 82(2): 175-201.
- López-Bazo, E.; Vayá, E.; Mora, A., y Suriñach, J. (1999): «Regional economic dynamics and convergence in the European Union», *The Annals of Regional Science*, 33: 343-370.
- Magalhães, A.; Hewings, G., y Azzoni, C. (2005), «Spatial dependence and regional convergence in Brazil», *Investigaciones Regionales*, 6, 5-20.
- Mancha, T., y Sotelsek, D. (ed.) (2001): *Convergencia económica e integración: La experiencia en Europa y América Latina*, Madrid, Ediciones Pirámide.
- Martín Guzmán, M. P. (1988): «Métodos estadísticos en el análisis regional», *Revista de Estudios Regionales*, 25-35.
- Martín, C., y Velázquez, F. (2001): *Serie de indicadores de convergencia real para España, el resto de países de la UE y EE.UU.*, Madrid, Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas.
- Mas, M.; Maudos, M., y Uriel, E. (1995): «Growth and Convergence in the Spanish Provinces», en Armstrong, H. W., y Vickerman, R. W. (eds.), *Convergence and Divergence Among European Regions*, London, Pion Ltd.
- Mella, J. M., y Chasco, C. (2004): «Urban growth and territorial dynamics in Spain (1985-2001): A spatial econometrics analysis», Urban/Regional 0411003, ECONWPA.
- Moreno, R., y Vayá, E. (2000): *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: la econometría espacial*, Edicions Universitat de Barcelona, Colecció UB44, Manuals, Barcelona.
- Naciones Unidas (1960): *International Definition and Measurement of Levels of Living*, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales. E/CN. 3/270.
- Olloqui, I.; Sosvilla, S., y Alonso, J. (2002): «Convergencia en precios en las provincias españolas», *Información Comercial Española*, 797: 160-178.
- Parellada, M. (1992): «Una aproximación a la estimación de la renta municipal en España», en García, J. L., y Serrano, J. M. (coord.), *Economía Española, Cultura y Sociedad. Homenaje a Juan Velarde Fuertes*, Madrid, Eudema.
- Peeters, L. (2008): «Selective In-migration and Income Convergence and Divergence across Belgian Municipalities», *Regional Studies*, 42(7): 905-921.
- Pena Traperó, J. B. (1977): *Problemas de la Medición del Bienestar y Conceptos Afines: Una aplicación al caso español*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.
- Quah, D. (1993): «Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 4: 427-443.
- (1996): «Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics», *The Economics Journal*, 106, 437: 1045-1055.
- Ramajo, J.; Márquez, M. A.; Hewings, J. D., y Salinas, M. (2008): «Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions?», *European Economic Review*, 52(3): 551-567.
- Rey, S., y Montouri, B. (1999): «US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective», *Regional Studies*, 33(2): 143-156.

- Rodríguez Pose, A., y Petrakos, G. (2004): «Integración económica y desequilibrios territoriales en la Unión Europea», *EURE*, 29, 89: 63-80.
- Sala-i-Martin, X. (1996): «The Classical Approach to Convergence Analysis», *The Economic Journal*, 106(437): 1019-1036.
- Seers, D. (1970): «The Meaning of Development», *Revista Brasileira de Economía*, 24, 3: 11-25.
- Tortosa-Ausina, E. (2001): «La distribución provincial del capital en España», *Papeles de Economía Española*, 88: 183-195.
- Valdivia López, M. (2008): «Desigualdad regional en el centro de México. Una exploración espacial de la productividad en el nivel municipal durante el periodo 1988-2003», *Investigaciones Regionales*, 13:5-34.
- Villaverde, J. (2004): «Convergencia provincial en España: un análisis espacial», *Papeles de Economía Española*, 100: 210-219.
- Zarzosa, P. (1996): *Aproximación a la Medición del Bienestar Social*, Valladolid: Secretariado de Publicaciones e Intercambio Científico, Universidad de Valladolid.