

## La distribución del desempleo en las provincias españolas: Un análisis con datos de panel mediante el filtrado espacial \*

José Daniel Buendía Azorín \*\*, María del Mar Sánchez de la Vega \*\*\*

**RESUMEN:** La distribución geográfica de las tasas de desempleo ha sido objeto de análisis desde diferentes perspectivas metodológicas en estudios teóricos y empíricos. En los últimos años se ha intensificado la línea investigadora que estudia la persistencia del desempleo regional desde la óptica de la heterogeneidad espacial o la autocorrelación espacial en los niveles y la dinámica del desempleo. Este trabajo sigue esta línea metodológica y presenta nueva evidencia acerca del comportamiento de las tasas de paro provinciales en España. En primer lugar, se utilizan técnicas descriptivas para investigar la disparidad y persistencia de las diferencias de las tasas de paro en las provincias españolas (NUTS-3) durante el periodo 1998-2007. En segundo lugar, mediante técnicas de filtrado espacial en un marco de panel, se comprueba la existencia de patrones espaciales que son significativos en el tiempo. Los resultados obtenidos muestran de forma clara la existencia de un proceso de polarización y la persistencia en las desigualdades de las tasas de desempleo entre las provincias con altas tasas de desempleo y aquellas con valores bajos.

**Clasificación JEL:** C21; C23; E24; R23.

**Palabras clave:** Filtrado espacial; desempleo; datos de panel.

### The distribution of unemployment in Spanish regions: A spatial filtering approach with panel data

**ABSTRACT:** Geographical distribution of unemployment rates has been analyzed from different methodological perspectives in theoretical and empirical studies. In recent years, researcher on regional unemployment persistence which deals with the spatial autocorrelation in the levels and dynamics of unemployment has increased. Following this line, our study presents new evidence about the behaviour of provincial unemployment rates in Spain. First, descriptive techniques are used

---

\* Este trabajo se ha beneficiado de los valiosos comentarios de dos evaluadores anónimos.

\*\* Departamento de Economía Aplicada. e-mail: [jd Buen@um.es](mailto:jd Buen@um.es).

\*\*\* Departamento de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa. [marvega@um.es](mailto:marvega@um.es). Universidad de Murcia. Dirección postal: Facultad de Economía y Empresa. Campus de Espinardo, 30100 Murcia.

*Recibido: 30 de enero de 2013 / Aceptado: 18 de junio de 2013.*

to investigate the disparity and persistent differences in unemployment rates in the Spanish provinces (NUTS-3) during the period 1998-2007. Then, we use spatial filtering techniques in a panel estimation framework to check the existence of spatial patterns which are significant over time. Our results clearly show the existence of a process of polarization and persistent disparities in unemployment rates between the provinces with high unemployment rates and those with low values.

**JEL Classification:** C21; C23; E24; R23.

**Keywords:** Spatial filtering; unemployment; panel data.

## 1. Introducción

La existencia de disparidades regionales es una característica común entre los diferentes territorios de España y también de la Unión Europea, siendo a menudo más acusadas en el interior de los propios estados que la registrada entre los distintos estados. Un ejemplo de ello lo constituyen las tasas de paro regionales, que alcanzan diferencias notablemente superiores a las registradas entre Estados, como ha puesto de manifiesto la Comisión Europea, 1999 y 2002 o se refleja en el trabajo de Taylor y Bradley (1997). En el caso de España, utilizando los datos homogéneos de la Encuesta de Población Activa, durante el periodo expansivo 1998-2007 la tasa de desempleo nacional descendió notablemente desde una tasa media del 17,7% hasta el 8,3%<sup>1</sup>, aunque las diferencias entre las tasas de paro provinciales no se redujeron.

Este trabajo se orienta principalmente a evaluar la importancia de la componente espacial como elemento explicativo de las persistentes diferencias de las tasas de paro provinciales.

El análisis de las diferencias del desempleo regional tiene como principales objetivos examinar la persistencia de las diferencias del desempleo y desarrollar modelos que investigan sus determinantes. Estos objetivos se han abordado desde diferentes perspectivas metodológicas, las que utilizan las técnicas econométricas estándar y las que hacen uso de la econometría espacial. Desde esta última, se pueden destacar las aportaciones de Molho (1995), Overman y Puga (2002), Aragón *et al.* (2003), Niebuhr (2003), Kosfeld y Dreger (2006), Cracolici *et al.* (2007), Patacchini y Zenou (2007), Patuelli *et al.* (2011, 2012), y Lottmann (2012), y en el caso del desempleo español, López-Bazo *et al.* (2002, 2005).

El trabajo que presentamos utiliza el enfoque espacial para analizar la persistencia de las diferencias relativas de las tasas de paro provinciales durante el periodo 1998-2007 (fase expansiva del ciclo económico) en un marco de panel mediante un modelo lineal generalizado mixto (MLGM), utilizando la técnica semiparamétrica de filtrado espacial frente a la modelización econométrica espacial convencional<sup>2</sup>. La aportación novedosa de este trabajo reside en la utilización de la técnica del filtro espacial en un marco de estimación de panel.

<sup>1</sup> En la UE-27 la tasa de paro agregada alcanzó el 7,2% en 2007, correspondiendo la mayor tasa de paro a Slovakia con el 11,1% y la menor a Holanda con el 3,6%.

<sup>2</sup> En los trabajos de López-Bazo *et al.* (2002, 2005) se realiza un análisis espacial de corte transversal mediante el modelo SAR aplicado a las provincias españolas.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 se realiza un análisis espacial exploratorio para describir el comportamiento de las tasas de paro de las provincias españolas. En la sección 3 se describe brevemente el procedimiento metodológico de filtrado espacial. La sección 4 presenta la aplicación empírica con los resultados del modelo de panel. Finalmente, se sintetizan los principales hallazgos del trabajo.

## 2. Análisis exploratorio de la distribución espacial de las tasas de desempleo

Una primera característica de la evolución de las tasas de paro provinciales durante el periodo expansivo 1998-2007 es la reducción de todas las tasas provinciales en sincronía con la evolución nacional, aunque el rasgo más llamativo es que la diferencia relativa de las tasas de paro entre los extremos de la distribución aumenta<sup>3</sup> (tabla 1).

**Tabla 1.** Evolución de las tasas relativas de desempleo provinciales

	1998	2001	2004	2007
Tasa de paro nacional	17,70	10,1	10,8	8,30
Diferencia relativa entre la tasa máxima y mínima	4,55	6,17	5,20	4,97
Desviación estándar	0,37	0,45	0,39	0,37

Para profundizar en el conocimiento sobre la evolución de las diferencias relativas y su persistencia en el tiempo utilizamos dos indicadores, la desviación estándar y el coeficiente de correlación para diferentes años. Respecto a la dispersión, se observa que la desviación estándar alcanza su máximo valor en el año 2001, siendo indicativo de un proceso de divergencia durante los primeros años del periodo expansivo, mientras que en el periodo 2001-2007 registra un paulatino descenso hasta el valor alcanzado en 1998. También se observa que hasta 2004 la relación entre la dispersión y la tasa de paro es inversa (coeficiente de correlación  $-0,52$ ), poniendo de manifiesto que cuando desciende la tasa de paro se amplían las diferencias relativas<sup>4</sup>.

En cuanto a la persistencia de las diferencias relativas, el coeficiente de correlación es  $0,87$  entre 1998 y 2007 y apenas decrece durante el periodo considerado, lo que evidencia una fuerte persistencia<sup>5</sup>.

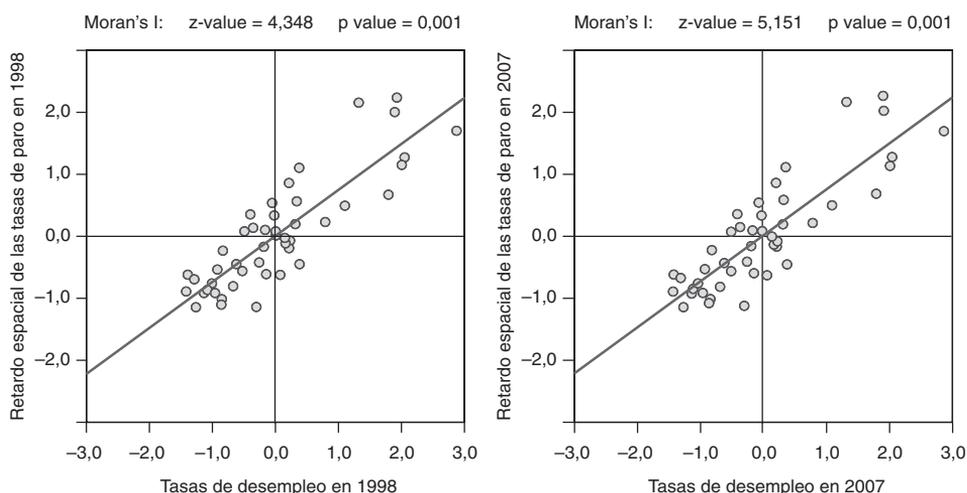
<sup>3</sup> La mayor tasa de paro en 1998 se registró en Cádiz con un valor del 39,1% y la menor en Lleida con un 8,8%. En el año 2007 estas dos provincias continuaban encabezando el ranking, con el 14,9% y el 3,0%, respectivamente.

<sup>4</sup> Este hecho parece confirmar la existencia de un comportamiento procíclico en la medida que en la fase expansiva del ciclo (desciende la tasa de paro) se amplían las diferencias relativas (y absolutas) mientras que se reducen en la fase recesiva (aumento de la tasa de paro).

<sup>5</sup> El coeficiente de regresión simple entre las diferencias relativas de las tasas de paro entre 1998 y 2007 es de  $0,98$ , con un  $R^2$  del 75,9%.

Sin embargo, estos resultados no consideran la localización espacial de cada provincia y para descubrir el esquema de asociación espacial de la distribución de las tasas de paro provinciales recurrimos al diagrama de dispersión de Moran (figura 1). La intensidad de la dependencia espacial se obtiene mediante uno de los estadísticos más conocidos, la I de Moran (IM). Se observa que la mayoría de las provincias en 1998 y 2007 están posicionadas en los cuadrantes I y III en el diagrama de dispersión de Moran, lo que indica que las provincias con altas tasas de desempleo tienen vecinos con altas tasas de desempleo y las que tienen tasas de desempleo bajas tienen provincias vecinas con valores bajos. Por tanto, existe un esquema de dependencia espacial positiva (concentración) durante el periodo de análisis, que debe incorporarse como elemento explicativo en la modelización de las tasas de paro relativas.

**Figura 1.** Diagrama de dispersión de Moran de las tasas de desempleo 1998 y 2007



### 3. El filtrado semiparamétrico de autocorrelación espacial: el enfoque de los vectores propios

Las técnicas más habituales para el análisis de datos que presentan autocorrelación espacial utilizan modelos que especifican directamente una estructura espacial, siendo los más frecuentes los modelos autorregresivos espaciales<sup>6</sup>.

Tal como señalan Patuelli *et al.* (2011), los procedimientos de estimación paramétricos utilizados para estos modelos suponen con frecuencia que la variable de-

<sup>6</sup> Una exposición de estos modelos puede encontrarse, entre otros, en Anselin, 1988 y LeSage y Pace, 2009.

pendiente es una función lineal de las variables independientes y, consecuentemente, sigue una distribución normal. Como alternativa, estos autores utilizan la técnica de filtrado espacial de Griffith (1996, 2000), que es la que aplicamos en este trabajo. En nuestro caso, la variable estudiada es la tasa de desempleo, por lo que el uso del filtrado espacial en el marco de una regresión logística puede resultar más adecuado que los métodos paramétricos que conllevan el supuesto de que la variable sigue una distribución normal.

El procedimiento de Griffith descompone la variable estudiada en función de una componente sistemática o no espacial, que es una combinación lineal de las variables explicativas observadas, y una componente espacial formada por una combinación lineal de variables sintéticas que representan la estructura espacial del conjunto de datos. Estas componentes se pueden incorporar en un marco de modelización MCO o de modelos lineales generalizados (MLG). En los trabajos de Griffith (1996, 2000) se consideran los autovectores de la matriz  $M \cdot W \cdot M$  donde  $W$  es la matriz de conectividad y  $M = I - 1(1^t)^{-1}1$ , siendo  $I$  la matriz identidad de orden  $n$ , y  $1$  un vector de orden  $n \times 1$  cuyos elementos son todos iguales a 1; y la técnica que desarrollan consiste en introducir como regresores estos autovectores para construir un modelo de regresión lineal en el que los errores no presentan dependencia espacial, por lo que se pueden utilizar las técnicas de estimación MCO. También se aplica en modelos lineales generalizados, para errores con una distribución de Poisson (Griffith, 2002) o errores binomiales (Griffith, 2004).

#### 4. Aplicación empírica del filtrado espacial a las tasas de desempleo provincial

La muestra incluye 47 provincias españolas<sup>7</sup>, excluidas las provincias insulares y Ceuta y Melilla, durante el periodo 1998-2007<sup>8</sup>. El único antecedente de este enfoque espacial lo proporcionan los trabajos de López Bazo *et al.* (2002, 2005), desde la perspectiva del método paramétrico del retardo espacial (SAR). Por otro lado, un análisis exhaustivo sobre factores explicativos del desempleo regional es el de Elhorst (2003), que recoge factores de diversa índole relativos a la demanda y oferta de trabajo, como la población en edad de trabajar, la tasa de actividad, la inmigración neta, la movilidad, los salarios, el empleo, la especialización productiva, el nivel educativo de la población o el grado de sindicalización.

En este trabajo utilizamos algunas de las variables socioeconómicas contenidas en la anterior referencia:

---

<sup>7</sup> Se corresponde con la clasificación NUTS-3 de la Unión Europea. Esta clasificación de región responde más a criterios administrativos que funcionales, ya que el concepto de región funcional (nodal o polarizada) introducido por F. Perroux en 1955 obedece a principios de interrelación, de interdependencia entre espacios estrechamente articulados entre sí. Es decir, lo fundamental es la intensidad de la interdependencia de los flujos de bienes, personas e información.

<sup>8</sup> Los datos de las variables provinciales utilizadas proceden de la Encuesta de Población Activa (EPA) y la estadística de indicadores sociales, elaboradas ambas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

- 1) Población en edad de trabajar, definida como la población de dieciséis a sesenta y cinco años.
- 2) Población ocupada, definida como la población que desarrolla una actividad a tiempo completo o a tiempo parcial.
- 3) Población con estudios, definida como la proporción de población de dieciséis y más años con estudios primarios, secundarios o superiores.

#### 4.1. Cálculo y selección de los filtros espaciales sobre el periodo de tiempo

En este trabajo, la matriz de pesos utilizada  $W$  se ha obtenido mediante el criterio de contigüidad *queen*. De forma resumida, las etapas del filtrado espacial realizado<sup>9</sup> son:

- 1) Calcular los autovectores de la matriz de contigüidad transformada  $M \cdot W \cdot M$ .
- 2) Seleccionar de ellos aquéllos cuyo valor de la  $I$  de Moran cumple que  $IM/\max(IM)$  es mayor o igual que 0,25 (ver Griffith, 2003). El conjunto obtenido está formado por 13 autovectores, que se denotan por  $e_1, e_2, \dots, e_{13}$ .
- 3) Del conjunto obtenido en el paso anterior suprimir los que no son significativos como variables explicativas del desempleo en cada uno de los años del periodo considerado, lo que proporciona un conjunto de autovectores significativos para cada uno de los años. Esto se realiza separadamente para cada año, por medio de una regresión logística por etapas, haciendo uso de la estimación de un MLG con una función link binomial. La regresión por etapas se basa en el criterio de información de Akaike y, como este criterio tiende a la sobreselección, se realiza una eliminación manual hacia atrás de regresores (autovectores). Secuencialmente, se elimina un autovector en cada paso hasta que todos los que quedan superan los tests  $\chi^2$  para un nivel del 95%.

El modelo logístico que resulta para un tiempo  $t$  es:

$$E(y_i^t) = \pi(E_{i,k}^t) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + E_{i,k}^t \beta)}},$$

donde  $\pi$  es la función media,  $y_i^t$  es el elemento  $i$ -ésimo de la variable dependiente  $y$  en el tiempo  $t$ ,  $E_{i,k}^t$  es la fila  $i$ -ésima de la matriz cuyas columnas son los  $k$  autovectores finalmente seleccionados para el tiempo  $t$  y las variables explicativas socioeconómicas,  $\alpha$  es una constante y  $\beta$  es un vector de constantes.

Al acabar esta etapa se dispone de un conjunto de autovectores significativos para cada uno de los años considerados, que se detallan junto con los resultados de la estimación en la tabla 2.

<sup>9</sup> El procedimiento utilizado para la obtención del filtro espacial se presenta en Patuelli *et al.* (2011).

**Tabla 2.** Autovectores seleccionados para el periodo 1998-2007. Específicos del año y comunes

Año	Núm. de autovectores	Autovectores específicos	Autovectores comunes	Pseudo-R <sup>2</sup>	AIC
1998	3	$e_6$	$e_2, e_4$	0,826	116,92
1999	2			0,834	117,87
2000	2			0,801	111,95
2001	5	$e_6, e_{11}, e_{13}$		0,776	117,02
2002	4	$e_9, e_6$		0,768	110,55
2003	5	$e_9, e_{11}, e_{12}$		0,803	121,4
2004	5	$e_9, e_{11}, e_{12}$		0,830	145,75
2005	2			0,769	166,06
2006	3	$e_1$		0,754	171,97
2007	4	$e_1, e_9$		0,754	147,51

- 4) Determinar los autovectores hallados en el paso 3) que son comunes a todos los años. En la tabla 2 se indican estos autovectores comunes. Se observa que hay dos autovectores significativos como variables explicativas del desempleo provincial para todos los años considerados.
- 5) Estimar el modelo cuyas variables independientes son las variables explicativas (de tipo socioeconómico) del desempleo y los autovectores obtenidos en el paso 4).

Respecto a las variables explicativas utilizadas, en la tabla 3 se presenta un resumen de los resultados obtenidos, observándose que los parámetros estimados son altamente significativos y que los signos de las variables explicativas son los esperados, manteniéndose durante todos los años del periodo. Estos resultados confirman la pertinencia de dichas variables en el modelo.

#### 4.2. Un modelo de panel con filtrado espacial para el desempleo español

Tras haber seleccionado los autovectores significativos para todo el periodo de estudio se estima el modelo de panel con efectos aleatorios espacialmente estructurados para analizar la capacidad del filtro espacial obtenido para capturar la dependencia espacial en todo el periodo<sup>10</sup>. Para ello se utiliza un modelo lineal generalizado mixto que incluye un intercepto que varía espacialmente según una distribución normal.

<sup>10</sup> Este procedimiento es utilizado en los trabajos de Griffith (2008) y Patuelli *et al.* (2011).

**Tabla 3.** Coeficientes y significatividad estadística de las variables socioeconómicas

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Población	0,002 ***	0,003 ***	0,003 ***	0,003 ***	0,003 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***
Empleo	-0,005 ***	-0,005 ***	-0,005 ***	-0,005 ***	-0,005 ***	-0,004 ***	-0,004 ***	-0,004 ***	-0,003 ***	-0,004 ***
Población con estudios	-0,017 ***	-0,020 ***	-0,019 ***	-0,017 ***	-0,020 ***	-0,022 ***	-0,020 ***	-0,024 ***	-0,024 *	-0,028 *

\* Significativo al nivel del 90 por ciento.

\*\* Significativo al nivel del 95 por ciento.

\*\*\* Significativo al nivel del 99 por ciento.

Los resultados de la estimación de este MLGM se presentan en la tabla 4, mientras que la proporción de varianza explicada por el MLGM, medida por el pseudo- $R^2$ , se recoge en la tabla 5.

**Tabla 4.** Estimación de los parámetros MLGM. 1998-2007

Parámetro	Valor	Error estd.	t-valor	p-valor
Constante	0,064	0,236	0,270	0,787
Población	0,002	0,000	13,784	0,000 ***
Empleo	-0,004	0,000	-13,431	0,000***
Población estudios	-0,027	0,003	-9,966	0,000***
$e_2$	1,160	0,190	6,093	0,000***
$e_4$	0,713	0,183	3,881	0,000***

\*\*\* Significativo al nivel 99%.

**Tabla 5.** Ajuste MLGM (1998-2007)

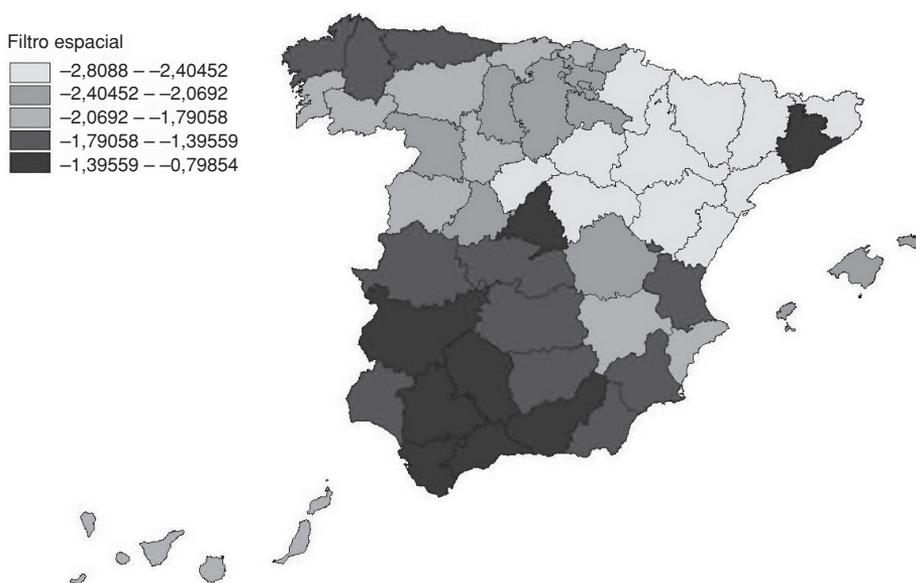
Año	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Pseudo- $R^2$	0,772	0,842	0,898	0,808	0,835	0,898	0,851	0,795	0,704	0,557

En cuanto a la estimación de los parámetros del modelo, se puede observar que todas las variables explicativas son altamente significativas y los signos de sus coeficientes son los que cabe esperar, coincidiendo con los obtenidos año a año. Estos resultados confirman la notable importancia relativa de la componente espacial en la explicación de la heterogeneidad espacial (polarización) en la distribución de las tasas de paro provinciales y el mayor impacto relativo del capital humano respecto a las otras dos variables socioeconómicas en la explicación de la dinámica espacial de las tasas de desempleo.

El filtro espacial obtenido en la estimación del modelo espacio-temporal MLGM se presenta en la figura 2 y muestra diferentes regímenes espaciales (características comunes de las variables dentro de cada grupo de provincias) así como una tendencia hacia la formación de *clusters*, lo que contribuye a explicar la heterogeneidad espacial en la distribución de los niveles de las tasas de paro provinciales. Claramente muestra una estructura polarizada (fuerte contraste entre las provincias del Norte y del Sur), con un agrupamiento de provincias con altas tasas de desempleo y provincias con valores relativamente bajos. Hay que recordar que el filtro espacial calculado tiene en cuenta el stock de desempleo (no las variaciones) que no es explicado por la tendencia del mercado de trabajo, es decir, las decisiones tomadas con anterioridad al periodo de tiempo analizado.

En resumen, los resultados obtenidos ponen de manifiesto la notable influencia espacial en la explicación de la persistente desigualdad de las tasas de paro provinciales y su creciente polarización.

**Figura 2.** Mapa del filtro espacial de la estimación espacio-temporal MLGM



## 5. Conclusiones

En este trabajo hemos analizado la dependencia espacial de las tasas de paro relativas en las provincias españolas en el periodo 1998-2007 en un marco de panel utilizando la técnica del filtrado espacial.

Los resultados más significativos son:

- 1) Existe una persistente desigualdad en las tasas de desempleo provincial y una creciente polarización.
- 2) La distribución provincial de las tasas de desempleo relativas se caracteriza por una fuerte y creciente dependencia espacial.
- 3) La estimación del modelo de regresión lineal general mixto en el que se introducen como variables explicativas, además del filtro espacial, la población potencialmente activa, la población ocupada y la población con estudios, confirma que el patrón de desempleo provincial no cambia en el tiempo y se mantiene el proceso de polarización (fuerte contraste entre las provincias del Norte y del Sur).
- 4) La persistencia de la desigualdad de las tasas de paro relativas es explicada principalmente por la componente espacial, indicando que las tasas de desempleo de una determinada provincia dependen fundamentalmente de la situación de las provincias vecinas con las que comparte características específicas.

- 5) Es mayor la capacidad explicativa del capital humano en la distribución de las tasas de paro relativas respecto a las otras dos variables explicativas.

## 6. Referencias bibliográficas

- Anselin, L. (1988): *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Boston.
- Aragón, Y.; Haughton, D.; Haughton, J.; Leconte, E.; Malin, E.; Ruiz-Gazen, A., y Thomas-Agnan, C. (2003): «Explaining the pattern of regional unemployment: the case of the Midi-Pyrénées region», *Papers in Regional Sciences*, 82, 155-174.
- Cracolici, M. F.; Cuffaro, M., y Nijkamp, P. (2007): «Geographical distribution of unemployment: An analysis of provincial differences in Italy», *Growth & Change*, 38(4), 649-670.
- Elhorst, J. P. (2003): «The mystery of regional unemployment differentials: theoretical and empirical explanations», *Journal of Economic Surveys*, 17(5), 709-748.
- Griffith, D. A. (1996): «Spatial autocorrelation and eigenfunctions of the geographic weights matrix accompanying geo-referenced data», *The Canadian Geographer*, 40, 351-367.
- (2000): «A linear regression solution to the spatial autocorrelation problem», *Journal of Geographical Systems*, 2, 141-156.
- (2002): «A spatial filtering specification for the auto-Poisson model», *Statistics and Probability Letters*, 58, 245-251.
- (2003): *Spatial autocorrelation and spatial filtering: gaining understanding through theory and scientific visualization*, Springer-Verlag, Berlín.
- (2004): «A spatial filtering specification for the autologistic model», *Environment and Planning A*, 36, 1791-1811.
- (2008): «A comparison of four model specifications for describing small heterogeneous space-time datasets: Sugar cane production in Puerto Rico, 1958/59-1973/74», *Papers in Regional Science*, 87, 341-355.
- Kosfeld, R., y Dreger, C. (2006): «Thresholds for employment and unemployment: A spatial analysis of German regional labour markets, 1992-2000», *Papers in Regional Science*, 85 (4), 523-542.
- LeSage, J., y Pace, R. (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press Inc.
- López-Bazo, E.; Del Barrio, T., y Artís, M. (2002): «The regional distribution of Spanish unemployment: a spatial analysis», *Papers in Regional Science*, 81(3), 365-389.
- (2005): «Geographical distribution of unemployment in Spain», *Regional Studies*, 39(3), 305-318.
- Lottmann, F. (2012): «Explaining regional unemployment differences in Germany: a spatial panel data analysis», *Discussion Paper 2012-026*, CRC 649, Berlin.
- Molho, I. (1995): «Spatial autocorrelation in British unemployment», *Journal of Regional Science*, 35(4), 641-658.
- Niebuhr, A. (2003): «Spatial interaction and regional unemployment in Europe», *European Journal of Spatial Development*, 5, 2-24.
- Overman, H. G., y Puga, D. (2002): «Unemployment clusters across Europe's regions and countries», *Economic Policy*, 17(34), 115-147.
- Patacchini, E., y Zenou, Y. (2007): «Spatial dependence in local unemployment rates», *Journal of Economic Geography*, 7, 169-191.
- Patuelli, R.; Griffith, D.; Tiefelsdorf, M., y Nijkamp, P. (2011): «Spatial filtering and eigenvector stability: space-time models for German unemployment data», *International Regional Science Review*, 34(2), 253-280.

- Patuelli, R.; Schanne, N.; Griffith, D. A., y Nijkamp, P. (2012): «Persistence of regional unemployment: Application of a Spatial filtering approach to local labor markets in Germany», *Journal of Regional Science*, 52(2), 300-323.
- Taylor, J., y Bradley, S. (1997): «Unemployment in Europe: A comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy and the UK», *KYKLOS*, 50(2), 221-245.