

## ANÁLISIS ESPACIAL DE LOS SERVICIOS PÚBLICOS DE EMPLEO EN ESPAÑA A NIVEL PROVINCIAL

Patricia Suárez Cano ([suarezpatricia@uniovi.es](mailto:suarezpatricia@uniovi.es))

Matías Mayor Fernández ([mmayorf@uniovi.es](mailto:mmayorf@uniovi.es))

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Oviedo

Avda. del Cristo, s/n

33006 – Oviedo (Spain)

Tel: +34 985 10 50 51 Fax: +34 985 10 50 50

### Resumen:

La motivación de este estudio está relacionada con la culminación del proceso de transferencia de las políticas activas de empleo en España, concretamente con el traspaso a los Servicios Públicos de Empleo Autonómicos de la intermediación laboral.

En este trabajo, se ha considerado el papel del espacio de forma explícita utilizando el marco que proporcionan las técnicas de econometría espacial. Así, se analiza la existencia de dependencia espacial en la distribución de las colocaciones a nivel provincial durante los años 2007 y 2008, tanto a nivel global como local.

En primer lugar, cabe preguntarse si existe una pauta de distribución espacial estable en el tiempo de las colocaciones tanto, en las que intervienen las oficinas de empleo como aquéllas en las que no intervienen, y que implicaciones tiene sobre dicha distribución el empeoramiento del ciclo económico. Los resultados muestran que la distribución espacial de ambos tipos de colocaciones es diferente y estable en el tiempo.

En segundo lugar, es importante identificar los clusters espaciales existentes con el objetivo de determinar las áreas geográficas en las que los servicios públicos de empleo (SPE) tienen una cuota de mercado significativa.

Por último, se obtiene una estimación de las externalidades espaciales en términos de colocaciones así como la confirmación del comportamiento contra cíclico en el uso de los SPE.

Palabras clave: servicios públicos de empleo, autocorrelación espacial.

JEL: J68, J60, C21, R12.

## 1. Introducción

Es bien sabido que la Estrategia de Lisboa ha fijado como máxima prioridad la creación de empleo. Asimismo respalda la modernización de los servicios públicos de empleo (SPE) como forma de atajar el problema del desempleo en Europa.

El papel de los servicios públicos de empleo ha sido ensalzado especialmente a partir de 1998. Más recientemente, en las directrices para el empleo (periodo 2005-2008) se recoge la importancia de la labor de los servicios públicos de empleo en el ámbito local como responsables de la política de empleo.

Aunque hay razones para poner en duda la efectividad de las oficinas de empleo, en la actualidad existe un consenso generalizado sobre la idea de que los servicios públicos de empleo constituyen una necesidad social en Europa como garante de una mayor equidad.

La literatura relacionada con el uso de los servicios públicos de empleo (SPE) suele centrarse en la relación entre el uso de éstos por parte de los parados y el ciclo económico. Osberg (1993) y Gregg *et al.* (1996), en un estudio de las oficinas de empleo públicas en Canadá y Reino Unido, respectivamente, llegaron a la conclusión de que el uso de los servicios públicos de empleo es contra cíclico, siendo mayor en recesiones que en otra época. Por otra parte, existen algunos trabajos recientes que se centran en la labor desarrollada por los servicios de empleo a un nivel regional como los siguientes: Lundin *et al.*, 2000; Ibourk *et al.*, 2001; Ferro- Luzzi *et al.*, 2003; Sheldon, 2003; Bruttel, 2005; Vassiliev *et al.*, 2006; Joassart-Marcelli *et al.*, 2006, entre otros.

Recientemente y en términos más generales, Clinch y O'Neill (2009) subrayan la importancia del espacio a la hora de evaluar el desarrollo de políticas que han supuesto un alto grado de descentralización, siendo fundamental considerar el marco teórico que proporciona la Economía Espacial para llevar a cabo dichas evaluaciones<sup>1</sup>.

Si analizamos la literatura existente hasta la fecha sobre los servicios públicos de empleo en España apenas se ha tenido en cuenta la dimensión espacial. No obstante, Jimeno (1993) señala que en el mercado de trabajo la dimensión espacial tiene un papel especialmente relevante puesto que empresarios y trabajadores deben de ponerse en contacto en un lugar y en un momento determinado.

Además, el proceso de transferencia de las políticas activas de empleo a favor de las comunidades autónomas ha culminado recientemente en España de manera que, con la

---

<sup>1</sup> Concretamente en el año 2004 se llevó a cabo en Irlanda un amplio programa de descentralización que afectó al servicio de contratación de personal público, finalmente se crearon 55 centros a lo largo de 25 condados.

excepción del País Vasco, todas las Comunidades Autónomas tienen entre sus competencias, la principal función de los servicios públicos de empleo, es decir, la intermediación laboral.

En este trabajo se ha considerado la dimensión espacial como un elemento fundamental a la hora de explicar las diferencias regionales en términos de colocaciones. Nuestra hipótesis de partida es que la distribución espacial de las colocaciones en las que intervienen las oficinas de empleo y las colocaciones que se producen al margen de éstas siguen patrones espaciales diferentes.

Para poder valorar la función de los servicios públicos de empleo hemos distinguido entre puestos de trabajo cubiertos gracias a la mediación de las oficinas de empleo y puestos de trabajo cubiertos de forma ajena a éstas. A lo largo del trabajo estudiaremos la distribución en el espacio de ambas categorías en los años 2007 y 2008.

El artículo se distribuye de la siguiente manera: en el apartado 2 se explica brevemente el proceso de descentralización de la intermediación laboral así como la necesidad de hacer explícita la dimensión espacial en su análisis. Además, se explican algunos aspectos sobre la actual organización de los Servicios Públicos de Empleo Autonómicos.

En el apartado 3 se describen los datos utilizados y la metodología propuesta para llevar a cabo el análisis espacial.

En el apartado 4 se contrasta la existencia de dependencia espacial tanto a nivel global como local haciendo especial énfasis en la identificación de *clusters* y *outliers* espaciales. A partir de estos resultados se proponen y estiman modelos econométricos que permiten explicar el comportamiento de las colocaciones incluyendo explícitamente la dependencia espacial.

Finalmente, en el apartado 5 se recopilan las principales ideas y conclusiones.

## **2. Contexto**

### **2.1. Desregulación y descentralización de la intermediación laboral en España**

Sobre los SPE recaen tres grandes y significativas tareas de las políticas de mercado de trabajo: la gestión de las prestaciones por desempleo, la intermediación laboral y la gestión de programas de formación y otras medidas activas.

En España, la Ley de Empleo de 2003 establece como objetivo esencial la intermediación laboral erigiéndose como un instrumento básico de la política de empleo. En la misma se define la intermediación laboral como el conjunto de acciones que tienen por

objeto poner en contacto las ofertas de trabajo con los demandantes de empleo para su colocación.

A efectos del Sistema Nacional de Empleo y de acuerdo a la Ley de Empleo de 2003 los servicios públicos de empleo, y teniendo en cuenta solamente la vertiente pública de la intermediación laboral, son los principales agentes en el desarrollo de esta función de ajuste entre oferta y demanda en el mercado laboral.

A continuación, veremos la evolución histórica del INEM y la reforma del SPE en la década de los 90 hasta llegar al actual Sistema Nacional de Empleo.

El Instituto Nacional de Empleo ha sido el principal órgano gestor de la política de empleo en España desde su creación en 1978. A este modelo se le ha criticado su burocratización, su poca identificación con la realidad de cada territorio así como su escasa intervención en la contratación (Ruiz Álvarez, 1993). La percepción general que se tenía de su actuación en el mercado de trabajo era que únicamente se dedicaba a gestionar el pago de las prestaciones por desempleo y a llevar el registro de parados.

En resumen, se trataba de un único servicio público de empleo, centralizado y que actuaba en régimen de monopolio puesto que todos los empresarios y trabajadores estaban obligados a acudir al INEM.

La lucha contra el desempleo y las numerosas críticas hacia el INEM exigieron una reforma en la gestión de la política de empleo que desembocó en una apertura progresiva hacia la iniciativa privada. Además, en toda Europa los SPE habían empezado a organizarse de forma más descentralizada focalizando sus recursos a favor del mercado de trabajo local.

La reforma laboral de 1994 que pone fin al monopolio del INEM supuso un cambio de enfoque respecto del anterior sistema al incorporar nuevos agentes que permitían al INEM establecer objetivos más específicos centrados en los colectivos más desfavorecidos.

La siguiente gran reforma que culmina en la Ley de Empleo de 2003 propuso una reformulación del actual Sistema Nacional de Empleo, integrado por el Instituto Nacional de Empleo (INEM), el cual pasó a denominarse Servicio Público de Empleo Estatal y está completado por los Servicios Públicos de las Comunidades Autónomas que pasan a asumir la gestión de las políticas activas de empleo. No obstante, el Servicio Público de Empleo Estatal constituye un poderoso foco ya que mantiene la gestión del sistema de protección al desempleo.

A continuación vamos a plantear algunas consideraciones suscitadas por el proceso de descentralización acaecido en España en la década de los noventa así como un breve análisis sobre las razones de la misma.

El contexto institucional de las políticas de empleo en España está determinado por la configuración del Estado Autonómico, cuyo desarrollo en la última década ha generado un alto nivel de descentralización territorial.

En este contexto, el análisis de la dimensión territorial del traspaso de la gestión del empleo resulta especialmente interesante en España ya que se trata de uno de los países con más voluntad política de fomentar un modelo descentralizado, que en materia de empleo, se ha desarrollado principalmente a través de la transferencia progresiva de las políticas activas de empleo a las Comunidades Autónomas. Podemos fijar el inicio del actual escenario descentralizado en el mercado de trabajo español en la reforma laboral de 1994 mencionada anteriormente (Lázaro Sánchez, 2003).

Aunque la creación de cada Servicio Público de Empleo Autonómico tiene su propio proceso, la posibilidad de incorporar nuevos agentes sin fines lucrativos hace que las administraciones públicas tomen la iniciativa. La que inicia el proceso es la Comunidad Autónoma de Cataluña que pone en funcionamiento el Servicio Catalán de Colocación que acabará convirtiéndose en el actual Servicio de Ocupación de Cataluña.

Por el contrario, en el caso del País Vasco, al no haber obtenido en la actualidad la competencia referida anteriormente, el INEM mantiene hoy en día su doble condición, por una parte mantiene la gestión del sistema de protección al desempleo al igual que en el resto de CCAA y, por otra, su condición de intermediador laboral. No obstante, como antecedentes a un futuro Servicio Público de Empleo Vasco existe una Sociedad Anónima Pública para la promoción de la Formación y el Empleo, EGAILAN creada en 1994 y que además gestiona LANGAI, un Servicio Vasco de Colocación.

Respecto al antiguo INEM, este proceso supone una redefinición del SPE donde se promueve la participación de las CCAA estableciéndose un modelo descentralizado y gestionado por éstas pero en coordinación con el Servicio Público de Empleo Estatal.

De esta manera desde finales de la década de los 90 y de forma complementaria a la creación de los Servicios Públicos de Empleo Autonómicos se ha llevado a cabo la descentralización de la totalidad de las políticas activas de mercado de trabajo a favor de las CCAA.

La descentralización se inició en Cataluña y Galicia en el año 1997 donde se hizo efectivo el traspaso de la gestión de la formación ocupacional (Escuelas Taller y Casas de Oficio) y, más tarde, se transfirió la competencia de la gestión en el ámbito del trabajo, el empleo y la formación de gestión de empleo. En 1999 se amplió a la Comunidad Valenciana, Canarias y Navarra, en 2000 a Madrid, en 2001 a Extremadura y Asturias, en 2002 a Castilla

y León, Islas Baleares, La Rioja, Cantabria y Aragón y en 2003 a Castilla-La Mancha, Andalucía y Murcia.

Actualmente todas las Comunidades Autónomas, excepto el País Vasco<sup>2</sup>, tienen transferida las políticas activas de empleo. Es decir, en las regiones de La Ciudad Autónoma de Ceuta, La Ciudad Autónoma de Melilla y en el País Vasco gestiona el Servicio Público de Empleo Estatal. De hecho, los Servicios Públicos de Empleo Autonómicos son los principales responsables de la ejecución de las políticas activas de empleo.

## **2.2. Servicios públicos de empleo y la dependencia espacial**

No son muchos los estudios sobre los servicios públicos de empleo desde una perspectiva regional. Alujas (2007) ha estudiado la intermediación laboral del SPE en España a nivel autonómico antes de la introducción del SISPE<sup>3</sup> si bien no se considera el papel del espacio de forma explícita.

En este sentido nuestra propuesta es consistente con el trabajo de López-Bazo *et al.* (2002) en el cual se analiza mediante técnicas espaciales la distribución del desempleo en España desde un punto de vista regional<sup>4</sup>.

Como el principal objetivo de los SPE es reducir el desempleo y la mayor parte de la literatura sobre el análisis del mercado de trabajo regional se centra en las causas de la disparidad regional del desempleo (Decressin *et al.*, 1995; Jimeno *et al.*, 1998; Bande *et al.*, 2008) resulta apropiado tener en cuenta la literatura sobre mercados de trabajos regionales.

Los mercados de trabajo regionales no pueden ser considerados prescindiendo del marco teórico que nos ofrece la Economía Espacial. En este sentido, un resultado destacable es la definición en Dinamarca (en 2007) de cuatro zonas o mercados de trabajo regionales, que sustituyeron a las 14 regiones de trabajo existentes y que además coincidían con las 14 regiones reconocidas administrativamente. Este hecho constata la existencia de zonas o mercados de trabajo regionales que no tienen por que coincidir con los límites establecidos administrativamente.

Otro ejemplo de cooperación transfronteriza es el caso de *Ibermovilias*<sup>5</sup>, proyecto que ha sido llevado a cabo entre España y Portugal, concretamente en las provincias

---

<sup>2</sup> Existe un acuerdo para que las competencias en política activa de empleo sean transferidas al País Vasco a partir del 1 de enero de 2010.

<sup>3</sup> Alujas (2007) utiliza los indicadores de eficiencia propuestos por Walwei (1996).

<sup>4</sup> Al igual que en el presente estudio toman dos años como referencia (1985 y 1997) a la hora de estudiar los cambios en la distribución del desempleo a nivel provincial. La principal conclusión es que los efectos espaciales juegan un importante papel a finales de la década de los 90.

transfronterizas de ambos países. El objetivo principal de este proyecto es impulsar la movilidad laboral a través de la formación profesional articulada y el trabajo en común de las oficinas y centros de empleo con el objetivo último de crear un mercado laboral articulado.

Karlsson *et al.* (2002) sintetizan las razones por las que se debe tener en cuenta la perspectiva espacial a la hora de analizar el mercado de trabajo. En primer lugar los mercados de trabajo no son homogéneos tal y como pregonan las teorías neoclásicas. Desde un punto de vista macro, la segmentación de los mercados de trabajo está asociada con la segmentación espacial.

En segundo lugar, en diversos países se han encontrado patrones espaciales en la distribución del desempleo. La tercera razón se constituye como una de las más importantes para nuestro estudio y es que la geografía ejerce un efecto friccional especialmente importante en el mercado de trabajo que provoca imperfecciones de información y coordinación que hace menos eficiente el proceso de ajuste entre ofertas y demandas de trabajo. Por último, los mercados de trabajo se modifican constantemente; mejoras en las infraestructura, creación de nuevos puestos de trabajo en unas regiones y en otras no, diferente nivel de inmigración, diferencias en la movilidad laboral...

Todas estas razones se constituyen como la motivación de este trabajo de manera que, dando un paso más, podemos plantearnos como afectaría a la igualdad o desigualdad regional de los mercados de trabajo la confirmación de la hipótesis de dependencia espacial en las colocaciones en las que interviene el SPE.

### **3. Datos y metodología**

#### **3.1. Datos**

La implantación del SISPE (Sistema de Información de los Servicios Públicos de Empleo) en mayo de 2005 está ligada indisolublemente a la transferencia de la gestión de las políticas activas de empleo a favor de las Comunidades Autónomas. La *Estadística de demandantes de empleo, puestos de trabajo y colocaciones* se constituye como una de las principales fuentes de datos administrativos.

Es necesario dejar claro que los principales usuarios de los SPE son los trabajadores que desean buscar un empleo o mejorar el que ya poseen y que por ello se inscriben en los

---

<sup>5</sup> El proyecto *Ibermovilias* se desarrollará desde el 1 de enero de 2008 hasta el 31 de diciembre de 2010. A nivel NUTS III, participan las provincias españolas fronterizas con Portugal: Pontevedra, Orense, Zamora, Salamanca, Cáceres, Badajoz y Huelva. En las regiones portuguesas fronterizas con España: Alto Trás os Montes, Beira Interior Norte, Alentejo y Algarve.

SPE. En resumen, nos centraremos solamente en los trabajadores que solicitan participar en la intermediación laboral.

Al igual que en otros países europeos, en España no existe la obligación de registrar en las oficinas públicas de empleo los puestos de trabajo que un empresario desea cubrir. No obstante, sí tienen la obligación de comunicar la contratación, de manera que las estadísticas administrativas de contratos recogen este hecho.

El primer problema que nos planteamos a la hora de seleccionar los datos más apropiados para llevar a cabo este estudio tiene que ver precisamente con la clasificación de las colocaciones o puestos de trabajo cubiertos. Aunque se trata de una estadística difícil de explotar debido a la falta de estudios sobre la misma, consideramos que se trata de la mejor estadística disponible a la hora de evaluar la labor de los SPE. La variable objeto de estudio es el número de colocaciones<sup>6</sup>.

Al igual que De Koning (1999) hemos adoptado una definición estricta de lo que se considera “mediación del SPE” en la colocación. Por una parte, se distinguen las colocaciones o puestos de trabajo cubiertos a través del SPE, es decir, puestos de trabajo ofrecidos por los empresarios y registrados en las oficinas de empleo públicas con objeto de que éstas gestionen su cobertura con el demandante más idóneo (colocaciones del SPE). Por otra parte, se definen como colocaciones de mercado aquellas llevadas a cabo sin la intervención de las oficinas de empleo, es decir, ni la oferta estaba registrada en la oficina de empleo ni el trabajador estaba inscrito en la misma (colocaciones de mercado). Por lo tanto, solamente se analizarán estas dos posibilidades teniendo en cuenta que en el año 2007, por ejemplo, estas dos categorías suponían aproximadamente el 75% del total de colocaciones.

En síntesis, el principal objetivo de este trabajo es comparar la distribución espacial de las colocaciones en las que de forma estricta intervienen los servicios públicos de empleo regionales con aquellas otras en las que éstos no intervienen.

En el marco del SISPE y en relación a las colocaciones, esta estadística ha sido muy poco estudiada con la excepción del trabajo sobre estadísticas administrativas de Albert y Toharia (2007) que analiza, entre otros, el fichero de colocaciones registradas en el Servicio Andaluz de Empleo.

La *Estadística de demandantes de empleo, puestos de trabajo y colocaciones* proporciona mensualmente datos referentes a las colocaciones a través del SPE y las

---

<sup>6</sup> Las colocaciones son los puestos de trabajo cubiertos por un trabajador, y se asignan a la provincia en que está situado el centro de trabajo. Se pueden distinguir entre colocaciones de demandas activas y otras colocaciones.



colocaciones de mercado para 47 provincias. Nuestro periodo de estudio abarca desde enero de 2007 hasta diciembre de 2008 (24 meses) si bien es cierto que hemos agregado anualmente las categorías estudiadas de manera que trabajaremos con datos anuales referidos a 2007 y 2008. No obstante, esta agregación temporal ha sido posible gracias a la estabilidad de los resultados, puesto que si trabajamos con datos mensuales o trimestrales las conclusiones no varían.

### **3.2. Metodología**

En el ámbito de la economía regional el papel del espacio ha tenido un papel clave si bien los economistas clásicos han mantenido el enfoque temporal como fundamental. En los últimos años, el desarrollo de lo que se conoce como nueva geografía económica ha reforzado, desde un punto de vista teórico, la necesidad de incluir el espacio en nuestros modelos y, desde un punto de vista empírico, la necesidad de especificar y estimar modelos que hagan explícita la existencia de relaciones espaciales.

En el ámbito del mercado laboral existen diversos estudios que identifican la existencia de disparidades mucho más importantes a nivel regional que a nivel nacional (Overman y Puga, 2002). Además, la existencia de mercados laborales diferenciales implica la necesidad de considerar factores específicos propios así como tener en cuenta que las respuestas ante shocks globales (nacionales) no tienen porque ser del mismo signo ni intensidad.

Por otra parte, las economías regionales no pueden ser analizadas de forma aislada puesto que se trata de entidades altamente relacionadas con otras regiones (regiones vecinas). Esto implica que el desarrollo económico de una región cualquiera no puede ser entendido como un resultado propio, sino que también será debido a la influencia de sus regiones vecinas. Por tanto, si existe dependencia espacial ésta debe ser incorporada en los modelos evitando errores de especificación.

En esta línea de estudio destacan a nivel europeo los trabajos de Elhorst (2003) y Longhi y Nijkamp (2007), entre otros. A la hora de incorporar el papel del espacio geográfico en el ámbito de las provincias españolas destacan, entre otros, los trabajos de convergencia espacial (Dall'erba, 2005), el análisis de la distribución espacial del desempleo en López-Bazo *et al.* (2002) y la aplicación del análisis shift-share espacial sobre el número de ocupados (Mayor y López, 2008).

El concepto de autocorrelación espacial (Cliff y Ord, 1973) ha sido objeto de diferentes definiciones si bien, en general, implica la ausencia de independencia entre las observaciones analizadas o lo que es lo mismo la existencia de una relación funcional entre lo que ocurre en

una provincia determinada y el conjunto de todas ellas La existencia de autocorrelación espacial se indica:

$$\text{Cov}(X_j, X_k) = E(X_j X_k) - E(X_j)E(X_k) \neq 0$$

Una de las características de la dependencia espacial es su multidireccionalidad, es decir, cada región va estar relacionado con todas las regiones que se consideren vecinas. Esto implica la necesidad de estimar  $N(N-1)/2$  relaciones lo que es imposible con el número de datos disponible. La solución habitual consiste en la definición a priori de lo que se conoce como matrices de pesos espaciales.

Las matrices de pesos espaciales  $\mathbf{W}$  son matrices simétricas y no negativas de dimensión  $N \times N$ , cuyos elementos  $w_{ij}$  recogen la existencia de interdependencia entre las unidades espaciales  $i$  y  $j$ .

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdot & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & \cdot & w_{2N} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ w_{N1} & w_{N2} & \cdot & 0 \end{bmatrix}$$

Anselin (1988) establece que estos efectos pueden ser definidos de acuerdo a diversos criterios. La alternativa más habitual consiste en construir una matriz Booleana<sup>7</sup> de forma que  $w_{ij} = 1$  si las unidades  $i$  y  $j$  son vecinas mientras que  $w_{ij} = 0$  en caso contrario. Los elementos de la diagonal de esta matriz son nulos y con el objetivo de facilitar la interpretación, los valores de la matriz son estandarizados de forma que la suma por filas es 1, es decir, los elementos de la matriz estandarizada se obtienen como  $w_{ij}^d = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$  de forma que una variable modificada espacialmente se interpreta como una media ponderada de los valores que toma esa misma variable en las localizaciones “vecinas”.

Existen otras opciones para definir el conjunto de regiones vecinas como puede ser la consideración de una distancia máxima dentro de la cual dos regiones son consideradas como vecinas.

Otras opciones se basan en la utilización de lo que se conoce como distancia económica y fueran planteadas inicialmente por Case *et al.* (1993) de forma que los pesos espaciales se obtienen como  $w_{jk} = 1/|X_j - X_k|$  siendo  $X_j$  y  $X_k$ , valores de una magnitud económica.

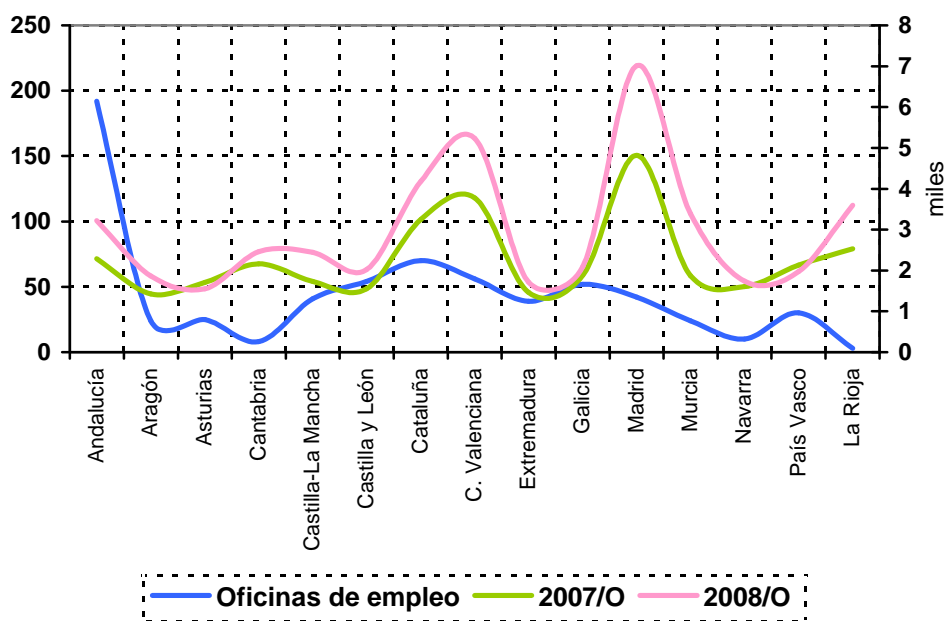
---

<sup>7</sup> Este tipo de matriz fue propuesta por Moran (1948) y Geary (1954).

Existen muchos criterios alternativos para la construcción de las matrices de pesos espaciales y de hecho no existe un método óptimo que permite seleccionar la alternativa más adecuada. Dentro de las matrices basadas en la idea de distancia económica o pseudo endógenas resulta de interés, por el tema de estudio, la propuesta de Molho (1995) que inicialmente combinaba el número de ocupados con la distancia entre las regiones consideradas asumiendo una relación exponencial decreciente.

En España existen más de 700 oficinas de empleo repartidas por todo el territorio nacional. El Gráfico 1 muestra el número de oficinas de empleo en el eje de valores  $y$  y el número de parados por oficina de empleo en el segundo eje de valores  $y$ . En primer lugar vemos que la distribución de las oficinas de empleo es diferente en cada comunidad autónoma. Estas diferencias están relacionadas en parte con el tamaño de las provincias y la densidad de población. En segundo lugar, en algunas comunidades como Cataluña, Madrid y Valencia, el número parados por oficina de empleo es claramente superior.

**Gráfico 1. Número de oficinas de empleo y parados por oficina de empleo por CCAA**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INEM-SERVICIO PÚBLICO DE EMPLEO ESTATAL y EPA segundo trimestre 2007 y 2008.

A partir de esta información, se propone una modificación de la matriz de Molho (1995) utilizando el número de oficinas de empleo como factor determinante a la hora de valorar la importancia de los SPE a nivel provincial.

De esta manera, en la matriz propuesta  $w_{ij}$  es un elemento de la matriz,  $O$  es el número de oficinas públicas de empleo que hay en cada provincia y  $D$  es la distancia entre cada provincia.

$$w_{ij} = \frac{O_j \exp(-D_{ij})}{\sum_{k \neq i} O_k (D_{ik})} \quad (\forall_i \neq j)$$

$$w_{ii} = 0$$

En este trabajo se ha optado por utilizar dos tipos opuestos de matrices. Por un lado una matriz de contigüidad binaria estableciendo como criterio de vecindad el hecho de que dos provincias compartan frontera. Por otra parte, la reformulación de la matriz de Molho.

Una vez definidas las matrices de pesos espaciales se lleva a cabo la detección de la existencia de dependencia espacial tanto global como local. Los test habitualmente más utilizados para contrastar la presencia de autocorrelación espacial son la I de Moran<sup>8</sup> (1948) y el C de Geary (1954) que se obtienen a partir de las siguientes expresiones:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2}; i \neq j$$

$$y z_i = x_i - \bar{x}, S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}.$$

El estadístico c de Geary se obtiene mediante esta expresión:

$$c = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - x_j)}{4A \sum_{i=1}^n z_i^2}$$

Para el análisis de la existencia de autocorrelación espacial local suelen ser utilizados mayoritariamente el estadístico de Getis y Ord (1992) o el estadístico local de Moran (LISA) propuesto por Anselin (1995). En el trabajo se incluye los resultados del segundo cuya expresión es la siguiente:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^{J_i} w_{ij} z_j$$

siendo  $J_i$  el conjunto de provincias vecinas de la región  $i$  según el criterio de vecindad que sea utilizado.

---

<sup>8</sup> Tanto I como c presenta la forma clásica de los coeficientes de autocorrelación, es decir, en el numerador la expresión de la covarianza entre los valores analizados y en el numerador su varianza.

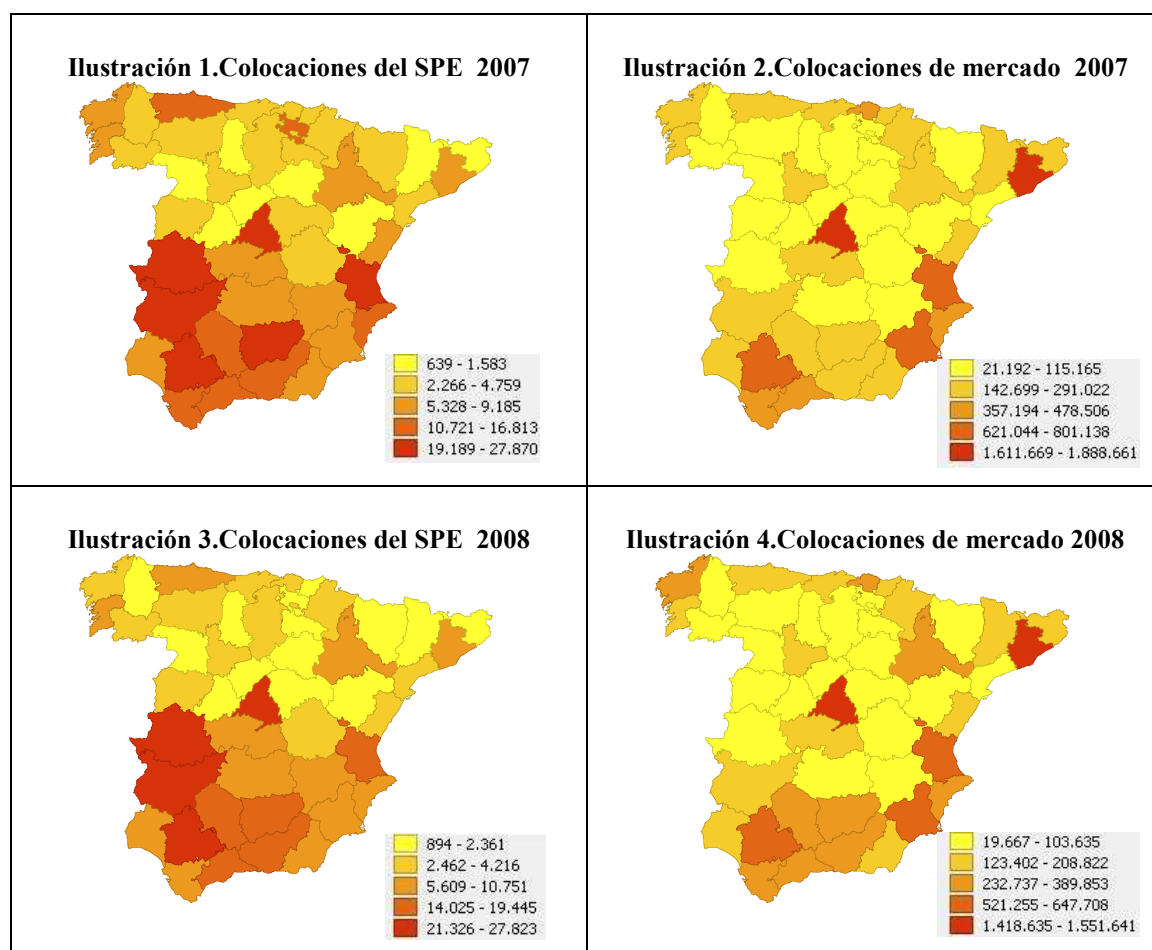
## 4. Resultados empíricos

### 4.1. ¿Cómo se distribuyen las colocaciones en España?

En primer lugar, para analizar la distribución espacial de las colocaciones del SPE se presenta, en la Ilustración 1 y en la Ilustración 3, su distribución espacial en los años 2007 y 2008, respectivamente.

El mapa sugiere que las provincias con una mayor participación de los SPE se sitúan en el suroeste de España, aunque también destacan Madrid y Valencia. En sentido contrario, la presencia en términos absolutos del SPE es más baja en Castilla y León y en la cornisa cantábrica, con la excepción de Asturias.

En segundo lugar, en la Ilustración 2 y en la Ilustración 4, se recoge la distribución de las colocaciones en las que no intervienen los SPE en el año 2007 y 2008 respectivamente. Nuevamente, las provincias de Castilla y León y Castilla-La Mancha muestran el nivel de colocaciones es más bajo. Por el contrario, los valores más altos se encuentran en Madrid y Barcelona.



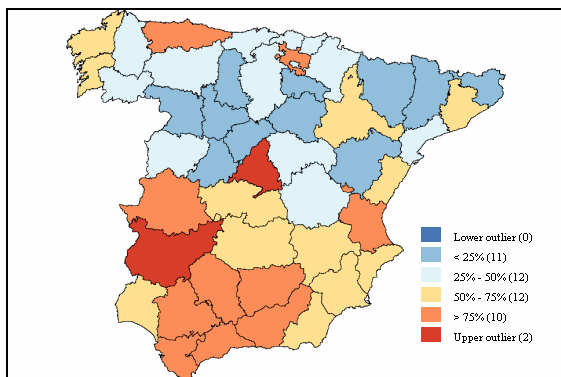
Antes de pasar al análisis de autocorrelación espacial, tanto global como local, resulta de gran utilidad analizar los box-map de ambos tipos de colocaciones. La novedad que introduce este tipo de mapas es que nos permite clasificar a las provincias en función del cuartil en el que se encuentran dado el nivel de colocaciones que acumulan.

La Ilustración 5 y la Ilustración 7 muestran la distribución por cuartiles de las colocaciones en las que interviene el SPE y en la Ilustración 6 y en la Ilustración 8 la distribución de las colocaciones de mercado. De esta manera podemos conocer que provincias presentan los valores extremos (*outliers*), tanto los extremadamente bajos y que se encontrarían en el primer cuartil, como los valores extremadamente altos que se encontrarían en el cuarto cuartil.

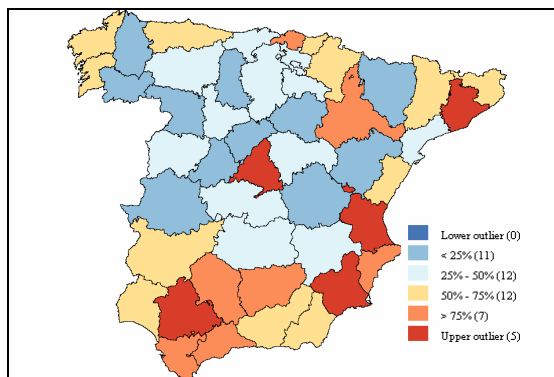
Vemos que respecto a la distribución de las colocaciones a través del SPE, no existen *lower outliers* ni en el 2007 ni en el 2008 y destacan 2 provincias como *upper outliers* (Badajoz y Madrid) en el 2007 y 5 provincias como *upper outliers* (Cáceres, Badajoz, Sevilla, Córdoba y Madrid) en el 2008. La mayor parte de las provincias se encuentran en valores intermedios aunque se pueden observar dos zonas bien diferenciadas geográficamente, la zona norte y la zona sur, ésta última con una mayor presencia del SPE.

En la Ilustración 6 y 8 se representan las colocaciones en las que no interviene el SPE y se observa que, en este caso, hay 5 *upper outliers* (Barcelona, Madrid, Murcia, Sevilla y Valencia) en el 2007 y 4 *upper outliers* (Barcelona, Madrid, Sevilla y Valencia) en el 2008.

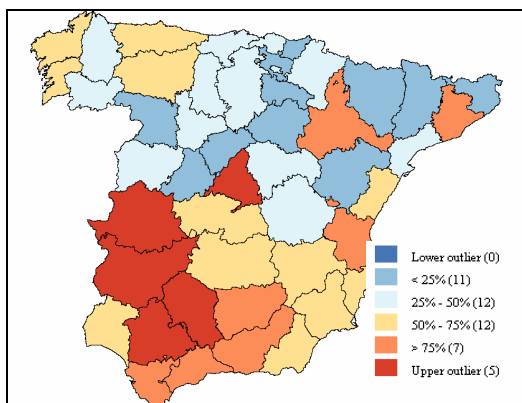
**Ilustración 5. Box-map de colocaciones del SPE 2007**



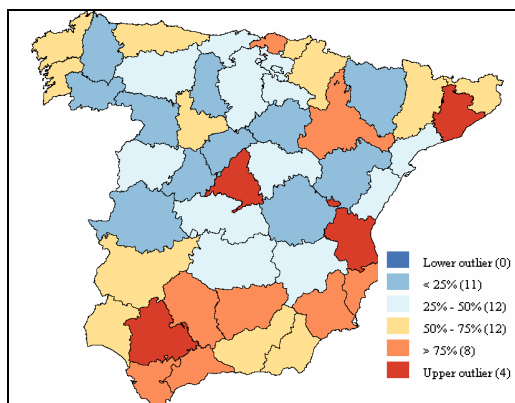
**Ilustración 6. Box-map de colocaciones de mercado 2007**



**Ilustración 7. Box-map de colocaciones del SPE 2008**



**Ilustración 8. Box-map de colocaciones de mercado 2008**



En resumen, con el empeoramiento del ciclo económico han aumentado el número de provincias que se constituyen como *upper outliers* en el caso de puestos de trabajo cubiertos en los que han intervenido las oficinas públicas de empleo mientras que en el resto de colocaciones el número de *upper outliers* ha disminuido. Este hecho nos hace plantearnos la posibilidad de que en tiempos de crisis el papel de los servicios públicos de empleo en la contratación sea más significativo.

## **4.2. Resultados del análisis de dependencia espacial**

### **4.2.1. Medidas de autocorrelación espacial global**

En este trabajo la pregunta que se plantea es si existe un patrón de distribución espacial en relación a las dos categorías de colocaciones definidas anteriormente y si éste es estable en el tiempo.

López Bazo *et al.* (1999) comparan la distribución del PIB per cápita en dos momentos del tiempo para analizar por un lado la existencia y después la persistencia de la desigualdad espacial, así como la configuración de los *clusters* detectados. En este trabajo se ha optado también por comparar el nivel de autocorrelación espacial en los años 2007 y 2008, para comprobar que el empeoramiento del ciclo económico afecta significativamente al papel de los SPE.

La hipótesis de partida de este estudio plantea la dependencia o integración espacial en la distribución de las colocaciones del SPE en la medida en que los Servicios Públicos de Empleo Autónomos están integrados en el Sistema Nacional de Empleo, ofrecen un servicio único y el proceso de descentralización de las políticas activas ha culminado. Además las personas inscritas en las oficinas de empleo de los diferentes Servicios Públicos de Empleo Autónomos tienen características similares entre ellas y la mayor diferencia entre unas y otras radica en su ubicación geográfica.

Existen, pues, motivos para plantearse un nivel de integración o dependencia espacial elevado en el caso de las colocaciones del SPE que no tiene por qué ocurrir con las colocaciones de mercado.

Por otra parte, con el empeoramiento del ciclo económico cabe esperar que las personas que desean buscar un empleo acudan más a las oficinas del SPE y que mejore el proceso de emparejamiento de las ofertas registradas en las oficinas de empleo y las demandas de empleo y por tanto la presencia en el mercado laboral del SPE debería ser mayor.

En este apartado hemos calculado, en primer lugar, las medidas de autocorrelación espacial globales más utilizadas como son, el índice de Moran y el de Geary para las dos categorías de colocaciones consideradas a lo largo del estudio y también desglosadas por sexo. En la medida en que las mujeres se constituyen como las principales usuarias de los SPE debemos de tener en cuenta este hecho a la hora de valorar si su actividad es significativa.

Según los test de Moran y Geary (Tabla 1 y 2) en el caso de colocaciones en las que interviene el SPE, hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación espacial mientras que en el caso de colocaciones de mercado no se rechaza esta hipótesis.



**Tabla 1. Medidas de autocorrelación espacial global (Moran's I)**

Variables	2007			2008		
	Moran's I	z-value	Prob.	Moran's I	z-value	Prob.
<b>C. SPE</b>	0.246	3.019	<b>0.001***</b>	0.360	4.351	<b>0.000***</b>
<b>C. Mercado</b>	-0.046	-0.309	0.379	-0.049	-0.348	0.364
<b>C. SPE_H</b>	0.058	0.914	0.180	0.220	2.812	<b>0.002***</b>
<b>C. Mercado_H</b>	-0.025	-0.044	0.482	-0.0032	-0.131	0.448
<b>C. SPE_M</b>	0.388	4.607	<b>0.000***</b>	0.434	5.171	<b>0.000***</b>
<b>C. Mercado_M</b>	-0.058	-0.484	0.314	-0.060	-0.498	0.309

**Tabla 2. Medidas de autocorrelación espacial global (Geary's c)**

Variables	2007			2008		
	Geary's c I	z-value	Prob.	Geary's c	z-value	Prob.
<b>C. SPE</b>	0.791	-1.775	<b>0.038**</b>	0.698	-2.409	<b>0.008***</b>
<b>C. Mercado</b>	0.958	-0.213	0.416	0.949	-0.264	0.396
<b>C. SPE_H</b>	0.995	-0.035	0.486	0.856	-1.030	0.151
<b>C. Mercado_H</b>	0.944	-0.302	0.381	0.942	-0.317	0.376
<b>C. SPE_M</b>	0.639	-3.124	<b>0.001***</b>	0.613	-3.182	<b>0.001***</b>
<b>C. Mercado_M</b>	0.958	-0.205	0.419	0.949	-0.251	0.401

Esto implica que las colocaciones en las que interviene el SPE presentan un patrón de autocorrelación espacial (mayoritariamente positivo) mientras que en el caso de la distribución de las colocaciones de mercado no podemos afirmar que exista autocorrelación espacial. Este resultado confirma nuestra hipótesis sobre el grado de integración de la labor de intermediación de los servicios públicos de empleo.

En resumen, se identifican dos patrones de distribución diferenciados que deberían ser tenidos en cuenta a la hora de planificar las políticas públicas.

En el caso de las colocaciones a través del SPE el índice de Moran aumenta desde 0.25 en el 2007 hasta 0.36 en el año 2008. Si tenemos en cuenta el sexo, es significativo el aumento que experimenta el índice en el caso de los puestos de trabajo cubiertos por mujeres, que alcanza un valor de 0.43 en el 2008. No obstante, el hecho más llamativo es que los puestos de trabajo cubiertos por hombres en el 2007 no resultaba significativo, es decir, seguían un patrón de distribución más parecido al de las colocaciones de mercado, pero en el 2008 el índice resulta significativo y alcanza un valor de 0.22. Con la crisis los hombres acuden en mayor medida al servicio público de empleo y comparativamente se asemejan más al comportamiento de las mujeres.

En la Tabla 3 mostramos los resultados del índice de Moran pero en vez de utilizar la matriz de pesos espaciales propuesta en el apartado anterior basada en Molho (1995) en aras de corroborar los resultados obtenidos. Las conclusiones son exactamente las mismas, si bien

es cierto que la magnitud del estadístico es mayor, si se desglosa por sexo pasa de 0.38 a 0.60 en el 2008.

**Tabla 3. Medidas de autocorrelación espacial global W Oficinas (Moran's I)**

Variables	2007			2008		
	Moran's I	z-value	Prob.	Moran's I	z-value	Prob.
<b>C. SPE</b>	0.376	2.210	<b>0.014**</b>	0.596	3.470	<b>0.000***</b>
<b>C. Mercado</b>	-0.067	-0.287	0.387	-0.083	-0.390	0.348
<b>C. SPE_H</b>	0.187	1.183	0.118	0.457	2.742	<b>0.003***</b>
<b>C. Mercado_H</b>	-0.033	-0.069	0.472	-0.0058	-0.226	0.411
<b>C. SPE_M</b>	0.518	2.993	<b>0.001***</b>	0.665	3.837	<b>0.000***</b>
<b>C. Mercado_M</b>	-0.090	-0.445	0.328	-0.101	-0.516	0.303

Además al utilizar datos trimestrales, desde el primer trimestre de 2007 hasta el cuarto trimestre de 2008 las conclusiones no se modifican tanto si analizamos los datos en nivel, la diferencia en valores absolutos o en tasas (Tabla 4)<sup>9</sup>.

**Tabla 4. Medidas de autocorrelación espacial global (Colocaciones del SPE, 1T2007-4T2008, 8 trimestres)**

	Nivel			Cambio			Crecimiento		
	Moran's I	z-value	Prob.	Moran's I	z-value	Prob.	Moran's I	z-value	Prob.
1T2007	0.409	4.712	<b>0.000</b>	-	-	-	-	-	-
2T2007	0.286	3.326	<b>0.000</b>	0.270	3.412	<b>0.000</b>	0.290	3.379	<b>0.000</b>
3T2007	-0.111	-1.098	0.136	0.097	1.530	<b>0.063</b>	-0.048	-0.681	0.248
4T2007	0.252	2.967	<b>0.002</b>	0.109	1.870	<b>0.031</b>	0.276	3.572	<b>0.000</b>
1T2008	0.352	4.149	<b>0.000</b>	0.016	0.433	0.333	0.135	1.726	<b>0.042</b>
2T2008	0.381	4.353	<b>0.000</b>	0.198	2.546	<b>0.005</b>	0.263	3.141	<b>0.001</b>
3T2008	0.090	1.204	0.114	0.333	3.944	<b>0.000</b>	0.265	3.567	<b>0.000</b>
4T2008	0.335	3.920	<b>0.000</b>	0.365	4.364	<b>0.000</b>	0.418	4.928	<b>0.000</b>

Un segundo aspecto a tener en cuenta es el signo de los estadísticos de Geary y de Moran. El índice de Moran varía entre -1 y 1, de manera que un coeficiente cercano a -1 indica que existe yuxtaposición de valores positivos y negativos de la variable de interés, es decir que las provincias vecinas no se parecen, y un coeficiente cercano a 1 indica que las provincias vecinas si son parecidas. De esta manera si los valores de la variable de interés están correlacionados positivamente esto puede dar lugar a clusters positivos, es decir, las provincias vecinas presentan valores altos y similares, o negativos, si presentan valores bajos y similares de la variable de interés. Cuando el índice de Moran es cercano a 0 esto indica independencia espacial o una distribución aleatoria de la variable considerada.

En el caso de las colocaciones del SPE el signo es positivo, lo que da lugar a la existencia de un patrón espacial que se consolida en el año 2008. Por el contrario, en el caso de las colocaciones ajenas al SPE, el índice no es significativo, de manera que en términos globales no se puede confirmar que las colocaciones de “mercado” se distribuyen en el espacio siguiendo un patrón espacial específico.

<sup>9</sup> Vid Longhi y Nijkamp (2007).

#### 4.2.2. Medidas de autocorrelación espacial local

Una vez analizada la autocorrelación global es necesario identificar posibles *clusters espaciales*, especialmente en el caso las colocaciones del SPE pues es donde se ha detectado la existencia de autocorrelación espacial global.

Para ello hemos calculado el índice de autocorrelación local de Moran tanto para las colocaciones en las que interviene el SPE (Tabla 5 y Tabla 6) como en las que no interviene (Tabla 7)<sup>10</sup>. En estas tablas se destacan en negrita aquellas provincias en las que es posible rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación espacial local.

Para las colaciones del SPE el estadístico local de Moran adopta valores negativos (yuxtaposición de valores positivos y negativos), por ejemplo, en Madrid, mientras que indica autocorrelación espacial positiva en provincias como Badajoz, Córdoba, Málaga, Sevilla, León o Valladolid. Un signo positivo significa que existe autocorrelación espacial positiva si bien puede tratarse de asociación de valores muy elevados (*spatial clustering of high values*) o asociación de valores muy bajos (*spatial clustering of low values*).

Al comparar los resultados de los estadísticos locales para 2007 y 2008 se observa una gran estabilidad en los resultados, de forma que en la mayor parte de las provincias cuyo estadístico de Moran es significativo en el 2007 sigue siéndolo en el 2008.

Con el fin de comprobar la sensibilidad de los resultados ante diferentes especificaciones de la matriz de pesos espaciales se ha utilizado la matriz propuesta Woficinas para el cálculo de los estadísticos locales (Tabla 6). En la medida en que esta matriz incorpora el número de oficinas de empleo es lógico pensar que los resultados obtenidos confirmen la existencia de clusters positivos del tipo *high-high*.

---

<sup>10</sup> Los resultados obtenidos mediante el estadístico local de Getis y Ord (1992) son coincidentes con los resultados aquí presentados.

**Tabla 5. Medidas de autocorrelación espacial local (colocaciones SPE)**

	Nuts3	2007			2008		
		Moran's I Row-standardized	z-value	Prob.	Moran's I Row-standardized	z-value	Prob.
1	Albacete	-0.108	0.011	0.496	-0.021	0.002	0.499
2	Alicante	0.260	0.513	0.304	-0.007	0.052	0.479
3	Almería	-0.060	-0.056	0.478	0.033	0.081	0.468
4	Ávila	-0.531	-1.223	0.111	-0.549	-1.276	0.101
<b>5</b>	<b>Badajoz</b>	<b>1.856</b>	<b>4.977</b>	<b>0.000</b>	<b>3.003</b>	<b>8.118</b>	<b>0.000</b>
6	Barcelona	0.017	0.071	0.472	-0.189	-0.308	0.379
7	Bilbao	0.167	0.400	0.345	0.35	0.764	0.222
<b>8</b>	<b>Burgos</b>	<b>0.394</b>	<b>1.308</b>	<b>0.095</b>	<b>0.465</b>	<b>1.544</b>	<b>0.061</b>
<b>9</b>	<b>Cáceres</b>	0.416	0.929	0.176	<b>0.928</b>	<b>2.034</b>	<b>0.021</b>
10	Cádiz	0.650	1.222	0.111	0.547	1.044	0.148
11	Castellón	-0.026	-0.007	0.497	0.053	0.138	0.445
12	Ciudad Real	-0.004	0.046	0.482	0.011	0.089	0.465
<b>13</b>	<b>Córdoba</b>	<b>1.553</b>	<b>4.193</b>	<b>0.000</b>	<b>2.542</b>	<b>6.880</b>	<b>0.000</b>
14	Coruña (A)	0.174	0.287	0.387	0.181	0.300	0.382
15	Cuenca	-0.298	-0.803	0.211	-0.184	-0.475	0.317
16	Gerona	0.332	0.520	0.301	0.139	0.238	0.406
<b>17</b>	<b>Granada</b>	<b>0.761</b>	<b>2.085</b>	<b>0.019</b>	<b>0.747</b>	<b>2.063</b>	<b>0.020</b>
18	Guadalajara	0.064	0.249	0.402	0.028	0.145	0.442
19	Huelva	-0.260	-0.433	0.333	0.075	0.177	0.430
20	Huesca	0.292	0.571	0.284	0.230	0.461	0.322
<b>21</b>	<b>Jaén</b>	<b>0.924</b>	<b>2.009</b>	<b>0.022</b>	<b>1.037</b>	<b>2.270</b>	<b>0.012</b>
22	León	0.309	0.963	0.168	0.261	0.830	0.203
23	Lleida	0.320	0.821	0.206	0.206	0.551	0.291
24	Logroño	0.211	0.560	0.288	0.398	1.018	0.154
25	Lugo	0.163	0.443	0.329	0.198	0.531	0.298
<b>26</b>	<b>Madrid</b>	<b>-1.885</b>	<b>-4.475</b>	<b>0.000</b>	<b>-1.618</b>	<b>-3.868</b>	<b>0.000</b>
<b>27</b>	<b>Málaga</b>	<b>1.459</b>	<b>3.144</b>	<b>0.001</b>	<b>1.364</b>	<b>2.970</b>	<b>0.001</b>
28	Murcia	-0.034	-0.025	0.490	-0.058	-0.078	0.469
29	Orense	0.262	0.603	0.273	0.346	0.787	0.216
30	Oviedo	-0.308	-0.521	0.301	-0.150	-0.235	0.407
31	Palencia	0.587	1.107	0.134	0.421	0.813	0.208
32	Pamplona	1.183	0.491	0.312	0.352	0.904	0.183
33	Pontevedra	0.139	0.293	0.385	0.116	0.252	0.400
34	Salamanca	0.092	0.242	0.404	-0.012	0.021	0.491
35	San Sebastián	0.104	0.228	0.410	0.464	0.892	0.186
36	Santander	0.219	0.511	0.305	0.218	0.513	0.304
37	Segovia	0.183	0.546	0.293	0.133	0.414	0.339
<b>38</b>	<b>Sevilla</b>	<b>2.101</b>	<b>5.099</b>	<b>0.000</b>	<b>2.583</b>	<b>6.309</b>	<b>0.000</b>
<b>39</b>	<b>Soria</b>	<b>0.563</b>	<b>1.405</b>	<b>0.080</b>	0.459	1.165	0.122
40	Tarragona	0.301	0.774	0.219	0.179	0.487	0.313
41	Teruel	0.062	0.224	0.411	0.133	0.416	0.339
42	Toledo	-0.096	-0.215	0.415	-0.116	-0.278	0.391
<b>43</b>	<b>Valencia</b>	<b>-0.615</b>	<b>-1.424</b>	<b>0.077</b>	-0.409	-0.939	0.174
<b>44</b>	<b>Valladolid</b>	<b>0.556</b>	<b>1.537</b>	<b>0.062</b>	0.428	1.208	0.114
<b>45</b>	<b>Vitoria</b>	-0.539	-1.244	0.107	<b>0.517</b>	<b>1.305</b>	<b>0.096</b>
46	Zamora	0.497	1.102	0.135	0.452	1.015	0.155
47	Zaragoza	-0.152	-0.411	0.341	-0.207	-0.587	0.279

**Tabla 6. Medidas de autocorrelación espacial local (colocaciones SPE)**

	Nuts3	2007			2008		
		Moran's I Row-standardized	z-value	Prob.	Moran's I Row-standardized	z-value	Prob.
1	Albacete	0.002	0.025	0.490	0.010	0.033	0.487
2	Alicante	-0.036	-0.014	0.494	-0.005	0.018	0.493
3	Almería	-0.129	-0.111	0.456	0.080	0.106	0.458
4	Ávila	0.407	0.441	0.330	0.362	0.399	0.345
<b>5</b>	<b>Badajoz</b>	<b>5.252</b>	<b>4.394</b>	<b>0.000</b>	<b>6.922</b>	<b>7.206</b>	<b>0.000</b>
6	Barcelona	0.018	0.041	0.484	-0.190	-0.175	0.431
7	Bilbao	-0.402	-0.390	0.348	0.379	0.416	0.339
8	Burgos	-0.531	-0.524	0.300	0.518	0.560	0.288
<b>9</b>	<b>Cáceres</b>	<b>4.252</b>	<b>4.394</b>	<b>0.000</b>	<b>6.922</b>	<b>7.206</b>	<b>0.000</b>
10	Cádiz	0.747	0.790	0.215	0.532	0.575	0.283
11	Castellón	0.271	0.301	0.382	0.320	0.355	0.361
12	Ciudad Real	0.001	0.023	0.491	-0.002	0.021	0.492
<b>13</b>	<b>Córdoba</b>	<b>2.229</b>	<b>2.314</b>	<b>0.010</b>	<b>3.627</b>	<b>3.787</b>	<b>0.000</b>
14	Coruña (A)	0.098	0.123	0.451	0.084	0.110	0.456
15	Cuenca	0.521	0.558	0.288	0.413	0.451	0.326
16	Gerona	0.020	0.043	0.483	-0.223	-0.209	0.417
17	Granada	-0.118	-0.100	0.460	0.088	0.115	0.454
18	Guadalajara	0.437	0.636	0.262	0.344	0.511	0.305
19	Huelva	-0.309	-0.295	0.384	0.083	0.108	0.457
20	Huesca	-0.144	-0.126	0.450	-2.06	-0.191	0.424
<b>21</b>	<b>Jaén</b>	<b>1.999</b>	<b>2.078</b>	<b>0.019</b>	<b>1.614</b>	<b>1.698</b>	<b>0.045</b>
22	León	-0.261	-0.246	0.403	-0.119	-0.101	0.460
23	Lleida	0.645	0.685	0.247	0.501	0.542	0.294
24	Logroño	-0.616	-0.611	0.270	0.591	0.636	0.262
25	Lugo	0.250	0.279	0.390	0.278	0.311	0.378
26	Madrid	-0.403	-0.392	0.348	-0.368	-0.359	0.360
27	Málaga	0.747	0.970	0.215	0.532	0.575	0.283
28	Murcia	-0.036	-0.014	0.494	-0.005	0.018	0.493
29	Orense	0.120	0.146	0.442	0.129	0.157	0.438
30	Oviedo	-0.261	-0.246	0.403	-0.119	-0.101	0.460
31	Palencia	0.675	0.719	0.236	0.464	0.506	0.306
32	Pamplona	0.524	0.561	0.287	0.472	0.512	0.304
33	Pontevedra	0.099	0.135	0.446	0.087	0.123	0.451
34	Salamanca	0.408	0.442	0.329	0.363	0.399	0.345
35	San Sebastián	0.285	0.347	0.364	0.366	0.443	0.329
36	Santander	0.352	0.384	0.350	0.308	0.342	0.366
<b>37</b>	<b>Segovia</b>	<b>-2.484</b>	<b>-2.560</b>	<b>0.005</b>	<b>-2.192</b>	<b>-2.278</b>	<b>0.011</b>
<b>38</b>	<b>Sevilla</b>	<b>2.229</b>	<b>2.314</b>	<b>0.010</b>	<b>3.627</b>	<b>3.787</b>	<b>0.000</b>
39	Soria	0.752	0.795	0.213	0.649	0.696	0.243
40	Tarragona	0.018	0.041	0.484	-0.190	-0.175	0.431
41	Teruel	0.271	0.301	0.382	0.320	0.355	0.361
42	Toledo	-0.403	-0.392	0.348	-0.368	-0.359	0.360
43	Valencia	0.354	0.520	0.302	-0.129	-0.150	0.440
44	Valladolid	0.676	0.717	0.237	0.464	0.504	0.307
45	Vitoria	-0.402	-0.390	0.348	0.379	0.416	0.339
46	Zamora	0.685	0.727	0.234	0.526	0.569	0.285
47	Zaragoza	-0.144	-0.126	0.485	-0.206	-0.191	0.424

Por último, la Tabla 7 recoge los valores del Índice local de Moran por sexo y año para las colocaciones realizadas al margen de las oficinas de empleo. Vemos que solamente podemos rechazar la independencia espacial en el caso de Madrid. Tiene asociado un índice negativo que indica la existencia de autocorrelación espacial negativa, es decir, yuxtaposición de valores positivos y negativos. Muchas provincias españolas pierden población cada año y Madrid se constituye como un claro foco de atracción.

Si desglosamos por sexo las colocaciones de mercado y calculamos de nuevo el índice de Moran vemos que, el coeficiente es mayor para las mujeres que para los hombres en Barcelona mientras que en Madrid ocurre lo contrario.

**Tabla 7. Medidas de autocorrelación espacial local (colocaciones de mercado)**

Nuts3		2007			2008		
		Moran's I	z-value	Prob.	Moran's I	z-value	Prob.
<b>Ambos sexos</b>	Barcelona	-0.895	-1.801	<b>0.036**</b>	-1.064	-2.143	<b>0.016**</b>
<b>Hombres</b>	Barcelona	-0.856	-1.681	<b>0.046**</b>	-1.041	-2.047	<b>0.020**</b>
<b>Mujeres</b>	Barcelona	-0.925	-1.901	<b>0.029**</b>	-1.062	-2.186	<b>0.014**</b>
<b>Ambos sexos</b>	Madrid	-2.419	-6.476	<b>0.000***</b>	-2.431	-6.491	<b>0.000***</b>
<b>Hombres</b>	Madrid	-2.414	-6.321	<b>0.000***</b>	-2.450	-6.404	<b>0.000***</b>
<b>Mujeres</b>	Madrid	-2.341	-6.381	<b>0.000***</b>	-2.360	-6.427	<b>0.000***</b>

A partir de estos datos podemos identificar que provincias forman un *spatial clustering of high values*, es decir, en que conjunto de provincias el SPE tiene una cuota de mercado significativa, y por el contrario que provincias forman un *spatial clustering of low values*.

Los *clusters espaciales high-high* y *low-low* capturan autocorrelación espacial local positivo mientras que los *outliers espaciales high-low* y *low-high* capturan la existencia de autocorrelación espacial negativa<sup>11</sup>.

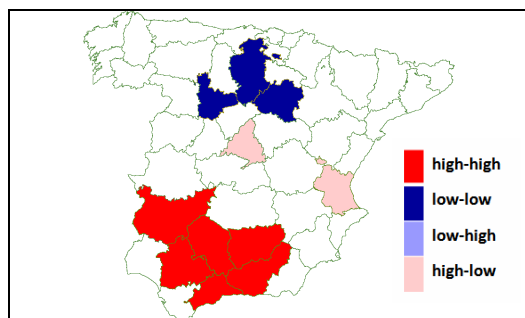
Los resultados obtenidos a partir de la identificación de *clusters* locales muestran lo que ya anticipábamos anteriormente. Existe un cluster de valores positivos (*high-high*) para el SPE en Extremadura y Andalucía que se consolida en el 2008 con el empeoramiento del ciclo económico. Por otra parte, el cluster de valores más bajos (*low-low*) disminuye en el 2008. Este hecho avala la idea de que el papel del SPE es contra cíclico.

Además, en la Ilustración 11 y en la Ilustración 12, vemos que si utilizamos la matriz de Woficinas el cluster *low-low* desaparece puesto que en Castilla y León el número de oficinas de empleo es superior a la media nacional. Por otro lado, con esta matriz el *cluster high-high* se mantiene.

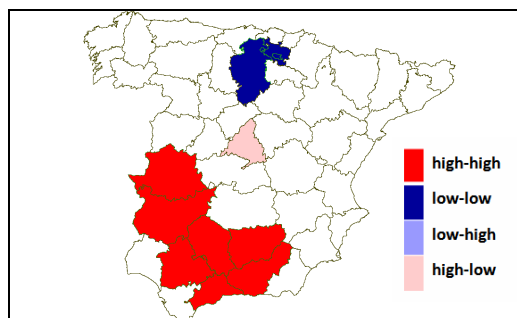
<sup>11</sup> Se ha utilizado la terminología típica en la literatura de identificación de *cluster* y *outliers* espaciales.

En la sección 4.2.3 trataremos de analizar las disparidades regionales en términos de colocaciones del SPE.

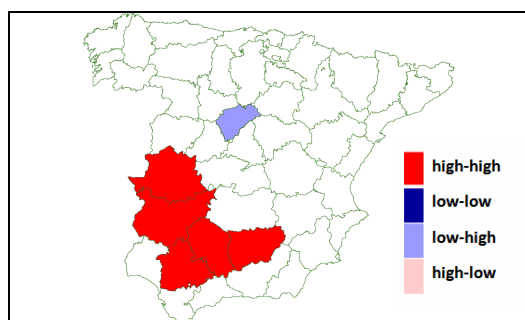
**Ilustración 9. Clusters significativos 2007 (colocaciones del SPE)**



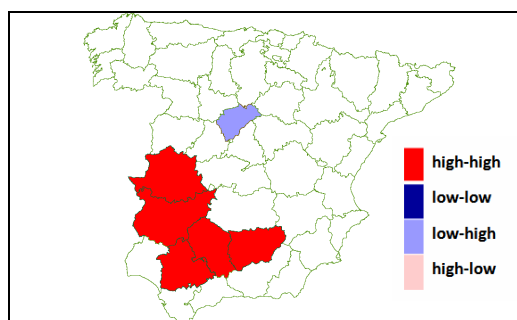
**Ilustración 10. Clusters significativos 2008 (colocaciones del SPE)**



**Ilustración 11. Clusters significativos 2007 woficinas (colocaciones del SPE)**



**Ilustración 12. Clusters significativos 2008 woficinas (colocaciones del SPE)**



### 4.2.3. Especificación del modelo: spatial-error model y spatial lag model

En el ámbito de la modelización, la presencia de autocorrelación espacial es solventada o bien relacionando la variable dependiente  $y$  con  $Wy$  (variable dependiente modificada espacialmente o retardada espacialmente) o bien relacionando la perturbación aleatoria  $\varepsilon$  y  $We$  (término de error modificado espacialmente). La especificación resultante es el modelo *spatial lag*, en el primer caso, y el modelo *spatial error*, en el segundo caso.

La especificación del modelo *spatial lag model* es la siguiente

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$$

donde  $\rho$  es el parámetro autoregresivo espacial. La inclusión del término  $Wy$  provoca que las estimaciones por MCO sean inconsistentes como consecuencia de la endogeneidad siendo necesario acudir a otros métodos de estimación como el método de máxima verosimilitud o la utilización de variables instrumentales (Anselin, 1988).

En el modelo *spatial error* se considera que la dependencia espacial no es explicada por las variables independientes incluidas en el mismo, sino por otros factores ausentes y, por lo tanto, recogidos por la perturbación aleatoria (dependencia residual), es decir, se considera un proceso espacial para la perturbación aleatoria. Esto provoca que la matriz de covarianzas de los residuos no sea esférica y las estimaciones por MCO sean insesgadas pero ineficientes. La especificación más común es:

$$y = X\beta + \varepsilon$$
$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$$

donde  $\lambda$  es el coeficiente autoregresivo espacial para el retardo espacial del error y sin pérdida de generalidad la perturbación aleatoria se asume no correlacionada y homocedástica.

En primer lugar, con el fin de construir un modelo empírico para tratar de aproximar el comportamiento de las colocaciones del SPE se proponen dos posibles especificaciones que incluyen como variables explicativas el producto interior bruto per cápita (PIBpc) y el número de parados en un caso y de nuevo el PIBpc y la densidad de población en el otro. La inclusión del PIBpc tiene la intención de contrastar la hipótesis de comportamiento contracíclico de la actividad del SPE mientras que la variable densidad reflejaría la importancia de las aglomeraciones urbanas.

En segundo lugar, estos modelos son estimados mediante mínimos cuadrados ordinarios con el fin de contrastar la existencia de autocorrelación espacial en los residuos estimados a través de los contrastes habituales: test de Moran y contrastes basados en los multiplicadores de Lagrange (LM). Con el fin de analizar la sensibilidad de los resultados ante diferentes especificaciones de las matrices de pesos espaciales se han realizado los contrastes considerando tanto una matriz de contigüidad binaria como la matriz  $W_{oficinas}$ .

Como se observa en la Tabla 8, los resultados del test de Moran son significativos para rechazar la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación espacial tanto en el año 2007 como en el año 2008 así como para ambas especificaciones de la matriz de pesos espaciales.

Si bien existe en la literatura sobre econometría espacial discusión acerca de si el procedimiento de selección de modelos más adecuado es de lo particular a lo general o viceversa, en este trabajo, se sigue la primera de las estrategias revisada por Florax et al. (2003) basada en los estadísticos LM lag y error así como la versión robusta de los mismos propuesta por Anselin et al. (1996).

A la hora de seleccionar que proceso espacial se adapta mejor (*spatial lag* ó *spatial error*) los resultados de los contrastes LM nos dirigen a una especificación tipo *spatial lag* cuando la matriz de contactos utilizada está basada en la vecindad geográfica mientras que la



especificación sería del tipo spatial error cuando la matriz utilizada es la que introduce el número de oficinas existentes en su expresión de cálculo. No obstante, es preciso señalar que los estadísticos obtenidos, LM LAG y LM ERROR son bastante similares por lo que se ha optado por considerar ambas especificaciones a la hora de estimar los modelos.

**Tabla 8. Resultados de los test de especificación test 2007 and 2008**

<b>M2007</b>	<b>AW2007</b>		<b>BW2007</b>	
	<b>CONTIGÜIDAD</b>	<b>OFICINAS</b>	<b>CONTIGÜIDAD</b>	<b>OFICINAS</b>
<b>Moran errors</b>	1.960 ( <b>0.049</b> )	2.793 ( <b>0.005</b> )	1.796 ( <b>0.072</b> )	2.692 ( <b>0.007</b> )
<b>Lm-lag</b>	3.642 ( <b>0.056</b> )	3.763 ( <b>0.052</b> )	4.340 ( <b>0.037</b> )	5.185 ( <b>0.022</b> )
<b>Lm-error</b>	1.575 (0.209)	6.216 ( <b>0.012</b> )	1.443 (0.229)	5.844 ( <b>0.015</b> )
<b>R LM LAG</b>	2.094 (0.147)	0.012 (0.909)	3.226 ( <b>0.072</b> )	0.267 (0.605)
<b>R LM ERROR</b>	0.026 (0.869)	2.465 (0.116)	0.330 (0.565)	0.926 (0.335)
	<b>AW2008</b>		<b>BW2008</b>	
<b>M2008</b>	<b>CONTIGÜIDAD</b>	<b>OFICINAS</b>	<b>CONTIGÜIDAD</b>	<b>OFICINAS</b>
<b>Moran errors</b>	2.983 ( <b>0.002</b> )	4.543 ( <b>0.000</b> )	2.219 ( <b>0.026</b> )	3.149 ( <b>0.001</b> )
<b>Lm-lag</b>	5.748 ( <b>0.016</b> )	9.053 ( <b>0.002</b> )	5.932 ( <b>0.014</b> )	8.690 ( <b>0.003</b> )
<b>Lm-error</b>	5.634 ( <b>0.017</b> )	17.499 ( <b>0.000</b> )	2.696 ( <b>0.100</b> )	8.178 ( <b>0.004</b> )
<b>R LM LAG</b>	1.020 (0.312)	0.097 (0.754)	3.412 ( <b>0.064</b> )	0.863 (0.352)
<b>R LM ERROR</b>	0.906 (0.341)	8.543 ( <b>0.003</b> )	0.176 (0.674)	0.351 (0.553)

Los modelos estimados para las colaciones del SPE en el año 2007 y en el año 2008 se resumen en la Tabla 9. y la Tabla 10, respectivamente.

Para el año 2007, las variables consideradas son relevantes y, además, los signos de los coeficientes estimados coinciden con lo esperado, es decir, la actividad de los SPE se reduce con un mayor nivel de actividad económica y con un menor número de parados mientras que se incrementa con la densidad de población de las provincias. Este signo positivo de la variable densidad permite constatar la existencia de una mayor intensidad de la intervención del SPE en las zonas urbanas.

Tal y como anticipaban los resultados de los contrastes de especificación no existen apenas diferencias desde el punto de vista de la capacidad de ajuste entre los modelos spatial lag y spatial error si bien cuando se utiliza la matriz de contigüidad binaria la parte espacial del modelo lag presenta unos menores niveles críticos para el contraste de significación individual frente al modelo spatial error.

Las estimaciones más interesantes se corresponden con  $\rho$  y  $\lambda$  que recogen el impacto de la variable dependiente y del término de error modificados espacialmente, respectivamente. En cualquiera de los modelos estimados, estos parámetros son significativamente diferentes de cero si bien no de mucha intensidad.

Los valores de los coeficientes autorregresivos espaciales estimados presentan signo positivo lo cual es coherente con el análisis exploratorio de datos que se ha realizado

inicialmente. Así, los valores estimados para  $\rho$  oscilan entre 0.173 y 0.063 cuando se utiliza la matriz binaria mientras que en el caso de la matriz de oficinas se encuentran entre 0.168 y 0.270. En el caso de los modelos spatial error, los valores estimados del parámetro autoregresivo espacial  $\lambda$  oscilan entre 0.068 y 0.065 para la matriz binaria y 0.262 y 0.212 para la matriz propuesta incluyendo el número de oficinas.

En la Tabla 10 se incluyen los resultados de las estimaciones correspondientes a los datos del año 2008 obteniéndose valores similares a los del año anterior. Utilizando esta muestra, la especificación spatial error presenta un mejor comportamiento cuando se considera la variable explicativa “parados” mientras que la especificación spatial lag hace lo propio al considerar la variable densidad como explicativa. Se detecta también un ligero incremento en los coeficientes espaciales estimados así como un mayor nivel de significación de los mismos.

**Tabla 9. Resultados de la estimación OLS, spatial lag y spatial error con datos SPE 2007**

	OLS	CONTIGÜIDAD		OFICINAS		OLS	CONTIGÜIDAD		OFICINAS	
		Spatial lag	Spatial error	Spatial lag	Spatial error		Spatial lag	Spatial error	Spatial lag	Spatial error
<b>Constante</b>	15325.998*** (4.138)	11663.142*** (3.147)	12809.387*** (2.915)	11748.115*** (3.166)	13044.221*** (3.334)	25074.692*** (5.826)	18107.215*** (3.689)	21502.555*** (4.071)	20599.194*** (5.000)	20778.660*** (4.404)
<b>PIB pc</b>	-627.601*** (-3.164)	-509.624*** (-2.714)	-512.574** (-2.151)	-512.361*** (-2.726)	-507.921** (-2.364)	-1136.374*** (-4.616)	-886.890*** (-3.586)	-969.872*** (-3.244)	-988.264*** (-4.456)	-902.275*** (-3.376)
<b>Parados</b>	0.117*** (6.419)	0.114*** (6.770)	0.118*** (6.617)	0.114*** (6.770)	0.177*** (7.240)					
<b>Densidad</b>						30.620*** (5.333)	30.74*** (5.820)	30.796*** (5.766)	30.722*** (5.958)	30.110*** (6.350)
<b>R2</b>	0.517	0.497	0.525	0.498	0.582	0.433	0.469	0.466	0.417	0.529
<b>Espacial ρ</b>		0.173** (2.129)		0.168** (2.076)			0.063** (2.084)		0.210** (2.437)	
<b>Espacial λ</b>			0.065* (1.683)		0.212** (2.176)			0.068* (1.783)		0.262*** (2.783)
<b>Log likelihood</b>		-448.341	-449.438	-448.337	-447.992		-452.263	-453.327	-451.547	-451.401

**Tabla 10. Resultados de la estimación OLS, spatial lag y spatial error con datos SPE 2008**

	CONTIGÜIDAD			OFICINAS		CONTIGÜIDAD			OFICINAS	
	OLS	Spatial lag	Spatial error	Spatial lag	Spatial error	OLS	Spatial lag	Spatial error	Spatial lag	Spatial error
<b>Constante</b>	17871.663*** (5.023)	9641.156** (2.220)	13833.955*** (2.905)	11381.710*** (3.364)	12125.74*** (3.458)	26301.395*** (5.980)	17684.062*** (3.523)	21017.802*** (3.684)	19320.742*** (4.720)	20385.286*** (4.198)
<b>PIBpc</b>	-729.128*** (-4.167)	-430.355** (-2.256)	-581.461** (-2.440)	-499.308*** (-3.260)	-442.965** (-2.424)	-1114.674*** (-4.819)	-804.689*** (-3.433)	-883.468*** (-2.981)	-866.699*** (-4.259)	-811.819*** (-3.209)
<b>Parados</b>	0.080*** (6.329)	0.077*** (6.601)	0.084*** (7.092)	0.075*** (6.746)	0.083*** (9.967)					
<b>Densidad</b>						24.926*** (4.305)	24.581*** (4.701)	25.09*** (4.561)	23.85*** (4.817)	23.69*** (5.266)
<b>R2</b>	0.547	0.555	0.630	0.482	0.787	0.391	0.431	0.453	0.382	0.539
<b>Espacial <math>\rho</math></b>		0.071*** (2.644)		0.270*** (3.568)			0.073** (2.440)		0.274*** (3.112)	
<b>Espacial <math>\lambda</math></b>			0.108*** (3.628)		0.508*** (7.276)			0.085** (2.432)		0.316*** (3.514)
<b>Log likelihood</b>		-445.377	-444.759	-442.846	-436.643		-452.152	-453.268	-450.399	-450.624

La existencia de clusters espaciales corroborada en los análisis previos pone de manifiesto la existencia de heterogeneidad espacial. Desde el punto de vista econométrico la heterogeneidad espacial se traduce en parámetros inestables o en la existencia de heterocedasticidad. Una de las opciones existentes para controlar esta heterogeneidad consiste en la estimación de un modelo de parámetros cambiantes si bien con el tamaño de muestra que se maneja hemos optado por introducir variables dummy asociadas a cada CCAA. Así, por ejemplo, se genera una variable Andalucía que tomará valor 1 si la provincia analizada pertenece a dicha comunidad autónoma o cero en caso contrario.

En primer lugar, se estima este modelo mediante mínimos cuadrados ordinarios incluyéndose como variables explicativas, además de las consideradas en los modelos de las tablas 9 y 10, las variables dummy asociados a cada CCAA resultado relevantes estadísticamente solamente cinco: Castilla-León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Galicia y Madrid. Sobre los residuos mínimo cuadráticos de estos modelos se contrasta la hipótesis de no autocorrelación obteniéndose los siguientes resultados:

**Tabla 11. Resultados de los test de especificación test 2007 and 2008**

	AW2007		BW2007	
<b>M2007</b>	CONTIGÜIDAD	OFICINAS	CONTIGÜIDAD	OFICINAS
<b>Moran errors</b>	2.424 ( <b>0.015</b> )	1.577 (0.115)	1.075 (0.282)	1.218 (0.223)
<b>Lm-lag</b>	2.639 ( <b>0.100</b> )	1.391 (0.238)	3.108 ( <b>0.078</b> )	1.926 (0.165)
<b>Lm-error</b>	0.733 (0.392)	0.801 (0.371)	0.002 (0.964)	0.017 (0.894)
<b>R LM LAG</b>	1.972 (0.160)	0.625 (0.429)	5.388 ( <b>0.020</b> )	1.772 (0.183)
<b>R LM ERROR</b>	0.066 (0.798)	0.035 (0.851)	2.282 (0.131)	0.323 (0.569)
	AW2008		BW2008	
<b>M2008</b>	CONTIGÜIDAD	OFICINAS	CONTIGÜIDAD	OFICINAS
<b>Moran errors</b>	3.327 ( <b>0.000</b> )	3.066 ( <b>0.002</b> )	1.467 (0.142)	1.697 ( <b>0.089</b> )
<b>Lm-lag</b>	6.989 ( <b>0.008</b> )	4.804 ( <b>0.028</b> )	6.527 ( <b>0.010</b> )	4.326 ( <b>0.037</b> )
<b>Lm-error</b>	3.039 ( <b>0.081</b> )	5.371 ( <b>0.020</b> )	0.141 (0.707)	1.056 (0.304)
<b>R LM LAG</b>	4.003 ( <b>0.045</b> )	1.021 (0.312)	8.471 ( <b>0.004</b> )	3.389 ( <b>0.065</b> )
<b>R LM ERROR</b>	0.526 (0.818)	1.587 (0.207)	2.084 (0.148)	0.118 (0.731)

Los resultados no permiten rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación en los residuos de los modelos para el año 2007 utilizando la matriz Woficinas. Para este mismo año y con la matriz de contigüidad se detecta autocorrelación espacial mediante el contraste LM-lag.

En el año 2008 los resultados de los contrastes son más significativos a la hora de rechazar la hipótesis de no autocorrelación espacial para ambas especificaciones de los pesos espaciales. De nuevo, mayoritariamente los contrastes nos dirigen a la utilización de modelos tipo spatial lag.

Al igual que en los modelos sin variables dummy se ha optado por la estimación mediante máxima verosimilitud de ambos tipos de especificaciones espaciales. La tabla 12 recoge los resultados para el año 2007 y la tabla 13 para el 2008.

En todos los modelos estimados se comprueba el carácter contra cíclico del SPE, es decir, un aumento del PIB per cápita se traduce en una disminución en las colocaciones en las que interviene el SPE. Del mismo modo, a medida que aumenta el número de parados las colocaciones del SPE aumentan.

Este trabajo constituye el primer paso para la elaboración de un modelo de datos de panel con un objetivo, no solamente explicativo sino también predictivo.

#### **En la tabla**

Tabla 13 se incluyen los resultados de las estimaciones correspondientes a los datos del año 2008 obteniéndose valores similares a los del año anterior. Utilizando esta muestra, la especificación spatial error presenta un mejor comportamiento cuando se considera la variable explicativa “parados” mientras que la especificación spatial lag hace lo propio al considerar la variable densidad como explicativa. Se detecta también un incremento en las externalidades espaciales y una mayor estabilidad con independencia del modelo utilizado. Así, en los modelos spatial lag la estimación del parámetro espacial se mueve entre 0.071 y 0.274 mientras que para el modelo spatial error la oscilación es mayor (0.108 y 0.508).

**Tabla 12. Resultados de la estimación OLS, spatial lag y spatial error con datos SPE 2007 incluidas dummies regionales**

	CONTIGÜIDAD			OFICINAS		OLS	CONTIGÜIDAD		OFICINAS	
	OLS	Spatial lag	Spatial error	Spatial lag	Spatial error		Spatial lag	Spatial error	Spatial lag	Spatial error
<b>Constante</b>	22512.406*** (5.551)	16631.519*** (3.661)	19323.237*** (4.454)	20096.672*** (5.015)	21866.983*** (5.722)	30662.231*** (8.527)	24578.288*** (5.742)	30706.995*** (9.462)	28080.240*** (7.749)	30415.142*** (8.927)
<b>PIB pc</b>	-864.407*** (-4.601)	-657.705*** (-3.412)	-749.248*** (-3.548)	-785.847*** (-4.417)	-841.164*** (-4.672)	-1280.316*** (-6.659)	-1070.624*** (-5.449)	-1281.866*** (-7.387)	-1200.868*** (-6.680)	-1271.417*** (-7.008)
<b>Parados</b>	0.072*** (3.428)	0.073*** (3.936)	0.083*** (4.414)	0.073*** (3.864)	0.076*** (4.031)					
<b>Densidad</b>						19.646*** (3.643)	20.165*** (4.286)	19.623*** (3.994)	20.158*** (4.209)	19.940*** (4.134)
<b>C. Mancha</b>	-4747.413** (-2.065)	-5928.537*** (-2.781)	-4778.604** (-2.092)	-4414.669** (-2.149)	-4380.414** (-2.042)	-5963.439 (-2.759)	-7211.638*** (-3.626)	-5965.818*** (-3.045)	-5584.421*** (-2.911)	-5766.392*** (-2.862)
<b>C. León</b>	-5080.798*** (-2.829)	-4347.989*** (-2.689)	-4616.684** (-2.446)	-4779.126*** (-2.944)	-4985.459*** (-3.001)	-5477.429*** (-3.199)	-4680.119*** (-3.027)	-5485.383*** (-3.543)	-5113.503*** (-3.323)	-5415.823*** (-3.414)
<b>Extremadura</b>	6536.963** (2.465)	6622.352*** (2.833)	7467.163*** (3.108)	6253.488*** (2.619)	6469.580*** (2.594)	6177.158** (2.389)	6284.062*** (2.783)	6158.094*** (2.617)	5878.642* (2.542)	6131.292** (2.537)
<b>Galicia</b>	-6009.539** (-2.514)	-4251.549* (-1.883)	-4920.099* (-1.946)	-5352.065** (-2.452)	-5849.155** (-2.525)	-7978.093*** (-3.493)	-6145.725*** (-2.848)	-8000.094*** (-3.873)	-7265.139*** (-3.486)	-7936.979*** (-3.637)
<b>Madrid</b>	13003.294** (2.284)	12586.172** (2.518)	11180.376** (2.156)	12616.103** (2.481)	12115.602** (2.365)	15321.502*** (2.984)	14790.625*** (3.293)	15312.375*** (3.275)	14780.520*** (3.241)	14944.404*** (3.212)
<b>R cuadrado</b>	0.729	0.7316	0.736	0.725	0.728	0.731	0.755	0.731	0.739	0.733
<b>Espacial <math>\rho</math></b>		0.051* (1.797)		0.089 (1.249)			0.054* (1.940)		0.101 (1.408)	
<b>Espacial <math>\lambda</math></b>			0.071* (1.853)		0.074 (0.713)			-0.003 (-0.062)		0.051 (0.489)
<b>Log likelihood</b>		-435.921	-436.743	-436.611	-437.050		-434.949	-436.647	-435.655	-436.515

**Tabla 13. Resultados de la estimación OLS, spatial lag y spatial error con datos SPE 2007 incluidas dummies regionales**

	CONTIGÜIDAD			OFICINAS		CONTIGÜIDAD			OFICINAS	
	OLS	Spatial lag	Spatial error	Spatial lag	Spatial error	OLS	Spatial lag	Spatial error	Spatial lag	Spatial error
<b>Constante</b>	24253.149*** (6.832)	15765.780*** (4.062)	13296.214*** (2.893)	19895.369*** (5.832)	21388.638*** (6.243)	31624.879*** (9.834)	23180.662*** (5.979)	30921.207*** (9.636)	27339.855*** (8.199)	31149.847*** (9.784)
<b>PIB pc</b>	-925.217*** (-6.211)	-627.361*** (-4.087)	-585.962*** (-2.754)	-774.955*** (-5.541)	-827.088*** (-5.328)	-1236.371*** (-7.803)	-941.969*** (-5.699)	-1211.515*** (-7.662)	-1088.229*** (-7.159)	-1218.005*** (-7.823)
<b>Parados</b>	0.048*** (3.377)	0.047*** (3.947)	0.064*** (5.864)	0.048*** (3.879)	0.061*** (5.503)					
<b>Densidad</b>						12.559** (2.629)	12.694*** (3.186)	12.782*** (2.954)	12.507*** (3.038)	12.705*** (3.078)
<b>C. Mancha</b>	-4927.687** (-2.522)	-6417.518*** (-3.732)	-6731.219*** (-3.265)	-4366.656*** (-2.620)	-3173.189* (-1.714)	-6503.933*** (-3.383)	-7927.193*** (-4.713)	-6427.181*** (-3.509)	-5954.699*** (-3.605)	-6121.356*** (-3.336)
<b>C. León</b>	-4147.731*** (-2.728)	-3331.263*** (-2.584)	-4345.219** (-2.499)	-3638.643*** (-2.791)	-3504.415*** (-2.610)	-5053.248*** (-3.328)	-4199.056*** (-3.221)	-4960.234*** (-3.353)	-4557.233*** (-3.464)	-4860.073*** (-3.411)
<b>Extremadura</b>	8984.094*** (4.015)	8663.291*** (4.635)	8207.592*** (4.713)	8021.219*** (4.105)	7656.902*** (3.566)	8041.363*** (3.505)	7765.824*** (4.052)	7925.728*** (3.773)	7095.495*** (3.528)	7631.606*** (3.473)
<b>Galicia</b>	-5937.584*** (-2.932)	-3560.602** (-1.951)	-3123.225 (-1.323)	-4906.718*** (-2.773)	-5470.822** (-2.397)	-7994.615*** (-3.959)	-5620.635*** (-3.039)	-7705.832*** (-3.911)	-6981.466*** (-3.866)	-8012.301*** (-3.935)
<b>Madrid</b>	12800.866*** (2.481)	12286.994*** (2.862)	6237.004 (1.446)	12122.167*** (2.754)	9179.626** (2.268)	18609.874*** (2.984)	17861.507*** (4.685)	18750.805*** (4.520)	17955.589*** (4.584)	18185.257*** (4.488)
<b>R cuadrado</b>	0.799	0.814	0.860	0.798	0.842	0.779	0.814	0.781	0.794	0.787
<b>Espacial <math>\rho</math></b>		0.072*** (2.992)		0.152** (2.340)			0.071*** (2.872)		0.149** (2.179)	
<b>Espacial <math>\lambda</math></b>			0.161*** (12.750)		0.309*** (3.414)			0.028 (0.648)		0.114 (1.108)
<b>Log likelihood</b>		-425.143	-425.115	-426.218	-425.446		-427.433	-430.884	-428.722	-451.401



## 5. Conclusiones

En este apartado describiremos las principales conclusiones obtenidas a lo largo del estudio. Los resultados muestran que la estructura espacial de la distribución de colocaciones es bastante compleja. Nuestro análisis proporciona una primera aproximación a esta distribución en los años 2007 y 2008.

Este análisis cobra especial relevancia en la actualidad debido a la culminación del proceso de transferencia de las políticas activas de empleo a favor de las Comunidades Autónomas. El proceso finalizó en el año 2003, con la excepción del País Vasco que todavía no tiene transferida la función de intermediación laboral.

Debe subrayarse que hablaremos de un mercado laboral integrado para los SPE cuando las colocaciones en las que intervienen las oficinas de empleo de una provincia no se desarrollen de forma independiente a lo que ocurre en las provincias vecinas.

La hipótesis de partida de este estudio plantea la dependencia o integración espacial en la distribución de las colocaciones del SPE en la medida en que los Servicios Públicos de Empleo Autonómicos están integrados en el Sistema Nacional de Empleo, ofrecen un servicio único y el proceso de descentralización de las políticas activas ha culminado. Además las personas inscritas en las oficinas de empleo de los diferentes Servicios Públicos de Empleo Autonómicos tienen características similares entre ellas y la mayor diferencia entre unas y otras radica en su ubicación geográfica.

La principal conclusión de este trabajo es que la distribución en el espacio de las colocaciones es diferente cuando el puesto de trabajo registrado en una oficina de empleo se cubre con un demandante de empleo que cuando se cubre de forma ajena a los SPE. Además esta distribución es estable en los dos años considerados aunque el empeoramiento del ciclo económico a lo largo del año 2008 afecta a esta distribución espacial. Nuestros resultados muestran que podemos hablar de dependencia espacial solamente cuando los puestos de trabajo registrados en las oficinas de empleo se cubren con demandantes activos de empleo.

Como hemos señalado anteriormente, existe una diferencia sustantiva en el índice Moran para las colocaciones de los hombres del SPE en el 2007 y 2008. En este último año, que coincide con el empeoramiento del ciclo económico, el índice de Moran pasa a ser significativo y relativamente elevado. Además hemos utilizado varias matrices de pesos espaciales para dar mayor consistencia a las conclusiones.

Dando un paso más, existen argumentos para pensar que esta modificación espacial en el caso de la distribución de las colocaciones del SPE para los hombres, está relacionada con la crisis puesto que éstos acuden en mayor medida a las oficinas de empleo.

No obstante, hemos analizado la autocorrelación espacial a nivel local para analizar que tipo de autocorrelación existe y donde se encuentra. La autocorrelación espacial a nivel local puede ser analizada a través de diversas medidas. No obstante, debido a la estabilidad de los resultados hemos analizado de forma más detallada los valores del local de Moran.

En el caso de las colocaciones realizadas a través de las oficinas de empleo, el estadístico de Moran es significativo para un pequeño conjunto de regiones. En el año 2007, podemos identificar un cluster de provincias con valores positivos (*spatial clustering of high values*) formado por Badajoz, Sevilla, Córdoba y Málaga que permanece en el 2008 y aumenta en número de provincias y un cluster de provincias con valores negativos (León, Palencia, Burgos y Valladolid), que en el 2008 disminuye.

Esto quiere decir que los valores con un valor más elevado en términos de colocaciones del SPE están agrupados en el espacio y los valores con un valor más bajo también.

Estos resultados son importantes a la hora de ver hasta qué punto los servicios públicos de empleo son realmente significativos en la intermediación laboral. Podemos hablar de un importante mercado integrado para los servicios públicos de empleo en el suroeste de España, quizás ligado a la agricultura. El análisis llevado a cabo podría extenderse al ámbito sectorial para ver en que sectores la presencia de los SPE es mayor.

Hay que tener en cuenta que además de la prestación contributiva por desempleo, los trabajadores que residen en Extremadura y Andalucía y que tienen relaciones laborales eventuales o realizan un trabajo como fijos discontinuos pueden beneficiarse de una prestación de nivel asistencial especial y diferente a la establecida con carácter general a nivel nacional: el subsidio por desempleo para trabajadores eventuales incluidos en el Régimen Especial Agrario y la Renta Agraria. Como uno de los requisitos para percibir esta renta es la inscripción en las oficinas de empleo, puede que este hecho se traslade al área de la intermediación laboral.

De la misma manera, existe un área en Castilla y León donde la importancia de los servicios públicos de empleo está disminuyendo. Probablemente este hecho está

relacionado con la movilidad laboral de las personas desempleadas hacia lugares en los que la tasa de paro es más baja.

En el caso de las colocaciones que se producen de forma ajena a las oficinas de empleo no podemos rechazar la hipótesis nula de no dependencia espacial. Sin embargo, a nivel local Madrid se constituye como un foco importante de atracción. Llegados a este punto es importante señalar la heterogeneidad del mercado de trabajo español y de las diferencias existentes entre unas provincias y otras.

La existencia o no de mercados laborales integrados no es buena ni mala en sí misma, depende de cual sea el objetivo de desarrollo regional.

Para finalizar, se obtiene una estimación de las externalidades espaciales en términos de colocaciones. Las estimaciones de los modelos confirman que el grado de integración del mercado del SPE no es muy elevado aunque los parámetros son significativamente diferentes de cero. No obstante, hay que tener en cuenta que se trata de una estimación global cuando quizás sería conveniente estimar los parámetros espaciales para cada Servicio Público de Empleo Autonómico.

Fahr y Sun (2005) analizan la relación entre la autocorrelación espacial y la eficiencia en el proceso de intermediación laboral en Alemania. En base a este trabajo, en el futuro se propone analizar si la existencia de clusters en las colocaciones del SPE conlleva una mayor o menor eficiencia en el proceso de intermediación asignado a los servicios públicos de empleo y qué relación existe entre la eficiencia de éstos y la igualdad regional en el mercado de trabajo.

## Referencias

- ALBERT, C., TOHARIA, L. (2007): "Las estadísticas administrativas como fuentes de información para el estudio del mercado de trabajo andaluz", Instituto de Estadística de Andalucía.
- ALUJAS RUIZ, J.A. (2007): "El servicio público de empleo y su labor como intermediario en el mercado de trabajo en España", *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*, 53, 27-51.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial econometrics methods and models*. Ed. Kluwer Academic Publishers.
- ANSELIN, L. (1995): "Local indicators of spatial association-LISA", *Geographical Analysis*, 27 (2), 93-115.
- BANDE, R., FERNÁNDEZ, M., MONTUENGA, V. (2008): "Regional unemployment in Spain: Disparities, business cycle and wage setting", *Labour Economics*, 15, 885-914.
- BRUTTEL, O. (2005): "Are employment zones Successful? Evidence from the first four years", *Local Economy*, 20(4), 389-403.
- CASE, AC., ROSEN, HS., HINES, JR. (1993): "Budget spillovers and fiscal policy interdependence evidence from the states", *Journal of Public Economics*, 52, 285-307.
- CLIFF, A.D., ORD, J.K. (1973): "Spatial autocorrelation", Pion, London.
- CLINCH, J.P., O'NEILL, E. (2009): "Applying spatial economics to national spatial planning", *Regional Studies*, 43(2), 157-178.
- DE KONING, J., DENYS, J. Y WALWEI, U. (1999): "Deregulation in Placement Services: A Comparative Study for Eight EU Countries", Comisión Europea, D. G. de Empleo.

- DECRESSIN, J. Y FATÁS, A. (1995): "Regional labor market dynamics in Europe", *European Economic Review*, 39, 1627-1655.
- ELHORST, J.P. (2003): "The mystery or regional unemployment differentials: theoretical and empirical explanations", *Journal of Economic Surveys*, 17(5), 709-748.
- FAHR, R., SUNDE, U. (2005): "Regional dependencies in job creation: an efficiency analysis for western Germany", IZA DP 1660.
- FERRO-LUZZI, G., FLÜCKIGER, Y. (2003): "Performance measurement of efficiency of regional employment offices", National Research Project 45.
- GETIS, A.; ORD, J.K. (1992): "The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics", *Geographical Analysis* 24, p. 189-206.
- GREGG, P. Y WADSWORTH, J. (1996): "How effective are state employment agencies? Jobcentre use and job matching in Britain", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 443-467.
- GRIFFITH, D.A., WONG, D., WHITFIELD, T. (2003): "Exploring relationships between the global and regional measures of spatial autocorrelation", *Journal of Regional Science*, 43(4), 683-710.
- IBOURK, A., MAILLARD, B., PERELMAN, S., SNEESSENS, H.R. (2001): "The matching efficiency of regional labour markets. A stochastic production frontier estimation, France 1990-1995", IZA DP 339.
- JIMENO, J.F., BENTOLILA, S. (1998): "Regional unemployment persistente (Spain, 1976-1994)", *Labour Economics*, 5, 25-51.
- JIMENO, J.F. (1993): "La reforma del Instituto Nacional de Empleo como mecanismo de intermediación en el mercado de trabajo", *Boletín del Círculo de Empresarios*, 57, 235-252.
- JOASSART- MARCELLI, P., GIORDANO, A. (2006): "Does local access to employment services reduce unemployment? A GIS analysis of One-Stop Career Centers", *Policy Sciences*, 39, 335-359.
- KARLSSON, CH., HAYINES, K. (2002): "Regional labour markets in transition", *Papers in Regional Science*, 81, 301-304.
- LÁZARO SÁNCHEZ, J.L. (2003): "El Servicio Andaluz de Empleo", *Temas laborales: Revista andaluza de trabajo y bienestar social*, 68, 9-26.
- LONGHI, S., NIJKAMP, P. (2007): "Forecasting regional labor market developments Under spatial autocorrelation", *Internacional Regional Science Review*, 30, 100-119.
- LÓPEZ-BAZO, E., DEL BARRIO, T., ARTIS, M. (2002): "The regional distribution of Spanish unemployment: A spatial analysis", *Papers in Regional Science*, 81, 365-389.
- LÓPEZ-BAZO, E., VAYÁ, E., MORA, A.J., SURINACH, J. (1999): "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science*, 33, 343-370.
- LUNDIN, M. Y SKEDINGER, P. (2000): "Decentralisation of active labour market policy: The case of Swedish local employment service committees," Working Paper Series 2000:6, IFAU - Institute for Labour Market Policy Evaluation.
- MAYOR, M., LÓPEZ, A.J. (2008): "Spatial shift-share analysis versus spatial filtering: an application to Spanish employment data", *Springer*, 34 (1), 123-142.
- MOLHO, I. (1995): "Spatial autocorrelation in British unemployment", *Journal of Regional Science*, 35(4), 641-658.
- MORAN, P. (1948) The interpretation of statistical maps, *Journal of the Royal Statistical Society B* 10:243-251.
- OSBERG, L. (1993): "Fishing in Different Pools: Job-Search Strategies and Job-Finding Success in Canada in the Early 1980s", *Journal of Labor Economics*, 11(2), 348-386.
- OVERMAN, H.G., PUGA, D. (2002): "Unemployment clusters across Europe's regions and countries". *Economic Policy*, 17(34), 115-148.
- RUIZ ÁLVAREZ, J.L. (1993), "La Reforma de los Servicios Públicos de Empleo: el caso del INEM", *Hacienda Pública Española, Cuadernos de Actualidad*, I/1993, 10-14.
- SHELDON, G.M. (2003): "The efficiency of public employment services: a nonparametric matching function analysis for Switzerland", *Journal of Productivity Analysis*, 20, 49-70.
- VASSILIEV, A., FERRO LUZZI, G., FLÜCKIGER, Y. Y RAMIREZ, J.V. (2006): "Unemployment and employment offices' efficiency: what can be done?", *Socio-Economic Planning Sciences*, 40, 169-186.
- WALWEI, U. (1996): "Improving job-matching through placement services", en Schmid, G., O'Reilly, J. y SCHÖMANN, K. (Eds.) (1996): *International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation*. Cheltenham, R.U., Edward Elgar, 402-430.