

El empleo en los servicios públicos en las regiones europeas: ¿Existe un patrón de concentración espacial?

Employment in public services in the European regions: is there a pattern of spatial concentration?

Mercedes Rodríguez
José A. Camacho
Universidad de Granada

Recibido, Abril de 2006; Versión final aceptada, Febrero de 2007.

PALABRA CLAVE: Regiones, Empleo, Servicios públicos, Análisis exploratorio espacial.

KEY WORDS: Regions, Employment, Public services, Exploratory spatial analysis

Clasificación J.E.L.: L88, R12.

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar la distribución espacial del empleo en servicios públicos en 124 regiones europeas. Para ello se emplean distintas técnicas de análisis exploratorio espacial, como la I de Moran y la C de Geary. Los resultados obtenidos muestran la existencia de un patrón de concentración espacial que se traduce en severas diferencias entre las regiones escandinavas y mediterráneas, diferencias que merecen un estudio más profundo.

ABSTRACT

The objective of this paper is to examine the spatial distribution of employment in public services in 124 European regions. To do so we employ various exploratory spatial analysis techniques, such as the calculation of the Moran's I and the Geary's C statistics. The results obtained highlight the existence of a pattern of spatial concentration which translates into differences between the Scandinavian and the Mediterranean regions, differences that deserve further study.

1. INTRODUCCIÓN

El crecimiento del tamaño del sector público ha sido analizado desde puntos de vista muy dispares por un gran número de investigadores. Si tomamos como ejemplo lo acaecido en las regiones europeas parece confirmarse con claridad lo que el economista alemán Adolph Wagner (Wagner, 1883) ya augurara hace más de

120 años: el gasto público tiende a incrementarse conforme aumenta la renta per cápita. Esta aseveración, que con el tiempo ha adquirido el rango de “ley”, ha sido objeto de evaluación en numerosos trabajos que, en general, proporcionan apoyo empírico a la ya conocida como “ley de Wagner”¹. Entre los más recientes podemos señalar los análisis de Islam (2001) para el caso de los Estados Unidos o de Chang (2002) para Japón, Estados Unidos, el Reino Unido y tres países asiáticos.

Hemos de señalar, no obstante, que no sólo el crecimiento económico impulsa el gasto público, sino que también el sector público incide sobre la actividad económica de forma tanto directa como indirecta. En concreto la actividad pública genera efectos sobre la economía mediante la provisión de servicios públicos y los subsiguientes incrementos del empleo y de la renta (Heald y Short, 2002). En esta línea, uno de los efectos más relevantes que el sector público puede ejercer sobre la economía de una región es la creación de empleo asociada a la provisión de actividades públicas. Según la tradición keynesiana la creación de empleo en el sector público implica un aumento de la demanda agregada y, como consecuencia, un incremento de la creación de empleo en el sector privado.

Dados estos efectos positivos asociados al aumento del empleo público, los gobiernos lo han utilizado tradicionalmente como un mecanismo de redistribución, ya sea creando empleo de forma directa o mediante su re-localización.

La creación directa de empleo público permite a los gobiernos redistribuir riqueza de regiones con alto nivel de renta a regiones con niveles de renta más bajos de una forma “poco visible”, en comparación, por ejemplo, con la imposición, lo que hace que los costes políticos sean mucho más reducidos. Es por ello que en muchas ocasiones, en lugar de utilizar transferencias directas, los gobiernos optan por crear relativamente más empleo en las regiones más atrasadas. Esta medida, además de lograr reducir el desempleo, genera efectos positivos adicionales como son el crecimiento del gasto en consumo o la mejora del nivel de capital humano de la región. Así, estudios empíricos para diferentes países confirman la existencia de una mayor concentración del empleo público en las regiones o ciudades más pobres. Este es el caso del trabajo realizado por Alesina et al. (2000), donde se corrobora la existencia de una fuerte asociación entre las desigualdades en renta y la concentración de empleo público en distintas ciudades estadounidenses. Una tendencia similar se observa en las regiones italianas, donde el nivel de empleo público es sustancialmente superior en las regiones más pobres del sur del país (Alesina et al., 2001).

Con respecto a la re-localización del empleo público desde las regiones más ricas hacia las más pobres, esta medida supone un impulso para el crecimiento, ya que

1 Peacock y Scott (2000) identifican hasta 12 especificaciones diferentes en los trabajos que tienen como objeto evaluar de forma empírica la ley de Wagner.

permite emplear recursos subutilizados en las regiones más pobres y liberar recursos escasos en las regiones más ricas, contribuyendo de esta forma al crecimiento de la productividad (Jefferson y Trainor, 1996). Entre los países que han hecho un mayor uso de la re-localización dentro de sus políticas regionales se encuentran los países escandinavos o el Reino Unido. En este último aproximadamente unos 69000 puestos de trabajo se han descentralizado desde Londres y el Sureste durante los últimos cuarenta años (Marshall et al., 2004)².

Distintos estudios han confirmado los efectos positivos asociados a la re-localización del empleo en servicios públicos en las regiones británicas. Por ejemplo, Henley y Thomas (2001) estiman que un crecimiento del empleo público del 10% puede resultar en un crecimiento del empleo privado de hasta un 8% en el corto plazo y Gripaios y Bishop (2005) concluyen que la localización de los servicios públicos genera importantes efectos sobre el PIB per cápita.

No obstante, la re-localización también puede generar efectos negativos. Malley y Moutos (1996) advierten de la existencia de un importante efecto expulsión del crecimiento del empleo privado provocado por el incremento del empleo público en Suecia durante el período 1964-1990. Alesina et al. (2001) por su parte, subrayan los efectos socio-económicos negativos que el predominio de un empleo público “bien remunerado” genera sobre la creación de empleo privado en el sur de Italia: dado que el nivel de precios es más bajo en el sur, los salarios reales del sector público son más elevados que el norte, lo que hace muy difícil para el sector privado ofertar empleos “atractivos”.

En cualquier caso la creencia de que “el gobierno es una fuente de empleo bien remunerado y actúa como imán para otras actividades bien remuneradas” (Mackay, 2001, p. 571) suele aceptarse comúnmente por la mayoría de políticos y economistas, de forma que la creación directa y la re-localización de empleo público continúan siendo instrumentos clave de política regional (Marshall et al., 2004).

Partiendo de la relevancia que la localización del empleo en los servicios públicos tiene en la economía, el objetivo de este trabajo es doble. Por una lado, examinar la existencia de disparidades regionales en la participación del empleo en servicios públicos en 124 regiones europeas de los países de la UE-15 (véase Anexo). Por otra parte, analizar la influencia potencial de las regiones vecinas en estas disparidades y la existencia de clusters de regiones. Para ello se emplean de forma complementaria tanto índices no espaciales, esto es, que no tienen en cuenta la localización de las regiones, como espaciales. Esta combinación permite enriquecer los análisis realizados hasta la actualidad, si bien hemos de tener en cuenta que las conclusiones que se obtienen han de considerarse como preliminares dentro de una línea de

2 Una de las razones principales que ha impulsado la re-localización de empleo fuera de Londres y el Sureste es la reducción de costes. Para un análisis exhaustivo de esta cuestión pueden verse Marshall et al. (1991) y Marshall (1996).

investigación que ha puede ser objeto de análisis mucho más exhaustivos.

La estructura del trabajo es la siguiente. La segunda sección se divide en dos partes. En la primera parte se examina la concentración del empleo en servicios públicos mediante dos índices “no espaciales”: el índice de Gini y el coeficiente de variación. También se muestra un mapa de cuantiles que confirma la existencia de importantes diferencias regionales en la distribución espacial de la participación del empleo en servicios públicos. Para profundizar en estas diferencias, en la segunda parte se calculan dos estadísticos de autocorrelación espacial global: la I de Moran y la C de Geary. Una vez confirmada la existencia de autocorrelación espacial, en la tercera sección se tratan de identificar clusters espaciales locales, es decir, grupos de regiones con participaciones similares del empleo en servicios públicos. Finalmente en una última sección se resumen las principales conclusiones alcanzadas y se señalan futuras líneas de investigación.

2. EL EMPLEO EN SERVICIOS PÚBLICOS EN LAS REGIONES EUROPEAS: ¿CONCENTRACIÓN O DISPERSIÓN?

A la hora de analizar la concentración o dispersión de una variable una de las cuestiones principales es qué indicador o estadístico es el más apropiado. Una gran parte de los estudios que analizan la distribución regional de las actividades económicas se basan en índices de localización geográfica e índices de disparidad, como el índice de Gini o el índice de Florence. A pesar de que estos índices son informativos en muchos casos, su principal limitación es que no tienen en cuenta el espacio: cada región se trata como una unidad aislada y su localización se considera aleatoria en el espacio muestral de regiones. Como resultado distribuciones espaciales muy diferentes de una actividad pueden mostrar valores similares de los índices no espaciales si el grado de concentración o de dispersión es similar a escala global. Dado que el objetivo de este trabajo es analizar la distribución regional del empleo en servicios públicos, para tratar de evitar este problema además de calcular dos índices no espaciales, el índice de Gini y el coeficiente de variación, se lleva a cabo un análisis exploratorio espacial. Los datos empleados provienen de la Labour Force Survey (LFS) de Eurostat, que proporciona información a nivel regional sobre empleo por ramas de actividad. En particular, el empleo en servicios públicos se define como el empleo en las ramas / a q de la clasificación NACE Rev.1: administración pública y defensa, seguridad social obligatoria, educación, sanidad y trabajo social, otras actividades sociales y servicios prestados a la comunidad y servicios personales³.

3 Este grupo también incluye dos ramas menores que no son servicios públicos: hogares que emplean personal doméstico y organismos e instituciones extra-territoriales.

Tal y como puede constatarse en el Anexo, dentro del grupo de regiones analizadas se emplean distintos niveles de desagregación de la clasificación NUTS para los 15 países incluidos (nivel 0 en Dinamarca, Irlanda, Luxemburgo y Finlandia; nivel 1 en Bélgica, Alemania, Países Bajos y Reino Unido y nivel 2 en Grecia, España, Francia, Italia, Austria, Portugal y Suecia). Estas diferencias se deben a la necesidad de trabajar con unidades geográficas que tengan un cierto grado de control económico y administrativo y un tamaño más o menos homogéneo entre sí.

2.1. *Análisis no espacial: índice de Gini y coeficiente de variación.*

En este primer apartado calculamos un conocido índice de concentración espacial, el índice de Gini, y un indicador de dispersión, el coeficiente de variación, para la participación del empleo en servicios públicos en las 124 regiones europeas objeto de nuestro estudio. Tomamos dos años: 1999 y 2004⁴.

El índice de Gini se obtiene a partir de la distribución de frecuencias, en la que se designa por y_i a la marca de clase del intervalo i -ésimo y por n_i a la frecuencia absoluta de dicho intervalo, mediante la siguiente expresión:

$$I_G = 1 - \sum_{i=1}^k (q_i + q_{i-1})(p_i - p_{i-1})$$

donde

$$p_i = \frac{\sum_{j=1}^i n_j}{\sum_{j=1}^k n_j} = \frac{\sum_{j=1}^i N_j}{n} \quad \forall i = 1, 2, \dots, k$$

es la frecuencia relativa acumulada, esto es, la proporción de las N_i regiones con menor valor de la variable, en relación con el total de regiones. El cociente q_i es la proporción con la que las N_i regiones con menor valor de la variable participan en el total, y viene dado por:

$$q_i = \frac{\sum_{j=1}^i y_j n_j}{\sum_{j=1}^k y_j n_j} \quad \forall i = 1, 2, \dots, k$$

4 Tomamos estos dos años por ser los años inicial y más reciente, respectivamente, de las series sobre empleo regional en Europa elaboradas por Eurostat a la fecha de realización de este estudio.

El índice de Gini varía de 0 (máxima igualdad) a 1 (máxima desigualdad).

El coeficiente de variación se obtiene de forma muy sencilla, dividiendo la desviación estándar entre la media:

$$CV = \frac{S_x}{\bar{x}} \quad (2)$$

Conforme mayor sea el coeficiente de variación, mayor es la dispersión de la variable.

El valor de los dos índices para la participación del empleo regional en servicios públicos se muestra en el Cuadro 1. Ambos índices son relativamente bajos, lo que indica que no existe ni una elevada concentración ni una elevada dispersión. Tan solo podemos señalar el ligero incremento de la concentración y la consiguiente disminución de la dispersión que tiene lugar durante el período.

CUADRO 1
ÍNDICES DE GINI Y COEFICIENTES DE VARIACIÓN, 1999-2004

	1999	2004
Índice de Gini	0.15	0.16
Coefficiente de variación	0.21	0.19

Fuente: LFS, Eurostat.

Por tanto, del cálculo de estos dos índices no es posible inferir la existencia de ningún patrón de localización en la participación del empleo en servicios públicos.

No obstante, esta situación cambia de forma radical si elaboramos un mapa de cuantiles que nos muestre la distribución espacial de la participación del empleo en servicios públicos en las diferentes regiones objeto de análisis (Figura 1).

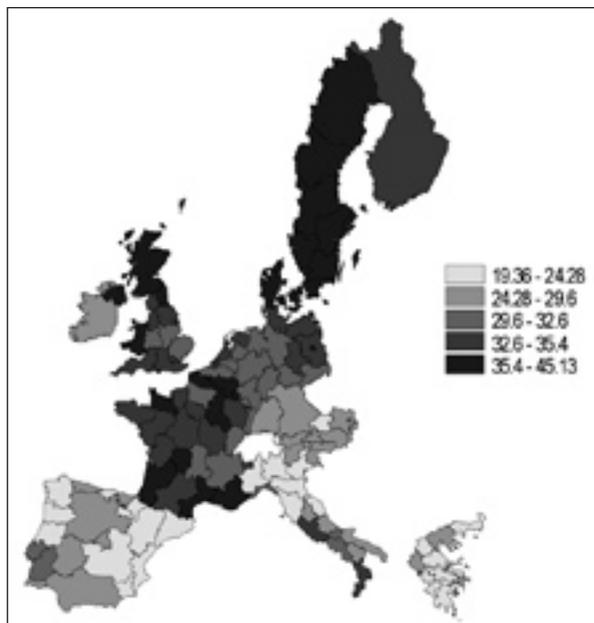
Como puede observarse, si clasificamos las 124 regiones en cinco grupos con el mismo número de regiones (cuantiles), aparecen disparidades significativas entre las regiones⁵. En particular podemos detectar un patrón que podría calificarse como “Escandinavo-Mediterráneo” o “Norte-Sur”: un gran número de las regiones con participaciones altas se localizan en países escandinavos, mientras que las regiones con participaciones bajas se encuentran en países mediterráneos.

Así 22 de las 24 regiones incluidas en el primer cuantil pertenecen a países mediterráneos (6 a Grecia, 6 a Italia y 8 a España) o a países del sur de Europa,

5 El método de clasificación por cuantiles permite dividir el total de regiones en grupos con el mismo número de regiones (en nuestro caso 5 grupos de 25 regiones cada uno, excepto el primer grupo, donde se incluyen 24). Los porcentajes que se muestran en la leyenda indican, para cada uno de los grupos, el rango en el que se sitúa la participación del empleo en servicios públicos en dichas regiones, en tantos por cien.

como Portugal. La excepción dentro de este grupo “mediterráneo” o “sur” son dos regiones austríacas: Vorarlberg y Oberösterreich.

FIGURA 1
**MAPA DE CUANTILES DE LA PARTICIPACIÓN DEL EMPLEO EN
 SERVICIOS PÚBLICOS, 2004**



Fuente: Elaboración propia a partir de la LFS de Eurostat.

Debemos matizar, no obstante, que a pesar de que estas regiones muestran participaciones del empleo en servicios públicos inferiores al 24.28 por ciento, se observan importantes diferencias entre las regiones del sur y del norte dentro de cada país, en línea con lo que el estudio de Alesina et al. (2001) apuntan para el caso de Italia, donde se constata que la participación del empleo público suele ser más elevada en las regiones más pobres⁶.

6 De esta forma, una posible explicación a la inclusión de estas dos regiones es que ambas pertenecen a la región NUTS1 de Westösterreich, cuyo nivel de renta per cápita se sitúa por debajo de la media austríaca.

En el extremo opuesto encontramos las regiones incluidas dentro del quinto cuantil, con participaciones del empleo en servicios públicos que varían desde el 35.4 al 45.13 por ciento. Sobresalen las regiones suecas, ya que todas ellas están incluidas en este cuantil. Esta tendencia viene explicada, al menos en parte, por el gran crecimiento experimentado por el empleo público, y más concretamente por la contratación de mujeres por parte de los gobiernos locales de estas regiones. Así, Rosen (1996) destaca como el empleo de mujeres por parte de los gobiernos locales se multiplicó por cuatro en Suecia durante el período 1963-1993. Otro país escandinavo, Dinamarca, también se incluye en este grupo. Dos de las tres regiones belgas, así como Luxemburgo, se sitúan también entre las diez regiones con participaciones más elevadas, debido a la presencia de gran número de organismos de la Unión Europea en estos dos países.

Es posible afirmar, por tanto, que el empleo en servicios públicos parece no estar distribuido de forma aleatoria entre las diferentes regiones europeas. Además, el hecho de que las regiones con participaciones más elevadas están situadas próximas en el espacio parece apuntar la existencia de algún patrón de concentración espacial. El objetivo del siguiente apartado es ahondar más en el análisis de la concentración espacial del empleo en servicios públicos, utilizando para ello el análisis exploratorio espacial.

2.2. Análisis exploratorio espacial

En el apartado anterior se ha confirmado que, a pesar de los valores mostrados por los índices de concentración y dispersión calculados, la distribución espacial del empleo en servicios públicos varía de forma considerable entre países y entre regiones. Nos disponemos ahora a dar un paso más, examinando la existencia de clusters regiones. En particular realizamos dos tipos de análisis. En primer lugar, en este segundo apartado evaluamos la existencia de autocorrelación espacial a través de dos estadísticos globales: la I de Moran y la C de Geary. La presencia de autocorrelación espacial se traduce en que la participación de los servicios públicos en el empleo de una determinada región no viene explicada tan sólo por otras variables, sino también por la participación del empleo en servicios públicos en las regiones vecinas.

Una vez verificada la existencia de autocorrelación espacial positiva, en la tercera sección tratamos de identificar clusters de regiones con elevadas y bajas participaciones del empleo en servicios públicos, utilizando para ello un indicador local de autocorrelación espacial (LISA, en su acrónimo anglosajón).

La dos medidas más utilizadas de autocorrelación espacial son la I de Moran y la C de Geary. Ambos índices parten de la noción de autocorrelación espacial,

que puede definirse como sigue:

$$SA \approx \frac{\sum_{ij}^N w_{ij} c_{ij}}{\sum_i^N w_{ij}} \quad (3)$$

donde c_{ij} mide la similitud de los atributos de las regiones i y j , w_{ij} mide la distancia entre las regiones i y j , siendo la distancia ij igual a cero, y N es el número de regiones objeto de estudio.

La principal diferencia entre los dos índices se encuentra en la definición de similitud.

La I de Moran (Moran, 1948) define la similitud como el producto cruzado de las diferencias entre los valores individuales y la media de los valores bajo estudio, es decir:

$$c_{ij} = (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x}) \quad (4)$$

donde x_i es el valor de la variable en la región i y \bar{x} es la media de los valores de la variable objeto de análisis.

La I de Moran se construye como sigue:

$$I = \frac{N}{S_0} \frac{\sum_{ij}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_j^N (x_j - \bar{x})^2} \quad \text{donde } S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij} \quad (5)$$

La C de Geary (Geary, 1954) define la similitud como la diferencia entre los valores individuales al cuadrado:

$$c_{ij} = (x_i - x_j)^2 \quad (6)$$

y se construye de la siguiente forma:

$$C = \frac{N-1}{2S_0} \frac{\sum_{ij}^N w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_j^N (x_j - \bar{x})^2} \quad (7)$$

En el caso de la I de Moran, si el valor estandarizado es positivo y significativo, esto indica la existencia de autocorrelación espacial de signo positivo. En el caso de la C de Geary, si el valor estandarizado es negativo y significativo, esto señala la presencia de autocorrelación espacial de signo positivo.

En nuestro análisis empleamos dos tipos de matrices de pesos: matrices de contigüidad física (de primer, segundo y tercer orden) y matrices basadas en la distancia, cuyos pesos son la inversa de la distancia entre las regiones i y j y el cuadrado de la inversa de la distancia entre las regiones i y j ⁷.

CUADRO 2
ÍNDICES I DE MORAN Y C DE GEARY PARA LA PARTICIPACIÓN DEL EMPLEO EN SERVICIOS PÚBLICOS, 2004

Matriz de pesos	I de Moran			C de Geary		
	I	Z-valor	Prob.	C	Z-valor	Prob.
Cont_1	0.631	9.346	0.00	0.358	-8.443	0.00
Cont_2	0.562	13.327	0.00	0.437	-12.113	0.00
Cont_3	0.489	14.366	0.00	0.520	-12.785	0.00
Invdis	0.195	17.210	0.00	0.768	-13.718	0.00
Invdis_2	0.456	12.010	0.00	0.518	-11.400	0.00

Fuente: Elaboración propia a partir de la LFS de Eurostat.

El Cuadro 2 recoge los valores de los dos índices para la participación del empleo en los servicios públicos en las regiones europeas en el año 2004. Como puede observarse, ambos índices confirman la existencia de autocorrelación espacial de signo positivo. Se corrobora, por tanto, que las regiones con participaciones similares del empleo en servicios públicos tienden a estar concentradas, esto es, los valores de la participación del empleo en servicios públicos en las regiones vecinas son, en la mayoría de los casos, similares, y se influyen unos a otros.

7 Se emplean distintas matrices de pesos para evaluar la consistencia de los resultados. En las matrices de contigüidad física, el criterio a emplear es que las regiones sean físicamente adyacentes. De esta forma w_{ij} será igual a 1 si las regiones comparten algún punto o vértice de sus fronteras y 0 en caso contrario. En el caso de las matrices basadas en la distancia, ésta se mide a partir de los centroides (esto, el centro de cada región). En particular, se supone que la interdependencia entre dos regiones disminuye conforme aumenta la distancia que separa sus centros. Con el fin de evitar problemas de interpretación se han eliminado del análisis aquellas regiones que son islas, y que, siguiendo el criterio de la contigüidad física, no tendrían ningún vecino.

3. ¿EXISTEN CLUSTERS ESPACIALES DE EMPLEO EN SERVICIOS PÚBLICOS EN LAS REGIONES EUROPEAS?

Mediante los dos índices calculados en la segunda sección se han analizado todas las regiones de forma global. El problema es que estos tests globales no son sensibles a situaciones de inestabilidad en la distribución espacial de la variable, es decir, a situaciones en las que el proceso espacial es no estacionario. Así por ejemplo, no son capaces de detectar la existencia de un cluster en una región o grupo de regiones concreto si la aleatoriedad predomina en el resto de regiones. Por tanto es necesario calcular un indicador local de asociación espacial (LISA) para poder identificar de modo adecuado clusters espaciales. Siguiendo a Anselin (1995, p. 95) los clusters espaciales pueden definirse como “aquellas localizaciones o conjunto de localizaciones contiguas para los que el LISA es significativo”. En nuestro caso tomamos como indicador local de asociación espacial la I de Moran local, que se calcula de la siguiente forma:

$$I_i = \frac{z_i}{\sum_i z_i^2 / N} \sum_{j \in J_i} w_{ij} z_j \quad (8)$$

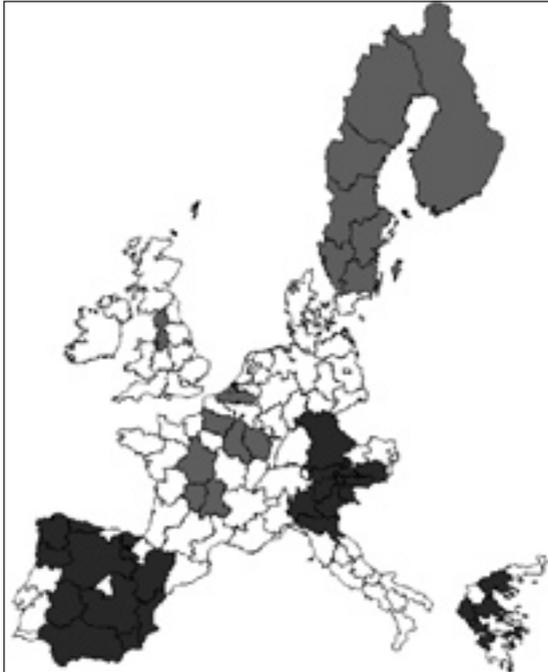
donde z_i es el valor de variable normalizada en la región i y J_i es el grupo de regiones vecinas de la región i .

Si el valor estandarizado de la I de Moran local es positivo y significativo, esto indica la existencia de un cluster de valores similares alrededor de la región. Por el contrario, si el valor estandarizado es negativo y significativo, esto indica la existencia de un cluster de valores distintos alrededor de la región.

Un cluster aparece cuando el valor de la participación del empleo en servicios públicos en una región es más parecido a sus regiones vecinas (tomando como indicador la media ponderada espacial de las participaciones en las regiones vecinas) de lo que lo sería bajo el supuesto de aleatoriedad espacial.

Las I de Moran locales significativas pueden representarse en un mapa conocido como mapa LISA. En el mapa LISA las localizaciones significativas aparecen coloreadas según el tipo de autocorrelación espacial. En nuestro caso solo encontramos clusters de valores similares (Figura 2). En rojo se muestran los clusters high-high, esto es, clusters de regiones similares con participaciones altas del empleo en servicios públicos, mientras que en azul se muestran los clusters low-low, esto es, clusters de regiones similares con bajas participaciones del empleo en servicios públicos. Hemos de tener en cuenta, no obstante, que los clusters espaciales que se muestran en los mapas suelen ser núcleos de clusters que comprenden un mayor número de regiones.

FIGURA 2
**MAPA LISA DE LA PARTICIPACIÓN DEL EMPLEO EN SERVICIOS
 PÚBLICOS, 2004**



Fuente: Elaboración propia a partir de la LFS de Eurostat.

La imagen que muestra el mapa LISA es muy parecida a la obtenida en el mapa de cuantiles: de nuevo aparecen notables diferencias entre las regiones del norte y del sur de Europa. En particular se identifican tres clusters high-high y tres clusters low-low.

Los tres clusters high-high están compuestos por regiones situadas en países donde la re-localización del empleo en los servicios públicos ha jugado un importante papel en las últimas décadas: Suecia, Finlandia, Francia y el Reino Unido. De esta forma, un cluster lo componen Finlandia y las regiones suecas y otro las regiones británicas. El tercer cluster high-high comprende regiones francesas y belgas.

Dos países mediterráneos son núcleos de clusters low-low: Grecia y España. El tercer cluster low-low lo componen regiones pertenecientes al norte de Italia y Austria.

Parece inferirse, por tanto, que si existen clusters de empleo en servicios públicos en las regiones europeas.

Es preciso señalar, no obstante, que tal y como indican Gadrey y Jany-Catrice (1998), existen múltiples y variados aspectos que han de tenerse en cuenta a la hora de explicar las diferencias en el nivel de empleo en las distintas actividades de servicios entre países o regiones. En concreto, en sus estudios de las diferencias en el empleo en la industria de comercio al por menor entre Francia y Estados Unidos (Gadrey y Jany-Catrice, 2000) y entre Francia y Japón (Gadrey et al., 1998), señalan una batería de variables que pueden clasificarse en dos grupos principales: “factores reales” y “factores monetarios”. Dentro de los denominados como “factores reales” se incluyen variables como el nivel de demanda o la calidad de los servicios provistos y entre los “factores monetarios” destacan las horas trabajadas, la participación del empleo a tiempo parcial o los costes laborales.

En los servicios públicos los “factores reales” son menos significativos que en el caso de las actividades privadas, por lo que hemos preferido centrarnos en las diferencias existentes en dos “factores monetarios”: la participación del empleo a tiempo parcial y las horas trabajadas.

En el Cuadro 3 se muestra, para cada uno de los clusters descritos con anterioridad, la participación del empleo a tiempo parcial y las horas semanales trabajadas en los años 1999 y 2004.

Como puede observarse, el empleo a tiempo parcial es poco común en los clusters low-low. Tan sólo en el tercero de estos clusters, que incluye a algunas regiones italianas y austriacas, la participación del empleo a tiempo parcial se ha incrementado de forma considerable durante los últimos años hasta alcanzar un valor similar al existente en los clusters high-high.

El primero de los clusters low-low, compuesto por regiones griegas, es el único cluster donde la participación del empleo a tiempo parcial ha disminuido. El resultado es que muestra la participación más baja en 2004: un 4 por ciento del empleo total.

Si examinamos los datos relativos al número medio de horas semanales trabajadas, podemos constatar cómo la media de horas trabajadas es más alta en los clusters low-low que en los clusters high-high. Así, mientras que en los clusters high-high la media se sitúa entre 36.56 y 38 horas semanales, en los clusters low-low la media alcanza las 40 horas trabajadas en el cluster de regiones españolas e incluso supera las 42 horas en los dos clusters low-low restantes. Esto hecho podría ayudar a explicar porqué el número de personas empleadas en los servicios públicos es más elevado en las regiones que conforman los clusters high-high.

CUADRO 3
PARTICIPACIÓN DEL EMPLEO A TIEMPO PARCIAL Y NÚMERO MEDIO DE HORAS SEMANALES DE TRABAJO EN LOS CLUSTERS HIGH-HIGH Y LOW-LOW, 1999-2004

	Empleo a tiempo parcial		Horas semanales trabajadas	
	1999	2004	1999	2004
Clusters high-high				
Cluster 1	18.7	19.4	36.8	36.6
Cluster 2	24.5	25.2	37.5	36.6
Cluster 3	17.1	18.6	37.5	37.9
Clusters low-low				
Cluster 1	5.1	4.2	43.8	43.1
Cluster 2	8.6	9.1	40.8	39.6
Cluster 3	12.6	17.0	42.9	42.6

Fuente: Elaboración propia a partir de la LFS de Eurostat.

En definitiva, podemos constatar cómo las dos variables examinadas apoyan la presencia de un mayor volumen de empleo en los servicios públicos en los clusters high-high, que vendría justificado por una mayor presencia de empleo a tiempo parcial y por el menor número medio de horas trabajadas. Este hecho, junto a aspectos como las diferencias en la cantidad/calidad de servicios públicos provistos y en el nivel de descentralización administrativa de los diferentes países, contribuirían a explicar la presencia de disparidades entre distintos clusters o grupos de regiones.

4. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido contribuir al conocimiento de la geografía del empleo en servicios públicos en las regiones europeas. A pesar de que no existen diferencias muy acusadas entre la mayoría de las regiones en lo que a la participación del empleo en servicios públicos se refiere, si se ha detectado que las regiones con altas y bajas participaciones están concentradas espacialmente. En concreto la mayor parte de las regiones con participaciones elevadas se sitúan en el norte mientras que las regiones con participaciones más bajas se localizan en el sur.

Además, los valores de los índices de autocorrelación espacial calculados a nivel global nos muestran que la participación del empleo en servicios públicos en las regiones vecinas juega un papel positivo en la participación del empleo en servicios públicos de cada región.

Podría argumentarse que este resultado es la consecuencia lógica de la política regional diseñada por cada país: puesto que cada país tiende a aplicar medidas parecidas o incluso idénticas en las diferentes regiones, todas aquellas regiones dentro de un mismo país tenderán a mostrar participaciones del empleo en servicios públicos similares. No obstante, estudios como el citado en la introducción para el caso de las regiones italianas (Alesina et al., 2001) demuestran que el empleo público es utilizado con frecuencia como un instrumento redistributivo, concentrándose en las regiones más pobres de cada país. Así, es posible encontrar mayores similitudes entre las regiones más ricas o las regiones más pobres de países distintos que entre las regiones de un mismo país.

En línea con este argumento el cálculo de un indicador local de asociación espacial, la *I* de Moran local, nos ha mostrado la existencia de clusters que se expanden más allá de las fronteras nacionales. Así por ejemplo, Suecia y Finlandia se encuentra en el mismo clusters, tal y como ocurre con regiones francesas y belgas o con regiones italianas y austriacas.

Dadas estas diferencias, la cuestión que surge es, ¿cuáles son las causas que explican la concentración de regiones con valores similares del empleo en servicios públicos?

Una posible explicación podría ser la existencia de similitudes entre dichas regiones en términos de PIB per cápita: un nivel más elevado de PIB per cápita se traduce en mayores ingresos para los gobiernos locales, y, por tanto, en más servicios prestados y más personal contratado.

El argumento del “voto con los pies” también podría ser factible: si en una región vecina se proveen mejores servicios públicos los ciudadanos puede decidir mudarse a esa región. Para evitar este efecto en las regiones vecinas la calidad de los servicios públicos prestados tendría que ser parecida.

Otra explicación podría ser la aplicación de políticas regionales similares: como ya se ha señalado, las regiones incluidas dentro de clusters high-high pertenecen a países donde la re-localización del empleo público ha jugado un importante papel.

En cualquier caso, es evidente que los factores que afectan a la participación del empleo en servicios públicos son numerosos y variados y que las diferencias en el nivel de coberturas y el grado de descentralización en los sistemas públicos de los países escandinavos y mediterráneos tienen mucho que decir en el patrón de concentración descrito. El siguiente paso para profundizar en el porqué de este patrón espacial sería la elaboración de un modelo de regresión espacial que, además de incluir las variables explicativas pertinentes, preste especial atención al papel de la localización espacial.

BIBLIOGRAFÍA

- ALESINA, A.; BAQIR, R.; EASTERLY, W. (2000) "Redistributive Public Employment", *Journal of Urban Economics*, 48, pp. 219-41.
- ALESINA, A.; DANNIGER, S.; ROSTAGNO, M. (2001) "Redistribution Through Public Employment: The Case of Italy", *IMF Staff Papers*, 48(3), pp. 447-473.
- ANSELIN, L. (1995) "Local indicators of spatial association-LISA", *Geographical Analysis*, 27, pp. 93-115.
- CHANG, T. (2002) "An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries Based in Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques", *Applied Economics*, 34(9), pp. 1157-1169.
- GADREY, J. ; JANY-CATRICE, F. (1998) Emploi et marchés du travail d'un secteur : quelles comparaisons internationale ?, *Économie et Statistique*, 318, pp. 101-122.
- GADREY, J. AND JANY-CATRICE, F. (2000) The retail sector: why so many jobs in America and so few in France?, *Service Industries Journal*, 20(4), pp. 21-32.
- GADREY, J., JANY-CATRICE, F. AND RIBAUT, T. (1998) L'emploi dans le commerce de détail japonais, une comparaison avec la France, *Formation Emploi*, 61, pp. 3-17.
- GEARY, R.C. (1954) "The contiguity ratio and statistical mapping", *Incorporated Statistician*, 5, pp. 115-145.
- GREGORY, R.; BORLAND, J. (1999) "Recent Developments in Public Sector Labor Markets," in *The Handbook of Labor Economics*, ed. by O. Ashenfelter and D. Card, Vol. 3C.
- GRIPAPOS, P.; BISHOP, P. (2005) "Spatial Inequalities in UK GDP per Head: The Role of Private and Public Services", *The Service Industries Journal*, 25(8), pp. 945-958.
- HEALD, D.; SHORT, J. (2002) "The Regional Dimension of Public Expenditure in England", *Regional Studies*, 36(7), pp. 743-755.
- HENLEY, A.; THOMAS, D. (2001) "Public Service Employment and the Public-Private Wage Differential in British Regions", *Regional Studies*, 35 (3), pp. 229-240.
- ISLAM, A. (2001) "Wagner's law revisited: Cointegration and Exogeneity tests for the USA", *Applied Economics Letters* 8(8), pp. 509-515.
- JEFFERSON, C.W.; TRAINOR, M. (1996) "Public Sector Relocation and Regional Development", *Urban Studies* 33(1), pp. 37-48.
- MACKAY, R.R. (2001) "Regional Taxing and Spending: The Search for Balance", *Regional Studies*, 35(6), pp. 563-575.
- MALLEY, J.; MOUTOS, T. (1996) "Does Government Employment "Crowd-Out" Private Employment? Evidence from Sweden", *Scandinavian Journal of Economics*, 98(2), pp. 289-302.
- MARSHALL, J.N. (1996) "Civil service reorganisation and urban and regional development in Britain", *The Service Industries Journal*, 16, 347-367.
- MARSHALL, J.N., Alderman, N. and Thwaites, A.T. (1991) "Civil service relocation and the English regions", *Regional Studies*, 25, pp.499-510.
- MARSHALL, J.N.; BRADLEY, D.; HODGSON, C.; RICHARDSON, R.; ALDERMAN, N.; BENNEWORTH, P.; TEBBUT, G.; CHARLES, D.; GILLISPIE, A.; TOMANEY, J.; GODDARD, J. (2004) *Public Sector Relocation from London and the South East: Evidence to the Lyons Review on behalf of the English Regional Development Agencies*. Available at: <http://www.hm-treasury.gov.uk/>.
- MORAN, P. A. P. (1948) "The interpretation of statistical maps", *Biometrika*, 35, pp. 255-260.
- PEACOCK, A.; SCOTT, A. (2000) "The Curious Attraction of Wagner's Law", *Public Choice* 102 (1-2), pp. 1-17.
- ROSEN, S. (1996) "Public Employment and the Welfare State in Sweden", *Journal of Economic Literature*, 34(2), pp. 729-740.
- WAGNER, A. (1883) "Three Extracts on Public Finance", in R. A. Musgrave and A. T. Peacock (eds) (1958), *Classics in the Theory of Public Finance*. London: Macmillan.

ANEXO 1
REGIONES NUTS INCLUIDAS EN EL ANÁLISIS

País	Regiones
Bélgica (NUTS 1)	Région de Bruxelles-Capitale, Vlaams Gewest, Région Wallonne
Dinamarca (NUTS 0)	Denmark
Alemania (NUTS 1)	Baden-Württemberg, Bayern, Berlin, Brandenburg, Bremen, Hamburg, Hessen, Mecklenburg-Vorpommern, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Saarland, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Schleswig-Holstein, Thüringen
Grecia (NUTS 2)	Anatoliki Makedonia, Thraki, Kentriki Makedonia, Dytiki Makedonia,, Thessalia, Ipeiros, Dytiki Ellada, Sterea Ellada, Peloponnisos, Attiki
España (NUTS 2)	Galicia, Principado de Asturias, Cantabria, País Vasco, Navarra, La Rioja, Aragón, Madrid, Castilla y León, Castilla-la Mancha, Extremadura, Cataluña, Comunidad Valenciana, Andalucía, Murcia
Francia (NUTS 2)	Île de France, Champagne-Ardenne, Picardie, Haute-Normandie, Centre, Basse-Normandie, Bourgogne, Nord - Pas-de-Calais, Lorraine, Alsace, Franche-Comté, Pays de la Loire, Bretagne, Poitou-Charentes, Aquitaine, Midi-Pyrénées, Limousin, Rhône-Alpes, Auvergne, Languedoc-Roussillon, Provence-Alpes-Côte d'Azur
Irlanda (NUTS 0)	Ireland
Italia (NUTS 2)	Piemonte, Valle d'Aosta, Liguria, Lombardia, Trentino-Alto ADILE, Veneto, Friuli-Venezia Giulia, Emilia-Romagna, Toscana, Umbria, Marche, Lazio, Abruzzo, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria
Luxemburgo (NUTS 0)	Luxembourg
Países Bajos (NUTS 1)	Noord-Nederland, Oost-Nederland, West-Nederland, Zuid-Nederland
Austria (NUTS 2)	Burgenland, Niederösterreich, Wien, Kärnten, Steiermark, Oberösterreich, Salzburg, Tirol, Vorarlberg
Portugal (NUTS 2)	Norte, Algarbe, Centro, Lisboa, Alentejo
Finlandia (NUTS 0)	Finland
Suecia (NUTS 2)	Stockholm, Östra Mellansverige, Sydsverige, Norra Mellansverige, Mellersta Norrland, Övre Norrland, Småland med öarna, Västsverige
Reino Unido (NUTS 1)	North East, North West (including Merseyside), Yorkshire and The Humber, East Midlands, West Midlands, Eastern, London, South East, South West, Wales, Scotland, Northern Ireland

* En paréntesis se muestra el nivel de NUTS.