

ANÁLISIS ESPACIAL DE DATOS Y TURISMO: NUEVAS TÉCNICAS PARA EL ANÁLISIS TURÍSTICO. UNA APLICACIÓN AL CASO EXTREMEÑO

Sánchez Rivero, Marcelino (Universidad de Extremadura)

RESUMEN

El análisis del turismo tiene unas connotaciones espaciales indiscutibles. El número de pernoctaciones, el grado de ocupación, el número de plazas ofertadas y un sinfín de variables turísticas están condicionadas por los valores que las mismas toman en los destinos turísticos más próximos al destino que está siendo analizado. Surge, de esta forma, el concepto de autocorrelación espacial que, sin embargo, y hasta el momento, no ha sido tenido en cuenta en los estudios turísticos.

Pues bien, el objetivo de este trabajo es presentar algunas herramientas analíticas para detectar la posible presencia de autocorrelación espacial en el análisis de las variables turísticas y, a partir de ellas, identificar la presencia de *clusters* espaciales, tanto a nivel global como a nivel local. También se pretende demostrar que la representación cartográfica de los datos turísticos enriquece de forma considerable los análisis que se realizan, ya que permite detectar relaciones entre destinos o puntos turísticos que, de otra forma, sería imposible ni siquiera intuir. Finalmente, y con el objeto de mostrar la utilidad empírica de las técnicas presentadas, en la segunda parte del trabajo se realiza una aplicación con algunas variables del sector turístico extremeño.

Palabras claves: Aleatoriedad espacial, autocorrelación espacial, *clusters* espaciales, I de Moran, diagrama de dispersión de Moran, Análisis Exploratorio de Datos Espaciales, Extremadura. **JEL:** C49, L83, O18, O21

ABSTRACT

Tourism analysis has several unquestionable spatial implications. Almost every tourism variable is conditioned by their values in neighbour tourism destinations. This situation is connected with spatial autocorrelation concept. This statistical concept has not been taken into account in tourism analysis until now.

The aim of this article is to overview some analytical tools to test the presence of spatial autocorrelation in tourism variables analysis and, if this is the case, to identify spatial clusters in both global and local approaches. Another objective is to show how cartographical representation of tourism data improve substantially the analysis, because allow the researcher to locate relationships among tourism destinations, which, if these tools are not used, should stay hidden. Finally, in order to show the empirical usefulness of the previously presented techniques, the second part of the article is devoted to the empirical application of these tools to some tourism variables from a spanish tourism destination: Extremadura.

Key words: Spatial randomness, spatial autocorrelation, spatial clusters, Moran's I, Moran's scatterplot, exploratory spatial data analysis, Extremadura. **JEL:** C49, L83, O18, O21

1. INTRODUCCIÓN

Una de las grandes deficiencias actuales de análisis turístico es que no tiene en cuenta su dimensión espacial. Un destino turístico no puede ser analizado de una manera aislada, sino

que se deben tener en cuenta las influencias que los destinos próximos pueden ejercer sobre el mismo, o viceversa. Así, por ejemplo, la aparición de una oferta turística en un destino dado (un parque de atracciones, la celebración de una Exposición Universal, un acontecimiento deportivo destacado, etc.) puede tener un efecto de difusión o un efecto de concentración. Esta nueva oferta turística tendrá un efecto difusor si, por ejemplo, los flujos turísticos que genere esa nueva oferta, además de concentrarse en el destino que cuente con la misma, se extienden también a los destinos turísticos más cercanos (autocorrelación espacial positiva). Por el contrario, la nueva oferta turística generará un efecto de concentración cuando, al margen de las variaciones experimentadas por los flujos turísticos en el destino oferente, se produce una disminución de los flujos turísticos de los destinos más próximos como consecuencia de la atracción que la nueva oferta turística ejerce sobre aquellos (autocorrelación espacial negativa). Finalmente, es posible que la aparición de nuevas ofertas turísticas en un destino no tenga consecuencias sobre los flujos turísticos de los destinos cercanos (ausencia de autocorrelación).

Por consiguiente, en un sector tan competitivo como lo es actualmente el sector turístico, y donde la competitividad se ha convertido en uno de los ejes estratégicos principales del Plan de Turismo Español Horizonte 2020, la contrastación de la hipótesis de ausencia de autocorrelación espacial (o, alternativamente, la presencia de la misma) cobra una importancia fundamental. El objetivo de este artículo es presentar algunas técnicas descriptivas básicas de análisis espacial que permitan determinar la existencia de autocorrelación espacial entre los destinos turísticos próximos, de manera que sea posible discernir si un fenómeno turístico beneficia únicamente al destino que lo oferta (reduciendo la competitividad de los destinos más próximos al mismo) o si, por el contrario, beneficia también a los destinos que lo rodean (contribuyendo, de esta forma, a mejorar la competitividad de los mismos).

En el segundo epígrafe se define en términos elementales qué se entiende por autocorrelación espacial de datos turísticos y cómo se determina el grado de vecindad de los destinos turísticos objeto de análisis. Seguidamente, en el tercer epígrafe se describen los principales índices que suelen utilizarse para contrastar la hipótesis de autocorrelación espacial. Además de su vertiente numérica, la autocorrelación espacial tiene también una vertiente gráfica que permite saber, de un simple vistazo, si ésta existe o no en los datos objeto de análisis. A presentar esta vertiente gráfica de la autocorrelación espacial se dedica el cuarto epígrafe del presente trabajo. Finalmente, al objeto de demostrar la utilidad empírica de los índices y gráficos de autocorrelación espacial se analiza en el quinto epígrafe la distribución espacial de las plazas hoteleras y extrahoteleras de un destino turístico concreto: Extremadura.

2. ANÁLISIS TURÍSTICO Y TERRITORIO: LA AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL COMO HERRAMIENTA DESCRIPTIVA

Si hay una actividad económica que guarda una estrecha relación con el entorno geográfico en el que se desarrolla, esta actividad es el turismo. Con carácter general, se puede afirmar que la práctica turística se desarrolla en varias localizaciones geográficas, puesto que la movilidad del turista es, salvo algunos segmentos muy concretos, bastante elevada (máxime en los momentos actuales en los que el turismo se percibe como una experiencia en la que se buscan sensaciones provocadas por la práctica de varias actividades en el transcurso de una misma visita). Aspectos como la facilidad de localización de un recurso turístico, las

diferentes vías de acceso al mismo, la distancia entre recursos turísticos, etc., son fundamentales a la hora de planificar un destino turístico.

Los primeros estudios de ámbito local, en los que el espacio empieza a cobrar un cierto protagonismo, en el ámbito de las ciencias sociales y de la geografía humana se remontan a finales de los años ochenta y principios de los años noventa del pasado siglo con los trabajos, entre otros, de Urry (1987) y de Massey (1991). En estos trabajos se intenta poner de manifiesto el influyente papel del espacio en la producción y reproducción de la realidad social y, sobre todo, de “examinar teórica y empíricamente la interacción entre estructuras sociales y espacio” (Massey, 1991, p. 271).

En el ámbito concreto del turismo, uno de los principales inconvenientes en el análisis espacial del mismo es, como apunta Hall (2005), la integración de las unidades de análisis (municipios, comarcas, destinos turísticos, etc.) en estructuras regionales más amplias. En este sentido, los estudios en los que se considera la dimensión espacial del turismo se han caracterizado por su enfoque como estudios de casos concretos y, por tanto, por un claro individualismo metodológico (veáanse, por ejemplo, Hall (1997), Meethan (2001) o Squirre (1994)). Sin embargo, en muy pocas ocasiones se han realizado análisis espaciales en los que se indague en la relación existente entre espacios turísticos próximos entre sí.

Por otro lado, los Sistemas de Información Geográfica (SIG) se han incorporado al análisis del fenómeno turístico, permitiendo la georeferenciación de los recursos turísticos y, sobre todo, convirtiéndose en herramientas de gestión de los destinos turísticos y en sistemas de apoyo a la toma de decisiones. Sin ánimo exhaustivo, algunos de los estudios recientes llevados a cabo en España que relacionan SIG y turismo son los de Lobo, Lapuente y Rodríguez (1999), Sánchez Martín y otros (2000), Lobo (2002) y Luaces y otros (2008). Con carácter general, los SIG presentan una completa información de las variables turísticas que caracterizan un destino determinado pero no suelen profundizar en la relación entre los valores de dichas variables en el destino concreto y el valor que las mismas tienen en los destinos turísticos más próximos. Dicho en otros términos, los SIG aplicados al turismo no profundizan en la posible presencia de autocorrelación espacial entre espacios o destinos turísticos. En este sentido, las herramientas de autocorrelación espacial que se describen a continuación pueden representar un complemento interesante al análisis geográfico de los destinos turísticos.

Pero antes de presentar estas herramientas de análisis espacial, es necesario definir de forma clara el concepto de autocorrelación espacial. En este sentido, se habla de autocorrelación espacial en la medida en que existe una relación entre lo que sucede en un punto determinado del espacio y lo que acontece en otros puntos de ese mismo espacio (Anselin, 1988). Esta autocorrelación espacial puede ser positiva o negativa.

La autocorrelación espacial positiva se produce cuando existe una relación directa entre valores similares de la variable turística y los destinos cercanos entre sí, de forma que los destinos con valores elevados de la variable se encuentran rodeados de otros destinos en los que la variable arroja también valores elevados, y viceversa. En este caso, se dice que existe un efecto de “contagio”, que favorece la concentración de un determinado fenómeno turístico en una zona geográfica concreta. Un ejemplo de autocorrelación espacial positiva es el fenómeno que tiene lugar cuando, por ejemplo, una ciudad no tiene capacidad hotelera para albergar a todos los visitantes que llegan a ella para asistir a un acontecimiento determinado, lo que provoca que los establecimientos de los municipios cercanos vean elevadas sus cifras de ocupación.

Por el contrario, existe autocorrelación espacial negativa cuando los destinos turísticos cercanos presentan valores muy diferentes de la variable analizada, de forma que aquellos destinos en los que se registra un valor elevado de la variable están rodeados de otros destinos en los que la variable toma valores reducidos, y viceversa. En este caso, se produce un efecto de “absorción” de un determinado espacio geográfico, que hace que el fenómeno estudiado se manifieste con mayor intensidad en dicho espacio y con mucha menor intensidad en los espacios geográficos próximos. Un ejemplo de autocorrelación espacial negativa es la situación que se produce cuando un destino turístico cuenta con recursos y atractivos turísticos mucho más numerosos y de mucha mayor calidad que los recursos y atractivos con que cuentan los destinos turísticos vecinos, lo que provoca que la demanda turística se concentre en el primero y prácticamente no visite los segundos.

Finalmente, es también posible la ausencia de autocorrelación espacial, la cual se producirá cuando los valores de la variable se distribuyan aleatoriamente en todo el territorio analizado (aleatoriedad espacial), de manera que no se localizan valores elevados (o valores reducidos) en un entorno geográfico próximo ni tampoco una alternancia espacial de valores elevados y de valores reducidos.

Una cuestión de vital importancia en el análisis espacial de datos turísticos es la relativa a la determinación de la contigüidad o “vecindad” de las unidades espaciales consideradas. Para ello, se suele utilizar una matriz de interacciones espaciales, compuesta por ceros y unos, de forma que si dos unidades espaciales son vecinas se les asignará el valor 1, y si no lo son se les asignará el valor 0. Si se parte de un espacio representado en una cuadrícula regular, hay diferentes formas de definir la vecindad de dos unidades espaciales:

a) Contigüidad tipo *Rook*: una unidad espacial será vecina de otra si comparte con ésta un lado o borde del cuadrado. Este criterio se conoce también con el nombre de criterio de la torre, en referencia al movimiento de esta pieza en el juego del ajedrez.

b) Contigüidad tipo *Bishop*: dos unidades espaciales serán vecinas si comparten un vértice del cuadrado. Este criterio se conoce también con el nombre de criterio del alfil.

c) Contigüidad tipo *Queen*: es aquella que considera vecinas a las unidades espaciales que comparte un borde o un vértice del cuadrado. También se conoce con el nombre de criterio de la reina.

Los tres tipos de contigüidad anteriormente presentados reflejan vecindad de primer orden, pero es posible considerar también contigüidad de segundo orden (cuando se considera la influencia de los vecinos de los vecinos), de tercer orden, y así sucesivamente.

Como puede observarse, esta definición de vecindad es bastante simple y puede no ser aplicable en todas las situaciones (por ejemplo, cuando en lugar de regiones o destinos turísticos, se están representando puntos turísticos o ciudades). Por esta razón, puede definirse también la vecindad en términos de distancias entre las unidades espaciales consideradas. De esta forma, si se considera una distancia determinada, d , se concluirá que dos unidades espaciales son vecinas si la distancia existente entre ellas es menor que la cantidad prefijada d . Es decir, todas aquellas unidades espaciales que se encuentren dentro de un radio d de distancia alrededor de una unidad espacial concreta serán consideradas vecinas de ésta¹.

Sin embargo, la matriz de interacciones espaciales puede no reflejar de forma fiel la estructura de dependencia espacial entre unidades, ya que no tiene en cuenta otros aspectos que también pueden explicar esta dependencia (relaciones comerciales intensas entre unidades

¹ Para mayores detalles sobre el concepto de contigüidad o vecindad, puede consultarse Anselin (1988).

no vecinas, firma de acuerdos de colaboración entre ellas, etc.). Por ello, en muchos casos esta matriz de interacciones espaciales es sustituida por una matriz de pesos espaciales W , en la que se recoge el efecto de la unidad espacial i sobre la unidad espacial j a través de un coeficiente de ponderación w_{ij} . Esta matriz de pesos espaciales es mucho más flexible que la anterior, puesto que permite al investigador definir la estructura de dependencias espaciales que considere más adecuada a cada caso.

Los pesos w_{ij} pueden ser definidos de muy diversas formas. Para una relación bastante detallada de las diferentes especificaciones de estos coeficientes de ponderación, puede consultarse Chasco Yrigoyen (2003, p. 59).

Con independencia de la especificación de los pesos w_{ij} , es muy habitual estandarizar las ponderaciones de la matriz de pesos espaciales, dividiendo cada peso w_{ij} entre la suma de pesos de cada fila:

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}$$

De esta forma, se verificará que $\sum_j w_{ij}^* = 1$.

La nueva matriz W^* se conoce con el nombre de *matriz de ponderaciones espaciales estandarizada por filas* (Anselin, 1995a).

3. ÍNDICES DE AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL

Para verificar la existencia o ausencia de autocorrelación espacial, se pueden utilizar diferentes índices, siendo la I de Moran la más conocida y utilizada en la práctica. Todos estos índices tratan de contrastar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial (esto es, aleatoriedad espacial) frente a la hipótesis alternativa de existencia de autocorrelación espacial (positiva o negativa).

Los índices de autocorrelación espacial pueden tener un carácter global o un carácter local. Los índices globales se limitan a contrastar la hipótesis de autocorrelación espacial en la totalidad del territorio estudiado, pero no permiten determinar si el esquema de autocorrelación espacial detectado en todo el territorio en conjunto se mantiene también a nivel local. Por ello, los indicadores locales detectan la posible presencia de autocorrelación espacial en un determinado subconjunto de unidades espaciales. De esta forma, se puede obtener un índice para cada unidad espacial estudiada, lo que permite analizar el grado de dependencia individual de cada unidad espacial respecto a las demás. Según indican Moreno y Vayá (2000), la información suministrada por los índices globales y locales de autocorrelación espacial es claramente complementaria.

De entre todos los índices globales, el más utilizado, como se ha comentado anteriormente, es el índice I de Moran (1948), el cual viene dado por la siguiente expresión:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad \text{para } i \neq j \quad (1)$$

donde $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ para $i \neq j$, siendo n el tamaño muestral, esto es, el número total de unidades espaciales analizadas.

Habitualmente, y para facilitar su interpretación, este índice I es normalizado (restándole su valor medio y dividiendo la diferencia entre su desviación típica), obteniéndose de esta forma el valor $Z(I)$. Este valor normalizado es asintóticamente normal, de manera que si toma valores positivos y estadísticamente significativos (mayores que 1,96 a un nivel de significación del 5 por 100), se podrá concluir que los datos presentan autocorrelación espacial positiva. Si, por el contrario, el valor estandarizado es negativo y estadísticamente significativo (menor que -1,96, a un 5 por 100 de nivel de significación) se puede afirmar que los datos presentan autocorrelación espacial negativa. Finalmente, si el valor estandarizado se incluye dentro del intervalo $[-1,96 ; 1,96]$ se podrá admitir la hipótesis nula de aleatoriedad espacial.

Aunque el test I de Moran es el más empleado en la práctica, existen, sin embargo, otras alternativas al mismo, como el test C de Geary (1954) o el test G de Getis y Ord (1992).

Por su parte, los índices locales de autocorrelación espacial son especialmente útiles cuando existen procesos no estacionarios espacialmente, que son aquellos procesos en los que se observa una elevada inestabilidad en la distribución espacial de la variable turística. En los procesos espaciales no estacionarios coexisten unidades espaciales que contribuyen de forma decisiva a la dependencia espacial existente a nivel global con otras unidades espaciales en las que la variable analizada se distribuye de forma aleatoria. En estos casos, y dado que la estructura de dependencia detectada a nivel global puede no mantenerse a niveles locales, los índices locales complementan el análisis global de la autocorrelación espacial. Para cada unidad espacial analizada se calcula un índice local, lo que permite realizar un análisis de cada unidad espacial por separado.

El índice local más conocido es el estadístico local de Moran, propuesto por Anselin (1995b). Bajo la hipótesis de ausencia de autocorrelación espacial a nivel global, este índice viene dado por la siguiente expresión:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{m_2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad \text{para } i \neq j \quad (2)$$

$$\text{siendo } m_2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} .$$

Una vez estandarizado el índice local I_i , su interpretación es muy similar a la del índice I global. Así, si $Z(I_i)$ es estadísticamente significativo y positivo, se podrá confirmar la presencia de un *cluster* de valores similares alrededor de la unidad espacial i . Por el contrario, si $Z(I_i)$ es estadísticamente significativo pero negativo, se estará ante un *cluster* de valores diferentes alrededor de la i -ésima unidad espacial (atípicos espaciales).

También el test C de Geary tiene una versión local, de igual forma que sucede con el test G de Getis y Ord. En este último caso, estos dos autores proponen una batería de indicadores locales basados en la distancia crítica (d) en torno a cada unidad espacial

$(G_i(d), G_i^*(d), New-G_i$ y $New-G_i^*)$. Las expresiones matemáticas de esta familia de indicadores locales pueden consultarse en Getis y Ord (1992) y en Ord y Getis (1995).

4. GRÁFICOS DE AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL

Además de los índices globales y locales anteriormente presentados, el análisis exploratorio de datos espaciales cuenta con diversos gráficos que permiten visualizar de forma clara y directa la presencia (o ausencia, según el caso) de autocorrelación espacial.

De todos estos gráficos, el más utilizado es, sin duda, el diagrama de dispersión de Moran univariante, que se construye a partir de un sistema de dos ejes cartesianos, de forma que en el eje de abscisas se representan los valores normalizados de la variable objeto de análisis, mientras que en el eje de ordenadas se representan los valores del retardo espacial de la variable estandarizada. Se entiende por retardo espacial de la unidad espacial i el valor medio de la variable estandarizada en todas las unidades espaciales vecinas de la misma. De esta forma, en función de la posición de las observaciones en los cuatro cuadrantes del gráfico, se podrá determinar el patrón de dependencia espacial existente. Así, si los valores representados se distribuyen por los cuatro cuadrantes, se podrá afirmar que no existe autocorrelación espacial. Si la nube de puntos se sitúa alrededor de la diagonal que va desde el primer cuadrante (extremo superior derecho del gráfico) al tercer cuadrante (extremo inferior izquierdo), será un claro indicio de la existencia de autocorrelación espacial positiva. Por el contrario, cuando los valores representados se sitúen alrededor de la diagonal que cruza desde el segundo cuadrante (extremo inferior derecho) hasta el cuarto cuadrante (extremo superior izquierdo), se podrá hablar de autocorrelación espacial negativa. Finalmente, el gráfico ajusta una recta de regresión a la nube de puntos representados, de manera que la pendiente de dicha recta de regresión coincide con el estadístico I global de Moran, anteriormente presentado.

También se puede utilizar un diagrama de dispersión de Moran bivariante. En este gráfico, se representa en el eje de ordenadas el retardo espacial de la variable que se está analizando, y en el eje de abscisas los valores estandarizados de la variable explicativa. Una vez representada la nube de puntos, la pendiente de la recta de regresión ajustada (el valor de la I de Moran) cuantifica la relación lineal que existe entre la variable explicativa y la explicada en las unidades espaciales vecinas a una unidad dada.

Para detectar autocorrelación espacial a nivel local, el gráfico más utilizado es el denominado mapa LISA². Este mapa utiliza los índices I de Moran locales calculados para todas las unidades espaciales analizadas. La principal utilidad de este gráfico es que permite localizar geográficamente los agrupamientos espaciales (que se producen cuando una unidad espacial que registra un valor alto (bajo) de la variable se encuentra rodeada de unidades espaciales que también registran un valor alto (bajo) de dicha variable, esto es, alto-alto o bajo-bajo) y los atípicos espaciales (que son aquellos que surgen cuando una unidad espacial con un elevado valor de la variable analizada se encuentra rodeada de unidades espaciales en las que la variable registra valores pequeños, o viceversa, es decir, alto-bajo o bajo-alto).

También el mapa LISA tiene una versión bivariante, que permite visualizar para cada unidad espacial considerada la relación existente entre los valores estandarizados de la variable objeto de interés y el retardo espacial de otra variable diferente. De esta manera, es posible también identificar tanto agrupamientos como atípicos espaciales teniendo en cuenta simultáneamente dos variables.

² LISA es el acrónimo de "Local Indicators of Spatial Association".

Además de los gráficos anteriormente mencionados, la visualización de la autocorrelación espacial se puede completar con otros gráficos adicionales. Los más interesantes, en este sentido, son los siguientes:

- **Diagrama de dispersión:** este gráfico se basa también en un sistema de dos ejes cartesianos, en los que se representan los valores de dos variables cuya relación estadística se quiera analizar. Además de los valores representados, en dicho diagrama se muestra la pendiente estimada por el método de los mínimos cuadrados ordinarios. La ventaja de este tipo de gráfico es que si las dos variables que se están analizando están estandarizadas, la pendiente estimada indica, en realidad, el coeficiente de correlación de Pearson entre las dos variables.
- **Gráfico de coordenadas paralelas:** se trata de un gráfico compuesto por dos o tres líneas paralelas (dependiendo de que se quiera analizar la relación entre dos o entre tres variables), de forma que en cada línea se representa el valor observado de cada variable. A continuación, para cada unidad espacial estudiada se unen mediante líneas los valores de las dos o tres variables objeto de análisis. De esta forma, es posible detectar la presencia tanto de clusters espaciales (cuando las líneas de varias unidades espaciales sean muy similares) como de atípicos espaciales (cuando se aprecien diferencias importantes entre las líneas de diferentes unidades espaciales).
- **Cartograma:** se trata de un mapa en el que el valor de la variable para cada unidad espacial se representa mediante un círculo, cuyo tamaño es proporcional al citado valor. Además, los círculos poseen diferentes colores dependiendo de que el valor de la variable sea anormalmente alto o bajo. Así, el color por defecto del círculo es el verde, pero su color será el negro si la variable toma un valor negativo, el blanco si la variable toma un valor nulo en esa unidad espacial, el rojo si el valor es anormalmente elevado o el azul si el valor es anormalmente bajo.

Con todos los métodos de visualización comentados, junto con los estadísticos globales y locales presentados en el anterior epígrafe, es posible realizar un completo análisis exploratorio de los datos turísticos espaciales.

5. ANÁLISIS ESPACIAL DE LA DISTRIBUCIÓN DE PLAZAS HOTELERAS Y EXTRAHOTELERAS EN EXTREMADURA

Extremadura es una región turística de interior que, en los últimos años, ha experimentado un notabilísimo crecimiento en la oferta de plazas turísticas, tanto en aquellas correspondientes a establecimientos hoteleros como, sobre todo, en las ofertadas por establecimientos extrahoteleros (alojamientos rurales, principalmente).

El objetivo de este epígrafe es determinar si este crecimiento ha sido homogéneo en todo el territorio regional (aleatoriedad espacial) o si, por el contrario, dicho crecimiento se ha localizado en una determinada parte del mismo (autocorrelación espacial). De esta forma, será posible determinar la posible existencia de clusters espaciales.

Para ello, se ha tomado el número oficial de plazas en establecimientos hoteleros, en alojamientos rurales y en restaurantes, de acuerdo con la información facilitada por la Dirección General de Turismo de la Junta de Extremadura. Dichas variables se refieren a 1 de Enero de 2007.

Al objeto de determinar la posible correlación espacial entre esta oferta de plazas turísticas y la caracterización socioeconómica de los municipios extremeños, se han considerado asimismo las siguientes variables espaciales (referidas nuevamente al año 2007):

a) *Variables demográficas:*

- Población (POBL).
- Densidad de población (DENS).
- Crecimiento vegetativo (CREC).
- Porcentaje de población extranjera (EXTR).
- Porcentaje de trabajadores del sector servicios (SERV).

b) *Variables de equipamiento:*

- Número de bienes de interés cultural (CULT).
- Número de bancos y de cajas de ahorros (BANC).
- Número de cafeterías y de bares (CAFÉ).
- Número de farmacias (FARM).
- Número de gasolineras (GASO).

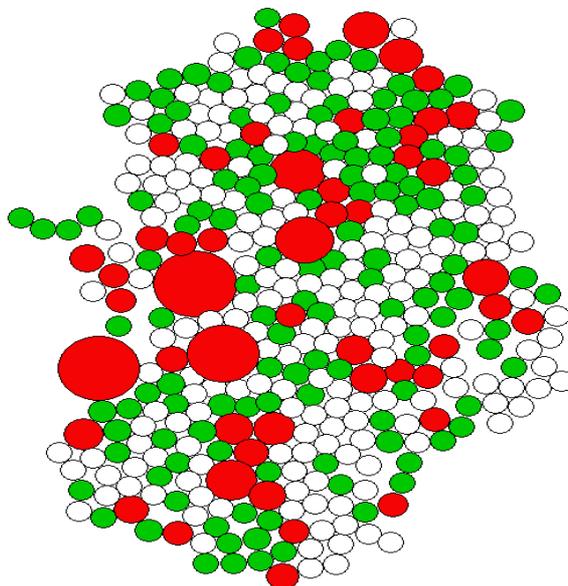
Los valores de estas últimas 10 variables han sido obtenidos de las fichas municipales de Caja España.

Plazas hoteleras

En el Gráfico 1 se muestra el cartograma de las plazas hoteleras totales existentes en Extremadura a principios del año 2007. En él se puede apreciar cómo existe una concentración notable de plazas hoteleras en el extremo centro-occidental de la región. En efecto, los valores atípicos más elevados de la oferta global de plazas hoteleras de Extremadura se localizan en los términos municipales de Cáceres, Badajoz y Mérida. También se localizan focos de concentración de plazas hoteleras en torno a los ejes Trujillo-Plasencia, Zafra-Almendralejo-Alange y, en menor grado, en las comarcas cacereñas del Valle del Ambroz (Baños de Montemayor y Hervás) y La Vera.

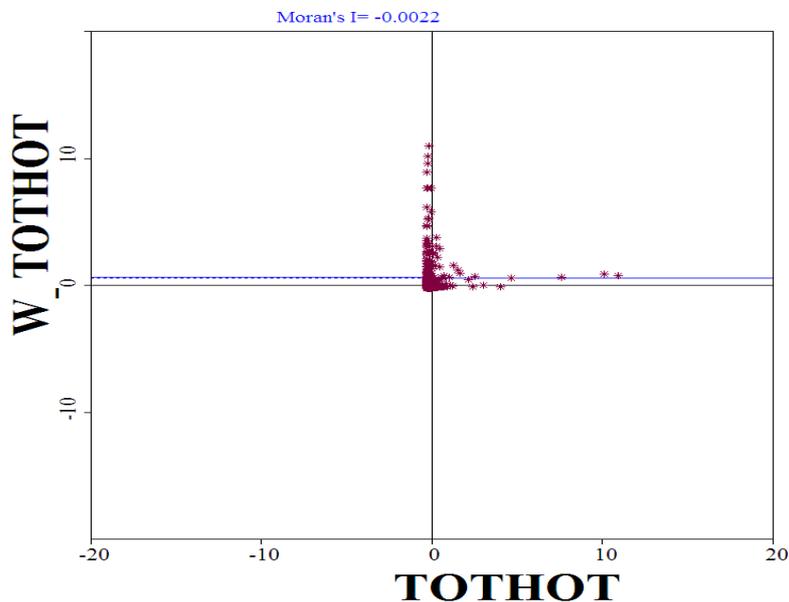
A continuación, en el Gráfico 2 se presenta el gráfico de dispersión de Moran univariante, en el cual se muestra asimismo el valor de la I de Moran (-0,0022). Si se compara este valor con el valor esperado de este estadístico (-0,0026), se podrá apreciar que la diferencia entre ambos valores es mínima, lo que es un indicio claro de la ausencia de autocorrelación espacial. Para confirmar esta apreciación, se puede calcular el valor estandarizado de la I de Moran, esto es, $Z(I)$, y determinar la significación asociada a dicho valor (esto es, el p -valor). En este caso, el p -valor asciende a 0,6337, probabilidad claramente superior al 5 por 100, lo que conduce al no rechazo de la hipótesis nula de aleatoriedad espacial. Por consiguiente, se puede afirmar que a nivel global no se detecta un patrón de autocorrelación espacial en las plazas hoteleras de Extremadura. Para el cálculo de este estadístico y de los demás estadísticos presentados en este trabajo se ha utilizado una matriz de interacciones espaciales W basada en contigüidades tipo *queen*.

GRÁFICO 1: CARTOGRAMA DE LAS PLAZAS HOTELERAS DE EXTREMADURA



Fuente: Elaboración propia a partir de GEODA

GRÁFICO 2: DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN (GLOBAL) DE LAS PLAZAS HOTELERAS DE EXTREMADURA

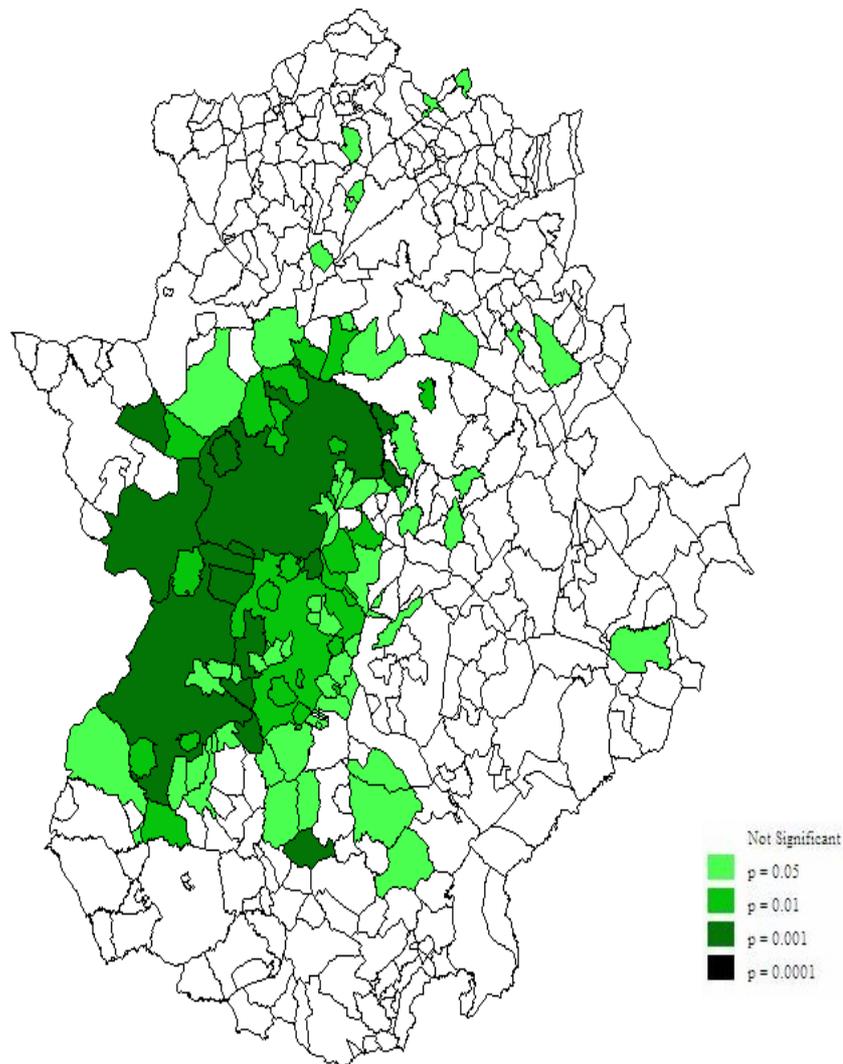


Fuente: Elaboración propia a partir de GEODA

Sin embargo, el hecho de que no exista autocorrelación espacial en el conjunto del territorio extremeño no significa que, en determinadas partes del mismo, tampoco existan fenómenos de autocorrelación a nivel local. Por esta razón, este análisis global debe ser completado con el cálculo de la I local de Moran que permitirá la identificación, en su caso,

de posibles clusters y atípicos espaciales. De esta forma, el Gráfico 3 muestra el mapa de significación LISA de las plazas hoteleras de Extremadura. Este mapa presenta la localización espacial de los estadísticos locales de Moran que han resultado ser estadísticamente significativos. Esta significatividad estadística se manifiesta en las distintas intensidades de verde, de forma que las áreas de un verde más oscuro se corresponden con municipios extremeños en los que la significatividad del estadístico local ha sido más alta. Como se puede apreciar, los clusters espaciales, o en caso los atípicos espaciales, se presentan nuevamente en el centro occidental de la región puesto que es en estos municipios en los que se registran estadísticos locales de Moran más estadísticamente significativos.

GRÁFICO 3: MAPA DE SIGNIFICACIÓN LISA DE LAS PLAZAS HOTELERAS DE EXTREMADURA



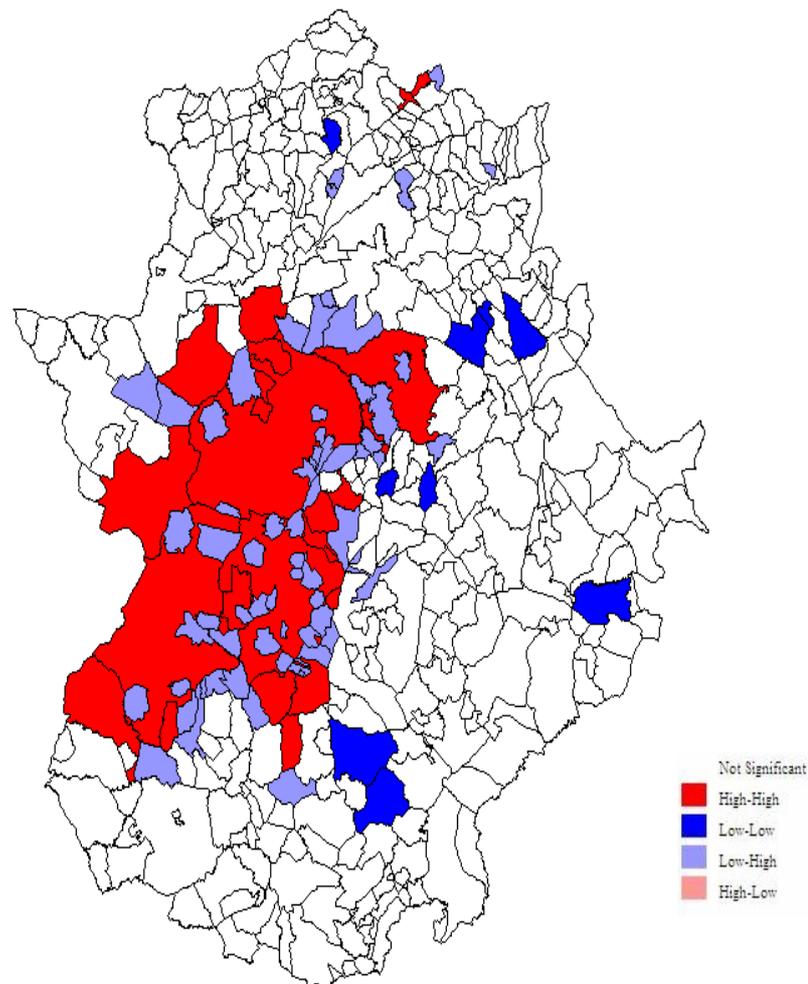
Fuente: Elaboración propia a partir de GEODA

Para confirmar esta posible presencia de autocorrelación espacial a nivel local, se muestra en el Gráfico 4 el mapa LISA de clusters y atípicos espaciales. En él se observa claramente la existencia de un cluster espacial de considerable extensión localizado en el extremo más occidental de la región, siendo los términos municipales de Badajoz, de Cáceres

y de Mérida en los que se aprecia de forma más clara la existencia de autocorrelación espacial positiva en el número de plazas hoteleras ofertadas. También se observa autocorrelación positiva en otros puntos aislados de la región, como en el norte del Valle del Ambroz (valores elevados) y en el corazón de la comarca cacereña de los Ibores, en el extremo más oriental de La Siberia y en la frontera entre las comarcas pacenses de Tierra de Barros y de La Serena (valores bajos). Especialmente interesantes son estos últimos clusters porque ponen de manifiesto los puntos de Extremadura donde la oferta de plazas hoteleras es todavía escasa, lo que podría orientar políticas de distribución de la oferta hotelera en la región.

Por su parte, los atípicos espaciales se localizan, fundamentalmente, en el entorno más próximo al cluster espacial más extenso (Badajoz-Cáceres-Mérida), apreciándose que en estos municipios la oferta de plazas hoteleras es considerablemente inferior a la de los municipios integrantes del cluster Badajoz-Cáceres-Mérida.

GRÁFICO 4: MAPA LISA DE CLUSTERS Y DE ATÍPICOS ESPACIALES DE LAS PLAZAS HOTELERAS DE EXTREMADURA



Fuente: Elaboración propia a partir de GEODA

Este análisis global de la localización espacial de las plazas hoteleras de Extremadura puede realizarse también a nivel desagregado, considerando las diferentes categorías de dichos establecimientos. En el Cuadro 1 se muestra el valor del índice global de Moran y su

correspondiente p -valor para dichas categorías. Como fácilmente puede apreciarse, sólo en la distribución espacial de las plazas de apartamentos y de hoteles rurales se detecta un fenómeno de autocorrelación espacial positiva. Una inspección más detallada de la autocorrelación detectada para este tipo de establecimientos mediante el mapa LISA de clusters y atípicos espaciales evidencia claramente la existencia de un cluster espacial de valores elevados de la variable en la comarca cacereña de La Vera.

Para finalizar este análisis espacial de las plazas hoteleras de Extremadura, se muestra en el Cuadro 2 la relación estadística existente entre el número total de plazas hoteleras de la región y las variables demográficas y de equipamiento anteriormente expuestas. Como puede observarse, esta relación estadística se ha calculado tanto sin tener en cuenta la dimensión espacial de la variable (segunda columna del cuadro) como considerando el retardo espacial del número total de plazas hoteleras (tercera y cuarta columnas). Los cálculos de la segunda columna se han obtenido a partir de un diagrama de dispersión (con la variable “plazas hoteleras totales” en el eje de ordenadas y cada una de las variables demográficas y de entorno en el eje de abscisas). Por su parte, los valores de la tercera y cuarta columnas se han obtenido a partir de un diagrama de dispersión de Moran bivalente.

CUADRO 1: ESTADÍSTICO GLOBAL I DE MORAN PARA LAS DIFERENTES CATEGORÍAS DE LA OFERTA HOTELERA DE EXTREMADURA

	I de Moran	p -valor	Autocorrelación
- Hoteles de 4-5 estrellas	0,0005	0,2158	N
- Hoteles de 3 estrellas	0,0345	0,1052	N
- Hoteles de 1-2 estrellas	- 0,0246	0,2138	N
- Apartamentos y hoteles rurales	0,0985	0,0055	S
- Hostales y pensiones	0,0050	0,3377	N

Fuente: Elaboración propia a partir de cálculos de GEODA

Pues bien, como puede apreciarse fácilmente, cuando se obvia el carácter espacial de las dos variables estudiadas se obtiene una elevada correlación positiva entre el número total de plazas hoteleras y las variables POBL, CREC, CULT, BANC, CAFÉ, FARM y GASO. Esto significa que las plazas hoteleras de la región extremeña se ubican en los municipios con mayor población y con mayor crecimiento vegetativo y en aquellos que cuentan con mejores equipamientos de ocio y de servicios.

Sin embargo, cuando las plazas hoteleras totales de la región se retardan espacialmente, sólo se detecta correlación espacial (positiva en ambos casos) con las variables DENS y GASO. Estos resultados indican que los municipios extremeños con mayor densidad de población y con mayor número de gasolineras son los que cuentan con unos municipios vecinos con mayor oferta de plazas hoteleras. Por tanto, se constata la existencia de un fenómeno de difusión espacial, según el cual los hoteles extremeños están ubicados en el entorno de los municipios más densamente poblados y que cuentan con mayor número de surtidores de gasolina.

CUADRO 2: RELACIÓN ESTADÍSTICA (CON Y SIN RETARDO ESPACIAL) DEL NÚMERO TOTAL DE PLAZAS HOTELERAS DE EXTREMADURA CON LAS VARIABLES DEMOGRÁFICAS Y DE EQUIPAMIENTO

	Sin retardo espacial (Coef. correlación de Pearson)	Con retardo espacial	
		Índice I	<i>p</i> -valor
Variables demográficas:			
- POBL	0,8779	0,0428	0,0625
- DENS	0,1741	0,4866	0,0001
- CREC	0,8108	0,0272	0,1132
- EXTR	0,1086	- 0,0099	0,6765
- SERV	0,4174	- 0,0224	0,3656
Variables de equipamiento:			
- CULT	0,8272	- 0,0230	0,2668
- BANC	0,8557	0,0126	0,5861
- CAFE	0,8969	0,0020	0,2996
- FARM	0,8626	- 0,0091	0,6829
- GASO	0,7286	0,0718	0,0231

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de GEODA

Plazas en alojamientos rurales

Para el análisis espacial de las plazas en los alojamientos rurales de Extremadura (así como del número de plazas en restaurantes) se ha seguido el mismo esquema que el anteriormente expuesto para el análisis espacial de las plazas hoteleras. Por esta razón, se obvian los gráficos y tablas utilizadas y se comentan únicamente los resultados más relevantes que se desprenden del análisis de los mismos.

Una primera aproximación al análisis espacial de las plazas de alojamientos rurales en Extremadura a través del cartograma pone claramente de manifiesto que éstas se concentran principalmente en el extremo nororiental de la región (comarcas de Valle del Ambroz, La Vera y El Jerte), donde se localizan los círculos rojos de mayor tamaño. También se aprecian concentraciones significativas de plazas de alojamiento rural en Valencia de Alcántara y en los municipios más próximos al Parque Nacional de Monfragüe (Malpartida de Plasencia, Torrejón el Rubio, Serradilla y Monroy). Es significativo asimismo la mayor abundancia de plazas de alojamiento rural en la provincia de Cáceres (menor número de círculos blancos que en la provincia pacense).

El estadístico I de Moran confirma la existencia de autocorrelación espacial positiva en la distribución de las plazas de alojamiento rural de la región. En efecto, con un valor estimado de 0,2407 y un *p*-valor de 0,0002, debe rechazarse la hipótesis de aleatoriedad espacial y aceptar la presencia de autocorrelación espacial positiva.

El mapa de significación LISA muestra únicamente los valores del índice local de Moran más significativos, pero no permite apreciar el signo de dichos coeficientes. Una inspección visual de los mismos permite confirmar la presencia de una fuerte autocorrelación local positiva en las comarcas del Valle del Ambroz-Valle del Jerte-La Vera y en la zona del

Tajo Internacional (extremo suroccidental de la provincia de Cáceres) y la existencia de autocorrelación local negativa en varios municipios de la provincia pacense (Badajoz, Don Benito, Guareña, Hornachos, Usagre, y Alconchel, entre otros).

Por su parte, los clusters espaciales de valores elevados en el número de plazas en establecimientos de turismo rural se localizan en las comarcas de La Vera y el Jerte, en las proximidades del Parque Nacional de Monfragüe (término municipal de Monroy) y en algunos municipios del Tajo Internacional y de la Sierra de San Pedro (Herrera de Alcántara, San Vicente de Alcántara y La Codosera). Los clusters espaciales de valores bajos de la variable se localizan principalmente en los términos municipales de Badajoz y de Olivenza, en algunos municipios de las Vegas Altas del Guadiana (Don Benito y Guareña, sobre todo) y en otros municipios aislados de la comarca de Llerena.

Los atípicos espaciales bajo-alto se sitúan en términos municipales próximos a los clusters espaciales detectados. Entre estos atípicos espaciales cabe destacar, principalmente, algunos municipios de la Sierra de San Pedro (Albuquerque, Salorino, Membrío y Santiago de Alcántara), del Campo Arañuelo (Talayuela) y del Valle del Ambroz. Los atípicos espaciales alto-bajo están mucho más localizados geográficamente y se circunscriben principalmente a algunos municipios de la provincia de Badajoz (Castuera, Hornachos, Alange).

El patrón de autocorrelación espacial positiva detectado para el conjunto de las plazas de los alojamientos rurales extremeños se mantiene al desagregar las mismas en plazas en apartamentos rurales y en plazas en casas rurales. En este sentido, para el caso de los apartamentos rurales se aprecia un cluster de valores elevados en la mayor parte de los municipios del Valle del Jerte, en dos municipios de la Sierra de Gata (Descargamaría y Robledillo de Gata) y en el término municipal de Membrío. Por su parte, en el caso de las casas rurales, los clusters espaciales de valores elevados se encuentran localizados en las comarcas de La Vera y Valle del Jerte, en torno al Parque Nacional de Monfragüe, y en algunos municipios de la Sierra de San Pedro y de la Sierra de Gata.

Finalmente, se confirma la prácticamente nula correlación existente entre las variables demográficas y de equipamiento y el número total de plazas en alojamientos rurales en la región. Este dato evidencia que la ubicación de los alojamientos rurales de la región no está condicionada ni a la cercanía de importantes núcleos poblacionales ni tampoco a la existencia de equipamientos varios en los términos municipales en los que se ubican dichos alojamientos rurales.

Para finalizar este análisis espacial, cuando se consideran retardos espaciales en el número de plazas en establecimientos de turismo rural se detecta la presencia de correlación espacial negativa entre dicha variable y las variables POBL, BANC, FARM y GASO. Es decir, se observa que los municipios extremeños con menor población y con menor oferta de entidades bancarias, de farmacias y de gasolineras son los que cuentan con municipios vecinos que concentran mayor número de oferta de plazas en alojamientos rurales. Por tanto, parece bastante evidente que una parte considerable de los alojamientos rurales de la región no cuentan en sus proximidades con algunos de los equipamientos que el turista, aunque se sumerja en la autenticidad del medio rural, desea tener a su alcance (como bancos, farmacias o gasolineras).

Plazas en restaurantes

El cartograma de las plazas de restaurantes de Extremadura presenta notables similitudes con el correspondiente a las plazas hoteleras. En efecto, los valores atípicos más elevados (círculos rojos) se localizan en las dos capitales de provincia. En un segundo nivel de concentración de plazas de restaurantes se encuentran Mérida, Plasencia y Trujillo. Finalmente, otros puntos de la provincia de Badajoz concentran también un número de plazas de restaurantes superior a los valores medios regionales. Estos puntos son los que integran los ejes de Don Benito-Villanueva de la Serena y de Almendralejo-Zafra.

Por otro lado, no parece, a la vista de la cifra del estadístico I de Moran, que exista autocorrelación espacial en la distribución de las plazas de los restaurantes extremeños. Dicho estadístico, con un valor puntual de 0,0278, lleva asociado un p -valor de 0,1066, lo que confirma la sospecha inicial de ausencia de autocorrelación.

El análisis de la asociación local de las plazas de restaurantes en Extremadura evidencia que los índices de Moran locales que son estadísticamente significativos se concentran en el extremo centro-occidental de la región. Es, por tanto, en este espacio geográfico donde únicamente las plazas de restaurantes de la región presentan un patrón de autocorrelación. En cualquier caso, una parte mayoritaria del territorio extremeño presenta unos índices locales de Moran no estadísticamente significativos (términos municipales dibujados en blanco), lo que explica que, en conjunto, no se aprecia de forma clara la existencia de autocorrelación a nivel global. Para confirmar estas apreciaciones, el mapa LISA de clusters y atípicos espaciales confirma la presencia de autocorrelación espacial positiva en los términos municipales incluidos dentro del triángulo Badajoz-Cáceres-Merida y la presencia de autocorrelación espacial negativa en los municipios que rodean dicho triángulo. También se aprecia un pequeño cluster de autocorrelación espacial positiva, pero debido, en este caso, a valores bajos de la variable en algunos municipios de las comarcas de Vegas de Coria y Tierras de Granadilla (en concreto, en los municipios de Villa del Campo, de Santibáñez el Alto y de Palomero).

Cuando se desglosa la oferta global de plazas de restaurantes de la región en plazas de mayor categoría (restaurantes de primera y segunda categorías) y en plazas de menor categoría (restaurantes de tercera y cuarta categorías), se aprecia que la distribución de estas últimas plazas es aleatoria a lo largo de todo el territorio extremeño, circunstancia que no sucede, por el contrario, con las plazas de mayor categoría, para las que se detecta un fenómeno de autocorrelación espacial negativa. Una inspección del mapa LISA para estas plazas de restaurantes de primera y de segunda categoría ayuda a explicar el porqué de esta autocorrelación espacial negativa. La inmensa mayoría de estas plazas se concentran en los términos municipales de Badajoz, Cáceres, Mérida y Almendralejo, lo que determina que los municipios más próximos a estos cuatro registren cifras de plazas de restaurantes muy inferiores, que se traduce, a su vez, en una situación de términos municipales con elevado valor de la variable, rodeados de otros términos municipales con un valor muy reducido de la misma (esto es, autocorrelación espacial negativa).

Por último, el análisis de la relación entre el número total de plazas de restaurantes y las variables demográficas y de entorno consideradas permite concluir que, cuando no se tiene en cuenta la dimensión espacial de las variables, la mayor oferta de plazas de restaurantes se localiza en los municipios extremeños con mayor población, con mayor crecimiento vegetativo y con una oferta más completa de entidades bancarias, de bares/cafeeterías y de farmacias. Sin embargo, al retardar espacialmente la oferta de plazas de restaurantes se aprecia una muy fuerte correlación espacial positiva con la densidad de población (los

municipios más densamente poblados están rodeados de municipios con una importante oferta de plazas) y, en menor medida, con la oferta de gasolineras y con la población de los municipios extremeños. También ha sido posible detectar la presencia de correlación espacial negativa con el porcentaje de trabajadores del sector servicios.

6. CONCLUSIONES

Como síntesis de todo lo expuesto, se pueden destacar las siguientes conclusiones finales del presente trabajo:

- Un destino turístico no puede ser analizado sin tener en cuenta las influencias que el mismo ejerce sobre los destinos turísticos más próximos y sin considerar la forma en que estos últimos lo condicionan. La existencia de autocorrelación espacial entre destinos turísticos cercanos es una realidad indiscutible que, sin embargo, ha sido obviada hasta el momento por la investigación turística.
- Tanto los fenómenos de difusión de la actividad turística como los fenómenos de concentración turística pueden ser analizados mediante la contrastación de la hipótesis de autocorrelación espacial (positiva y negativa, respectivamente). Para ello, además de los valores observados de la variable en las unidades espaciales analizadas, es necesario considerar también una matriz de interacciones espaciales que determine qué unidades espaciales son vecinas y cuáles no lo son.
- Dependiendo de que el análisis de la autocorrelación se refiera a la totalidad del territorio analizado o únicamente a determinadas partes del mismo, es posible considerar tanto índices de autocorrelación espacial global como índices de autocorrelación espacial local.
- Además de los índices antes referidos, existen también métodos de visualización que permiten apreciar de forma directa y sencilla la presencia de autocorrelación espacial y la ubicación de los clusters y atípicos espaciales. Entre estos métodos destaca el diagrama de dispersión de Moran y los mapas LISA.
- El análisis de las plazas hoteleras totales de Extremadura pone de manifiesto la ausencia de autocorrelación espacial global entre las mismas. A pesar de ello, el análisis espacial a nivel local permite identificar un cluster en torno al triángulo Badajoz-Cáceres-Mérida. Cuando el análisis se lleva a cabo a nivel desagregado por categorías de establecimientos hoteleros, solamente en los apartamentos y hoteles rurales se detecta un patrón de autocorrelación espacial positiva.
- A diferencia de las plazas hoteleras, el análisis espacial de las plazas de alojamientos rurales de la región extremeña confirma la existencia de una fuerte autocorrelación positiva en su distribución. En este sentido, los clusters espaciales más claros, los de tipo alto-alto, aparecen localizados en las comarcas de La Vera y del Valle del Jerte, en las proximidades del Parque Nacional de Monfragüe y en algunos municipios del Tajo Internacional y de la Sierra de San Pedro.
- La distribución espacial de las plazas totales de restaurantes de Extremadura es aleatoria, según confirma el análisis espacial exploratorio realizado, ya que la hipótesis de autocorrelación espacial no puede ser aceptada en esta ocasión. Tan sólo se puede hablar de una presencia significativa de autocorrelación espacial en los municipios del centro-occidental de la región, tal y como ponen de manifiesto los índices locales de asociación espacial calculados. También ha sido posible

identificar la presencia de autocorrelación espacial negativa en la distribución de las plazas de los restaurantes de primera y de segunda categoría de la región.

7. BIBLIOGRAFÍA

- Aguayo Maldonado, P. y Aguayo Maldonado, A. (2004): "Los Sistemas de Información Geográfica en la promoción de destinos turísticos a través de WWW", V Congreso "Turismo y Tecnologías de la Información y las Comunicaciones", TuriTec 2004. Actas del Congreso, pp. 201-217, Málaga.
- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, The Netherlands.
- Anselin, L. (1995a): *Space Stat version 1.80: User's guide*, Regional Research Institute, West Virginia University, Morgantown, WV.
- Anselin, L. (1995b): "Local indicators of spatial association-LISA". *Geographical Analysis*, vol. 27(2), pp. 93-115.
- Anselin, L. (2003a): *An introduction to EDA with GeoDa*, Spatial Analysis Laboratory. Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Anselin, L. (2003b): *An introduction to Spatial Autocorrelation Analysis with GeoDa*, Spatial Analysis Laboratory. Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Anselin, L. (2003c): *GeoDa 0.9 User's Guide*, Spatial Analysis Laboratory, Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Anselin, L. (2005): *Exploring Spatial Data with GeoDa: a workbook*, Center for Spatially Integrates Social Science, University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Bahaire, T. y Elliot-White, M. (1999): "The application of Geographical Information Systems (GIS) in sustainable tourism planning: a review", *Journal of Sustainable Tourism*, vol. 7, n° 2, pp. 159-174.
- Chasco Yrigoyen, María del C. (2003): *Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales*, Consejería de Economía e Innovación Tecnológica, Comunidad de Madrid.
- Geary, R. (1954): "The contiguity ratio and statistical mapping", *The Incorporated Statistician*, vol. 5, pp. 67-80.
- Getis, A. y Ord, J. (1992): "The analysis of spatial association by use of distance statistics", *Geographical Analysis*, n° 24, pp. 189-206.
- Hall, C.M. (1997): "Geography, marketing and the Selling of Places", *Journal of Travel and Tourism Marketing*, vol. 6 (3-4), pp. 61-81.
- Hall, C.M. (2005): *Tourism: rethinking the Social Science of Mobility*, Harlow: Pearson Education.
- Lobo Montero, P. (2002): "Un Sistema de Información Geográfica aplicado al turismo en Castilla La Mancha", *El turismo en Castilla La Mancha: análisis y prospectiva*, pp. 45-68.
- Lobo Montero, P., Lapuente, C. y Rodríguez, A. (1999): "Sistema de Información Geográfica para el análisis del turismo (SIGTUR): aspectos metodológicos", *Estudios Turísticos*, n° 142, pp. 57-72.

- Luaces, M.R. y otros (2008): “Los sistemas de información geográfica en turismo”, *Rotur: revista de turismo y ocio*, nº 1, pp. 117-134.
- Massey, D. (1991): “The political place of locality studies”, *Environment and Planning A*, vol. 23, pp. 267-281.
- Meethan, K. (2001): *Tourism in global society: place, culture, consumption*, Basingtoke: Palgrave.
- Moran, P. (1948): “The interpretation of statistical maps”, *Journal of the Royal Statistical Society B*, nº 10, pp. 243-251.
- Moreno Serrano, R. y Vayá Valcarce, E. (2000): *Técnicas Económicas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*. BB 44 manuals, Edicions Universitat de Barcelona.
- Moreno Serrano, R. y Vayá Valcarce, E. (2002): “Econometría espacial: nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas”. *Investigaciones Regionales*, nº 1, pp. 83-106.
- Ocaña Ocaña, C. y Galacho Jiménez, F.B. (2002): “Un modelo de aplicación de SIG y evaluación multicriterio al análisis de las capacidades del territorio en relación a funciones turísticas, IV Congreso “Turismo y Tecnologías de la Información y las Comunicaciones”, TuriTec 2002. Actas del Congreso, pp. 235-253. Málaga.
- Ord, J. y Getis, A. (1995): “Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application”, *Geographical Analysis*, nº 27(4), pp. 286-306.
- Sánchez Martín, J.M. y otros (2000): “La planificación del turismo rural sostenible en Extremadura mediante SIG”, *Tecnologías Geográficas para el Desarrollo Sostenible*, pp. 544-573, Departamento de Geografía. Universidad de Alcalá.
- Squire, S.J. (1994): “Accounting for cultural meanings: the interface between geography and tourism studies re-examined”, *Progress in Human Geography*, vol. 18 (1), pp. 1-16.
- Urry, J. (1987): “Survey 12: Society, Space and Locality”, *Environment and Planning D: Society and Space*, vol. 5, pp. 435-444.