

DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LA RENTA FAMILIAR DISPONIBLE EN LOS MUNICIPIOS DE LA REGION DE MURCIA. UN ANALISIS DESCRIPTIVO.

García Córdoba, José Antonio. Profesor Ayudante de Escuela Universitaria. Departamento de Métodos Cuantitativos e Informáticos, Facultad de C.C. de la Empresa, Paseo Alfonso XIII, 50. 30.203 Cartagena. Universidad Politécnica de Cartagena. E-mail: Josea.Garcia@upct.es

López Hernández, Fernando Ant. Profesor Titular de Escuela Universitaria. Departamento de Métodos Cuantitativos e Informáticos, Facultad de C.C. de la Empresa, Paseo Alfonso XIII, 50. 30.203 Cartagena Universidad Politécnica de Cartagena. E-mail: Fernando.Lopez@upct.es

Palacios Sánchez, Maria de los Angeles. Profesor Titular de Escuela Universitaria. Departamento de Métodos Cuantitativos e Informáticos, Facultad de C.C. de la Empresa, Paseo Alfonso XIII, 50. 30.203 Cartagena Universidad Politécnica de Cartagena. E-mail: Mangeles.palacios@upct.es

**Comunicación a la XVI Reunión Asepelt – España.
20 y 21 de Junio de 2002, Madrid**

1. Introducción.

La renta per cápita es el indicador sintético que con más frecuencia se utiliza para medir en grado de desarrollo global de la población que ocupa una determinada área geográfica. La estimación y análisis de este indicador ha sido abordada desde diferentes perspectivas y ha sido discutido de forma profusa por distintos autores. El nivel de agregación espacial al que se realiza esta estimación y análisis es en la mayoría de los estudios el nivel nacional, regional o provincial existiendo un claro problema en cuanto a la disponibilidad de información a una escala territorial inferior a la provincial.

La disponibilidad de la información sobre esta variable a un nivel de desagregación espacial inferior al provincial, ya sea municipal o comarcal, tiene un indudable interés ya que permite identificar las poblaciones mas desfavorecidas e identificar algunas de las causas de su debilidad económica lo que posibilitará tomar las oportunas medidas de política económica a las distintas administraciones regionales y locales.

Cuando se hace una revisión de la metodología utilizada para realizar una estimación de la RFDpc a nivel municipal no se tiene en cuenta la distribución espacial de la riqueza. En este sentido, es indudable que la distribución espacial a nivel municipal de la Renta Familiar Disponible (RFD) no se circunscribe a fronteras administrativas, sino que por contra la distribución intermunicipal de esta magnitud se extiende sobre unidades económicas que no tienen porqué coincidir con las unidades geopolíticas en las que se observa. Esta situación podría conducir a la presencia de autocorrelación espacial en la estimación de la RFD. La autocorrelación espacial de esta variable no ha sido introducida en ninguno de los distintos métodos de estimación y podría ser un factor importante en su determinación que recogiera las transferencias de renta que se producen entre poblaciones de dos regiones administrativas próximas.

El objetivo principal de esta comunicación es realizar un estudio espacial, a un primer nivel descriptivo-exploratorio de la distribución geográfica de la renta a nivel municipal sobre la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia, estableciendo conclusiones sobre la estructura espacial de la variable, a la vez que analizar la evolución temporal de su estructura espacial.

Para alcanzar este objetivo se presenta este estudio sobre la dependencia espacial de la variable utilizando técnicas estadísticas para el tratamiento de datos espaciales, utilizando diferentes indicadores de dependencia espacial tanto global como local. También se presentan las diferentes técnicas de visualización de las distribuciones

espaciales utilizadas en el análisis exploratorio de datos espaciales mediante el uso del software Professional Map 2000.

1.1. Estimación de la RFD

Antes de realizar un análisis exploratorio haremos una breve nota sobre las distintas estimaciones de la RFD a distintos niveles de agregación espacial centrándonos en las estimaciones a nivel municipal.

La estimación de la RFD por municipios se llevan a cabo mediante dos métodos distintos: el directo y el indirecto. El método directo realiza la estimación de la renta familiar disponible municipal desde la óptica de la producción y su determinación está basada en los datos obtenidos mediante censos y encuestas lo que presenta claros inconvenientes tanto en cuanto a la frecuencia de realización como al coste que su determinación implica. El método indirecto es el procedimiento más utilizado y se fundamenta en la construcción de un modelo estadístico que liga la RFD con un conjunto de indicadores sociales y económicos de las distintas unidades territoriales consideradas. Este método básicamente está basado en técnicas de análisis multivariantes como la regresión múltiple o el análisis de componentes principales.

En cuanto a la estimación a niveles provinciales o de comunidades autónomas, debemos destacar la estimación de la RFD provincial que durante años lleva a cabo, por el método directo, el BBV a través de su servicio de estudios. También desde hace unos años, el INE publica, en su Contabilidad Regional, el dato de la RFD provincial, siguiendo también el método directo.

La estimación de la RFD a nivel municipal que abarca todo el territorio nacional ha sido abordada por dos instituciones. En primer lugar y desde 1967 el Anuario de Mercado Español, de Banesto, siguiendo el método indirecto y apoyándose en las estimaciones a nivel provincial del BBV, pero esta institución dejó de hacerlo en 1993 dando la última estimación para el año 1991. En segundo lugar, debemos destacar, el Anuario Comercial de España, del Servicio de estudios de La Caixa elabora un indicador del nivel económico municipal mediante la construcción de un índice de la Renta familiar disponible por habitante Nivel económico.

A nivel regional podemos destacar otras contribuciones por ejemplo Sadei (1981 y 1994) en Asturias, Arcarons y otros (1994) en los municipios catalanes, Ramirez (1991) en Navarra, Esteban J. y Pedreño A. (1992) en la Comunidad Valenciana, A. de la Heras (1992 y 1998) en Cantabria, Fernández y Sierra (1992) en La Rioja, Herrero (1998) en

Castilla y León, Clavero y otros (1988) Ferraro, F. y Basulto, J. (1984) en Andalucía son algunos ejemplos.

En el caso que nos ocupa de la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia debemos destacar tres contribuciones. En primer lugar de Esteban J. y Pedreño A. (1988), en segundo lugar el trabajo de Beyaert, A., Buendía J.D. y Esteban, M. (1993) y por último Buendía, y Clavo-Flores, A. (1.999)

Todos estos procesos de estimación de la RFD basados en el método indirecto mediante la construcción de un modelo de regresión a nivel provincial que posteriormente extrapolan a nivel municipal, realizan la hipótesis de que los coeficientes estimados a nivel provincial son los mismos a una escala territorial inferior. Esta suposición puede plantear importantes problemas si se tiene en cuenta los posibles efectos que sobre el modelo de regresión puede tener la presencia de autocorrelación espacial tanto a nivel provincial como en su extensión a nivel municipal. López y Palacios (199?)

Centraremos este trabajo en realizar un análisis descriptivo de la distribución espacial de la RFD en la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia para lo cual la esta comunicación presenta en el segundo apartado un breve repaso a algunas técnicas estadísticas exploratorias de datos espaciales, diferenciando entre estadísticos globales y locales e indicadores gráficos. En el tercer apartado se abordan estas técnicas descriptivas sobre la RFDpc de los municipios de la Región de Murcia para los años 85 y 96 bajo diferentes estructuras de vecindades. En el cuarto apartado se esbozan las conclusiones a las que lleva este análisis y se plantean cuestiones a resolver en futuros trabajos. La comunicación se cierra presentando las citas bibliográficas a las que hacemos mención en este estudio.

2. Análisis exploratorio de datos: El enfoque espacial.

Este apartado está dedicado a realizar una breve presentación de las técnicas exploratorias de datos específicamente orientadas a los datos espaciales. En primer lugar haremos una pequeña descripción de los distintos estadísticos con los que es posible contrastar la presencia de dependencia espacial en nuestros datos, tanto a un nivel global como a nivel local. En segundo lugar presentaremos algunas de las técnicas gráficas que permiten visualizar las distribuciones espaciales y que pueden ser de gran ayuda a la hora de analizar la información cuantitativa obtenida mediante los indicadores presentados en primer lugar.

2.1. Estadísticos de asociación espacial: globales y locales.

Con el fin de poner de manifiesto la presencia de autocorrelación espacial en un conjunto de datos se han presentado en la literatura diferentes estadísticos que son capaces de evaluar la ausencia o carencia de esta propiedad en un conjunto de observaciones. Ejemplos más relevantes de estos estadísticos son el debido a Geary (Geary 1.954), a Moran (Moran 1.948), y a Getis y Ord (Getis y Ord 1.992) y que a continuación y de forma breve enumeraremos. Información más detallada por ejemplo en Cliff y Ord (1981) o Ripley (1981)

i) El contraste I de Moran tiene la expresión:

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

Donde los w_{ij} se corresponden con los elementos de una matriz W que establece la estructura de vecindades mediante la cual se inspecciona la dependencia espacial, x_i son los valores de la variable en la i -ésima localización y \bar{x} la media aritmética y n es el número de regiones en estudio.

Este estadístico puede tomar valores positivos y negativos dependiendo del signo de la correlación espacial, de tal forma que si la correlación es positiva obtendremos valores de I positivos y viceversa, si la correlación espacial es negativa obtendremos valores del índice I negativos.

El estadístico bajo la hipótesis de independencia de las observaciones sobre la superficie tiene una distribución asintótica normal y se pueden obtener sus dos primeros momentos. Así se construye un test que permite medir la significación de la autocorrelación espacial.

ii) La C de Geary (Geary 1954) tiene la siguiente expresión

$$C = \frac{n-1}{2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

con la misma nomenclatura que el estadístico anterior.

Ahora un valor Un valor de C menor que 1 indica la existencia de autocorrelación espacial positiva, si C es mayor que 1 la autocorrelación espacial será negativa. El valor 1 (que es su valor esperado) indica que no existe correlación espacial de ningún tipo.

iii) La G de Getis. (Getis y Ord 1992) como un indicador del grado de concentración espacial

$$G(d) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_{i=1}^n x_i x_j} \quad (3)$$

En este caso, dos regiones se consideran vecinas si la distancia que las separa es inferior a d y en tal caso $w_{ij}(d)$ tomará el valor 1 y 0 en caso contrario. La matriz W para este estadístico debe ser binaria y simétrica.

Contrastes de Autocorrelación espacial local.

Los estadísticos anteriores miden de forma global la presencia o ausencia de autocorrelación espacial en un conjunto de observaciones distribuidas sobre una superficie. Lógicamente este fenómeno de mimetismo entre zonas no tiene porqué ser uniforme en todo el espacio, todas las zonas ejercen la misma influencia en su entorno, y tampoco con el mismo grado. Con la idea de cuantificar la contribución que cada zona aporta al Índice de Moran surgen los indicadores de autocorrelación parciales (ver Anselin 1.995; Ord y Getis 1.995).

El estadístico de autocorrelación espacial local es la I_i de Moran definido por Anselin (1.995) que tiene la siguiente expresión:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \sum_{j \in N_i} w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (4)$$

con la notación de los estadísticos anteriores y por N_i se denota el conjunto de índices de áreas vecinas de "i" definidas según la estructura determinada por la matriz W .

De forma similar al estadístico I de Moran local, existe un segundo indicador de dependencia espacial local, $G_i(d)$ basado en la G de Getis (Getis y Ord 1.992) y presentado por Ord y Getis (1.995) que miden localmente la autocorrelación espacial. Este estadístico determina para cada zona (regular o irregular) cómo está relacionada con su entorno en función de una distancia d .

$$G_i(d) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n w_{ij}(d) x_j}{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n x_j} \quad (5)$$

Estos indicadores alcanzan su máximo sentido, tanto a la hora de analizar las razones de la presencia de autocorrelación global, como en aquellas situaciones en las que globalmente no se puede afirmar la presencia de este fenómeno, pero que es de destacar su presencia en zonas determinadas.

2.2. Indicadores gráficos de asociación espacial.

Todos los indicadores propuestos en los apartados anteriores tienen la virtud de resumir en un solo número el grado y el signo de la autocorrelación, pero esta excesiva condensación de la información puede ser en cierto sentido perjudicial (planteando un paralelismo entre el Índice de concentración de Gini y la correspondiente curva de Lorenz). En parte este problema se resuelve con la introducción de estadísticos de asociación espacial local, pero frente a estas medidas hay diversos indicadores gráficos que suministran información complementaria y que suelen ser bastante utilizados por los investigadores. Se destacarán aquí tres gráficos, el primero de ellos es un gráfico de superficie también nombrado como Box Plot y los otros dos indicadores son, el llamado Scatterplot de Moran junto con el Scatter Map¹. Estos dos últimos relacionan los valores originales de la variable con sus retardos espaciales, en el caso del scatterplot de Moran es una relación directa entre la variable y el primer retardo espacial. Indicaremos de forma breve como se construyen.

Box Map

La simple observación de los valores de la variable en un gráfico de superficie puede ser la primera aproximación a la detección de cierto grado de asociación espacial en los valores de la variable. Este es el más primitivo de los métodos y quizás el más sencillo aunque también el menos preciso, es un simple gráfico de la superficie en estudio que puede poner de relieve la agrupación espacial de valores semejantes.

No obstante, la observación gráfica de la distribución espacial de la variable en ningún caso es una prueba de la presencia de autocorrelación espacial, ya que estos gráficos pueden ser muy sensibles a la forma en que se realice la distribución en intervalos de la variable (incluso la elección de los colores puede dar una impresión de asociación espacial o distribución aleatoria). Ahora bien, es un criterio general agrupar bajo un

¹ Otros ejemplos menos utilizados son por ejemplo los correlogramas espaciales o el box plot del variograma

mismo color aquellas áreas que se encuentren dentro de un mismo intervalo intercuartílico.

Los llamados Box Map son la extensión espacial de los conocidos diagramas de caja (box plot). El box map tiene su origen en los mapas cuantiles en los que de forma directa se puede visualizar la distribución de una variable, ya que cada color del mapa corresponde a las observaciones de un cuartil dado de la distribución espacial, indicando también las correspondientes observaciones atípicas o extremas de la distribución.

Scatterplot de Moran

El *scatterplot* de Moran es un gráfico mediante el cual se representa en el eje de abscisas las observaciones de la variable Y normalizada y el eje de ordenadas el retardo espacial de esta variable también normalizado, suponiendo que la matriz W está estandarizada. De esta forma aparecerá una nube de puntos (y_i, wy_i) de tal forma que si la nube de puntos se encuentra dispersa sobre el plano será un indicador de ausencia de autocorrelación espacial, mientras que si la nube de puntos es próxima a la recta $y=x$ (o a la recta $y=-x$) indicará la presencia de una fuerte dependencia espacial. En este gráfico los cuatro cuadrantes se corresponden con un tipo distinto de asociación espacial, así aquellos valores situados en el primer (o tercer) cuadrante se corresponden con observaciones que están por encima (respectivamente por debajo) de la media y para las que en su entorno, se encuentran valores también por encima de la media (respectivamente por debajo de la media), y esto será más cierto en tanto en cuanto esté más próximo de la diagonal ($y=x$). Los valores situados en el segundo y cuarto cuadrante se corresponderán con aquellos en los que el valor observado en un área sea diferente del valor medio del entorno. Los valores situados en el segundo cuadrante se corresponde con observaciones de la variable que siendo inferior a la media, en su entorno se encuentra un valor superior a la media, por el contrario los puntos situados en el cuarto cuadrante indican valores superiores a la media en cuya vecindad se da un valor medio inferior a la media.

Con estos gráficos es posible pues obtener una información detallada de las observaciones que contribuyen de forma positiva a la autocorrelación espacial y cuales contribuyen negativamente.

Otra utilidad de este tipo de gráficos es la posibilidad que ofrecen para detectar observaciones espacialmente atípicas (conocidas como *outliers* espaciales) que pueden desfigurar el índice de Moran, bien con contribuciones excesivamente elevadas a este

índice que indiquen autocorrelación espacial cuando realmente no la hay, o bien con contribuciones muy negativas que induzcan a pensar que no existe asociación espacial cuando realmente si la hay.

Scatter map

Los llamados Scatter Maps son la expresión de los Scatter Plot de Moran mediante el correspondiente mapa en el que las distintas regiones se colorean de forma diferente dependiendo del cuadrante en el que se encuentran en el scatterplot.

3. Análisis exploratorio de la distribución espacial de la RFDpc en la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia.

Tal y como se anunciaba en la introducción de esta comunicación vamos a llevar a cabo un análisis exploratorio de los datos correspondientes a la RFDpc de los municipios de la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia para los años 1.985 y 1.996 desde la perspectiva espacial, detectando la presencia de agrupaciones espaciales de valores semejantes y analizando de forma pormenorizada la contribución de cada unidad espacial a la dependencia espacial de la variable.

3.1. Los datos

La información referente a los valores de la RFDpc a nivel municipal en la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia provienen como ya se indica en la introducción de diversos estudios. En primer lugar encontramos una estimación de esta variable para los años 81, 83 y 85. Este primer estudio es fruto de una investigación realizada por Esteban y Pedreño (1.988) para “Datos y Series estadísticas” elaborada por la caja de ahorros de Alicante y Murcia (1986). Esta estimación se realiza para 44 de los actuales 45 municipios de la Región, quedando excluido Los Alcázares ya que su fundación es posterior a esta fecha.

En segundo lugar nos encontramos con otra estimación para los años 1987 y 1991 realizada por Beyaert, A Buendía y Esteban (1993). En este caso, se consideran 37 municipios para el año 1987 y 43 (dejando fuera Los Alcázares y Ojós) para el año 1991.

En tercer y último lugar se realiza una estimación de la RFDpc para el año 1996 por Buendía y Clavo-Flores para el CES. En este caso se obtiene un total de 43 municipios (dejando fuera Aledo y Ojós por tener menos de 1000 hab)

Centraremos nuestro análisis sólo en dos instantes de tiempo: los años 1985 y 1996 correspondiente a la primera y última de las estimaciones realizadas. Se ha descartado la segunda estimación (la correspondiente a los años 1987 y 1991 puesto que sólo incluye a 37 de los 45 municipios) y se debería considerar una agrupación de municipios entre los desechados ya que la mayoría de ellos están espacialmente conectados y esta agrupación está fuera de esta comunicación. No obstante los resultados previos realizados por nosotros para los distintos años no cambian sustancialmente las conclusiones de este trabajo. La elección del año 1985 como representante de la primera estimación es porque es la más próxima en el tiempo a la vez que los resultados no varían para el resto de las estimaciones.

3.2. La matriz de vecindades.

Los indicadores de autocorrelación espacial son sensibles a la elección del criterio de vecindades. Con el fin de obtener unos resultados fiables siempre es necesario plantear diversos escenarios lo que permite realizar un análisis de sensibilidad de la dependencia espacial a la estructura de vecindades definida. Con esta idea se han fijado dos criterios para determinar las vecindades de cada zona y con cada uno de estos criterios evaluaremos la presencia o ausencia de correlación espacial.

Uno de los criterios clásicos a la hora de definir una estructura de vecindades es recurrir al concepto de contigüidad física de primer orden, de tal forma que cada uno de los elementos de la matriz W de vecindades, w_{ij} será igual a 1 si las regiones i y j son físicamente adyacentes o 0 en caso contrario. Este criterio inicial no es válido a la hora de estudiar la dependencia espacial de la RFDpc puesto que pondera con la misma intensidad a todos los municipios vecinos a uno dado independientemente de su tamaño. Nuestro interés se centra en comparar la RFDpc de un municipio con la de su entorno y por tanto deben jugar un papel determinante en tamaño de los municipios que rodean a uno dado, y este tamaño debe expresarse en función de las poblaciones de cada uno de ellos.

Atendiendo a esta razón, tomaremos como matriz de contactos la siguiente:

$$w_{ij}^t = \begin{cases} 0 & \text{si } i, j \text{ no tienen frontera común} \\ \frac{P_j^t}{P_i^t} & \text{si } i, j \text{ tienen frontera común} \end{cases} \quad (6)$$

Siendo P_i^t la población en el municipio i en el año t . Hablaremos así de dos matrices de contactos distintas, la correspondiente al año 1985 y la de 1996 a las que llamaremos WCT85 y WCT96.

Esta matriz de contactos se estandariza por filas de tal forma que la matriz con la que finalmente mediremos el grado de dependencia espacial será:

$$w_{ij}^t = \begin{cases} 0 & \text{si } i, j \text{ no tienen frontera común} \\ \frac{P_j^t}{\sum_{k \in N(i)} P_k^t} & \text{si } i, j \text{ tienen frontera común} \end{cases} \quad (7)$$

donde por $N(i)$ se indica el conjunto de municipios que tienen frontera común con “ i ”, de tal forma que efectivamente mediante el retardo espacial WY se exprese la RPDpc del entorno, entendiendo la renta total del conjunto de municipios relativizada por la población.

$$\text{RFDpc}(\text{vecinos de } i) = \sum_{j \in N(i)} \frac{P_j^t}{\sum_{k \in N(i)} P_k^t} Y_j = \frac{\sum_{j \in N(i)} P_j^t Y_j}{\sum_{k \in N(i)} P_k^t} \quad (8)$$

Frente a este primer criterio de seleccionar municipios vecinos a uno dado a aquellos que presenten una frontera administrativa común, en el caso de analizar regiones a un nivel espacial tan desagregado puede que esta idea no sea la más adecuada puesto que este modelo de vecindades no tendrá en cuenta relaciones entre unidades muy próximas en términos de distancia que no mantuviesen frontera común. Atendiendo a este razonamiento, es también habitual plantear otro que relacione dos regiones, en función de la distancia que separa a un punto significativo de cada una de ellas. En el caso de nuestro análisis municipal se consideraran la distancia que separa la capitalidad del municipio.

Así pues, la segunda especificación alternativa de la matriz de contactos W es:

$$w_{ij}^t = \begin{cases} 0 & \text{si } d_{ij} \leq 30 \text{ Km.} \\ \frac{P_j^t}{P_i^t} & \text{si } d_{ij} > 30 \text{ Km.} \end{cases} \quad (9)$$

Donde d_{ij} es la distancia que separa la capital de los municipios i, j . La razón por la que se ha seleccionado la distancia de 30 Km. es porque se considera una distancia donde se producen intercambios de forma natural. Las dos matrices así obtenidas las llamaremos WD85 y WD96.

Otra alternativa sería la de ponderar el grado de interacción en función de la distancia, de tal forma que aquellos municipio más próximos ejercieran un mayor peso frente a los que se encuentran más lejos, pero nuevamente debido al nivel de desagregación espacial tan pequeño, no se considera que pueda haber diferencias entra aquellos municipios que se encuentran dentro del radio de los 30 Km.

Algunos de los resultados sobre estas matrices pueden observarse en la siguiente Tabla.

TABLA 1. Características de las matrices de vecindades.

	<i>1.985</i>		<i>1.996</i>	
	<i>WD85</i>	<i>WCT85</i>	<i>WD96</i>	<i>WCT96</i>
<i>Dimensión</i>	44	44	43	43
<i>Elementos no 0</i>	456 (24,10%)	192 (10,14%)	392 (21,7%)	184 (10,18%)
<i>Nº medio uniones</i>	10,36	4,36	9,11	4,27
<i>Nº máx uniones</i>	22 (Lorquí)	14 (Murcia)	20(Lorquí)	14 (Murcia)
<i>Nº mín uniones</i>	1 (4 Munic)	1 (7 Munic)	1 (4 Munic)	1 (7 Munic)

Fuente: Elaboración propia

Resultados obtenidos con SpaceStat 1.91

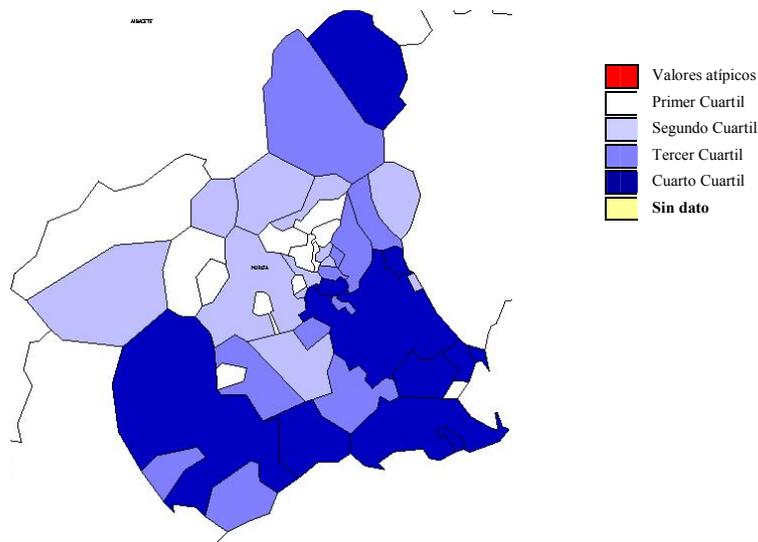
Como puede observarse en la tabla 1, la estructura de vecindades definida haciendo uso de la distancia euclídea plantea un mayor número de conexiones. Así por ejemplo para el año 85 el número de elementos no nulo de WD85 es del 24,10% donde cada municipio tiene en término medio 10, 36 uniones. Destaca Lorquí (un municipio muy pequeño rodeado de municipios también muy pequeños) con 22 vecinos. Mientras que encontramos 4 municipios que tiene únicamente un vecino. Por otro lado la matriz WCT85 plantea una estructura de vecindades más reducida con un10,14% de elementos no nulos y ahora el número medio de conexiones es de 4,36. Destaca Murcia como municipio con mayor número de vecinos (14) debido a su extensión y su posición central en la Provincia. En este caso nos encontramos con 7 municipios que tiene un único vecino.

3.3. Resultados 85 y 96.

Como un primer paso en el análisis exploratorio de la distribución espacial de la RFDpc presentamos los Mapas 1.a y 1.b correspondientes a los Box Map de los dos años en los que se realizará el análisis 1985 y 1996. Una primera conclusión es la imposibilidad de aceptar la hipótesis de una distribución aleatoria de los valores de la variable sobre la superficie analizada. Como puede observarse en estos Mapas, las observaciones que se encuentran dentro del mismo cuartel se encuentran físicamente agrupadas. Por tanto, la

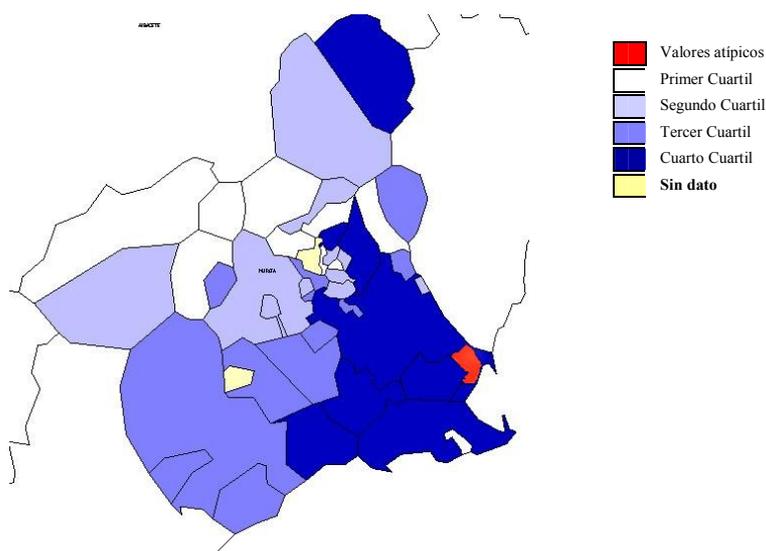
RFDpc presenta una elevada concentración de valores semejantes que de una forma general se puede resumir indicando que hay presente una elevada concentración de valores elevados (los correspondientes al tercer y cuarto cuartil) en el centro sureste de la Región y de valores bajos (los correspondientes al primer y segundo cuartil) en la zona noroeste.

Cabe destacar un valor atípico en la distribución de la RFDpc en el año 1996, este valor está por encima de 1,5 veces el intervalo intercuartílico y se corresponde con el municipio de San Javier.



Mapa 1.a: *Box Map de la RFDpc en la Región de Murcia 1.985*

Fuente: Elaboración propia



Mapa 1.b: *Box Map de la RFDpc en la Región de Murcia 1.996*

Fuente: Elaboración propia

Este indicador gráfico de la distribución espacial de la variable en ningún caso es una prueba de la presencia de autocorrelación espacial, ya que estos mapas no tienen en cuenta ninguna estructura de conexiones mas que la simple impresión visual y pueden ser sensibles incluso a la elección de los colores. Por ello es preciso hacer uso de los estadísticos de asociación espacial presentados en el apartado anterior y cuyos resultados podemos observar en la Tabla 2. que a continuación comentaremos.

TABLA 2. Contrastes de autocorrelación espacial globales

<i>Matriz W</i>	<i>Variable</i>	<i>I de Moran.</i>	<i>C de Geary</i>	<i>G de Getis(***)</i>
WD	RFDpc 1.985	I = 0,3637	C = 0,5262	G = 0.2245
		Z(I) = 3,4358*	Z(C) = -2,7490*	-2.0653**
	RFDpc 1.996	I = 0,1801	C = 0,7942	G = 0.2056
		Z(I) = 1,7958**	Z(C) = -0,9690	Z(G) = -1.7566**
WCT	RFDpc 1.985	I = 0,4320	C = 0,4701	G = 0.1036
		Z(I) = 3,9467*	Z(C) = -2,2504**	0.7057
	RFDpc 1.996	I = 0,4027	C = 0,5938	G = 0.1054
		Z(I) = 3,66*	Z(C) = -1,3911	1.2161

Nota: * Significativo al 1% ** Significativo al 5%

*** Obtenido con matriz simétrica y binaria

Fuente: Elaboración propia. Resultados obtenidos con SpaceStat 1.91

Como se puede observar estos indicadores indican la presencia de autocorrelación espacial positiva en la RFDpc para los municipios de la Región de Murcia. En cuanto a los resultados por índice, en el caso del Índice de Moran, tanto para los dos años analizados como para las dos estructuras de de vecindades es posible hablar de una presencia significativa de asociación espacial. En el caso del índice de C de Geary sigue informando de presencia de asociación espacial en el año 1985 con ambas matrices de vecindades pero no es posible esta afirmación con el año 1.996 este resultado es llamativo ya que contrasta con los resultados obtenidos con el índice de Moran y habitualmente suelen dar la misma información. Finalmente también se presentan los resultados obtenidos con el índice G de Getis y Ord. En este caso la matriz W de vecindades que se ha utilizado es una matriz binaria y simétrica lo que

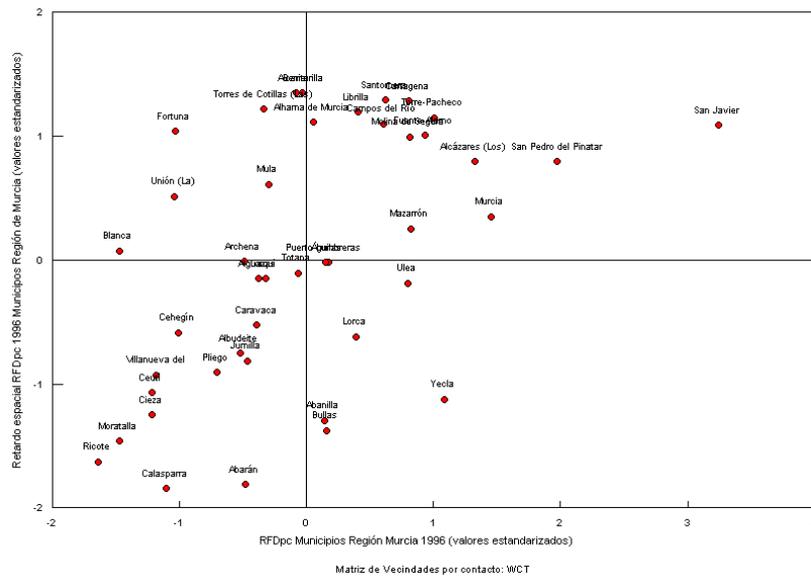
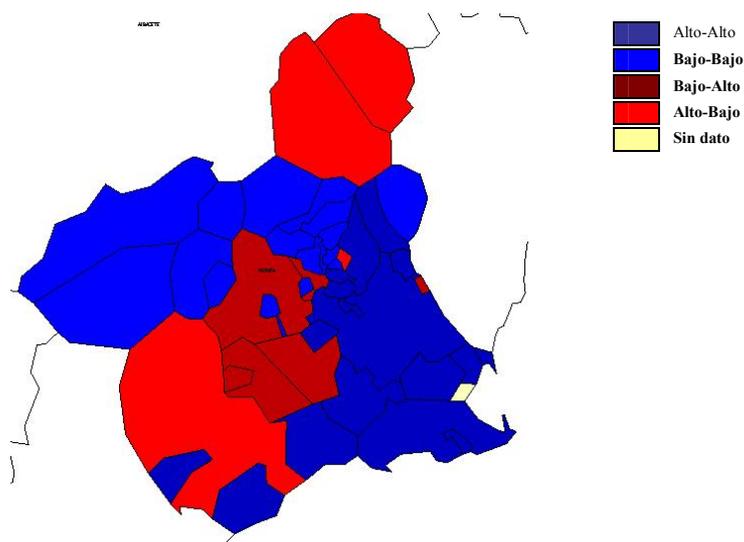


Figura 3.b: Scatterplot de Moran de la RFDpc 1996 (WD)

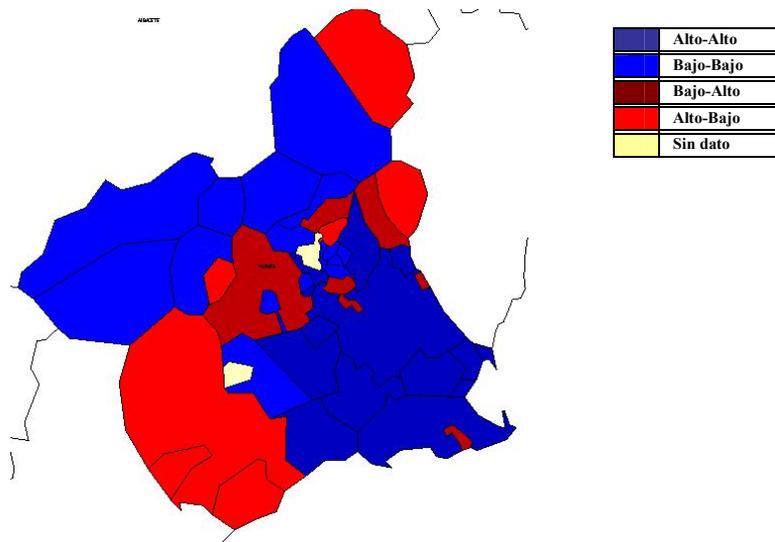
Fuente: Elaboración propia

Los resultados de la Figura 3.b y el correspondiente Mapa (Mapa 2.b) también confirman los resultados obtenidos mediante los correspondientes índices. Los municipios que presentan una posición más atípica en este caso son, en el segundo cuadrante mantiene su posición atípica Beniel y aparecen otros municipios como Fortuna, Blanca, La Unión y las Torres de Cotillas, y en el cuarto cuadrante Abanilla, Bullas y Yecla.



Mapa 2.a: Scatter Map de la RFDpc en la Región de Murcia 1.985 con WCT

Fuente: Elaboración propia



Mapa 2.b: Scatter Map de la RFDpc en la Región de Murcia 1.996 con WCT

Fuente: Elaboración propia

Para concluir este análisis exploratorio espacial presentamos los resultados correspondientes a los índices locales de Moran (I_i) y de Getis (G_i) que aparecen en la Tabla 3.

TABLA 3. Contrastes locales de autocorrelación espacial. Matriz WCT

<i>Variable</i>	<i>I de Moran Significativa</i>		
RFDpc 1.985	I Positiva (8):	Z(Gi) >0 (6)	Cartagena**, Mazarrón**, Murcia**, , San Javier*, San Pedro del Pinatar*, Torre Pacheco**
		Z(Gi) <0 (2)	Ojós*, Ricote***
	I Negativa (0)	Ninguno	
RFDpc 1.996	I Positiva (9)	Z(Gi) >0 (6)	Los Alcázares*, Fuente Álamo***, Murcia*, San Javier*, San Pedro del Pinatar*, Torre Pacheco**
		Z(Gi) <0 (3)	Calasparra**, Moratalla***, Ricote***
	I Negativa (0)	Ninguno	

* Significativo al 1% ** Significativo al 5% *** Significativo al 10%

Fuente: Elaboración propia Resultados obtenidos con SpaceStat 1.91

En los dos años analizados destacamos la ausencia de municipios que contribuyan de forma significativa a la autocorrelación espacial negativa de tal forma que no podemos indicar ningún municipio cuya posición con respecto a los de su entorno sea atípica. Para el año 1985 de los 44 municipios analizados aparecen 8 que de forma significativa contribuyen a la presencia de dependencia espacial en la RFDpc indicando la presencia de un grupo de municipios con valores muy semejantes, ya sean elevados (en el caso de $Z(G_i) > 0$) o bajos (en el caso de $Z(G_i) < 0$). En el grupo de los municipios con renta en 1985 está marcado en el suroeste de la Comunidad San Javier y San Pedro del Pinatar, Mazarrón y Cartagena junto con el municipio de la capital de la Comunidad Murcia. En el extremo opuesto se encuentran los municipios de Ojós y Ricote. El cambio más importante que se observa para el año 1996 es la salida de este grupo de cabeza de el Municipio de Cartagena probablemente debido a la crisis industrial que sufrió en los años 90. Por otra parte, aparece el municipio de Los Alcázares, nuevo con respecto al 85 y que formaba parte de pertenecía a San Javier y Torre Pacheco. En el grupo de los municipios que estructuran una zona con rentas más bajas aparecen en este año el Noroeste de la Comunidad con los municipios de Calasparra y Moratalla, y persiste en este grupo Ricote.

4. Conclusiones.

Tras este análisis descriptivo de la distribución espacial de la RFDpc de la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia debemos destacar los siguientes aspectos:

En primer lugar, Los estadísticos de Dependencia espacial global detectan, tal y como se sospechaba, en ambos años la presencia de una estructura de dependencia espacial importante en la RFDpc de los municipios de la Región.

En segundo lugar, se han detectado agrupaciones estables en el tiempo de valores semejantes de RFDpc, diferenciando zonas más desarrolladas correspondiente al sureste de la Comunidad con zonas más deprimidas en el Noroeste. Debería en este sentido promover políticas regionales y locales para el desarrollo de las zonas del Noroeste.

En tercer lugar, en los modelos de regresión en los que intervenga esta variable, bien como endógena o como exógena, deben de realizarse los correspondientes tests para evitar las pésimas consecuencias en la estimación mínimo cuadrática del modelo.

En cuarto lugar esta estructura de dependencia espacial global y estable en el tiempo debería utilizarse para realizar una nueva estimación de la RFDpc. Esta nueva

estimación además debería permitir cuantificar los efectos que sobre los municipios colindantes tenga un cambio brusco en la RFDpc en una zona determinada.

5. Bibliografía.

Anselin L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods y Models*. Edit. Kluwer Academic Publishers.

Anselin L. (1995). Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, Vol.27, No.2, pp.93-114.

Arcarons, J. García G y Parellada M (1994) estimación de la Renta Familiar Disponible a les Comarques y Municipis de Catalunya 1991” Geberalitat de Catalunya.

Banco Bilbao Vizcaya (BBV) (1997) Renta Nacional de España y su distribución Provincial 1.993. Avance 1994-1995. Bilbao.

Banco español de crédito (Banesto) (varios años) Anuario del Mercado Español. Madrid.

Beyaert, A, Buendía J.D. Esteban, M. (1993) Distribución intrarregional de la renta en Estructura económica de la Región de Murcia. Ed. Civitas, Madrid. Cap,24, pp 715-738.

Buendía Calvo Flores A. (1999) Informe sobre la distribución intermunicipal de la renta. Disparidades intermunicipales de la Región de Murcia durante el periodo 1986-1996. Consejo economico y social de la Región de Murcia.

Caja de Ahorro y pensiones de Barcelona (La Caixa) (varios años) Anuario Comercial de España.

Clavero A. Sánchez J Trujillo F.(1988) Aproximación a al estimación de la renta familiar disponible en las comarcas andaluzar. *Revista de Estudios Regionales* nº 21 pp 37-51.

Cliff, A. D. y Ord, J. K. (1981). *Spatial processes: Models and Applications* Pion Limited, London Ripley, B.D. (1981). *Spatial Statistics* Wiley, New York.

Esteban J y Pedreño A (1992) LA articulación Territorial de la Economía Valenciana Estructura económica de la Comunidad Valenciana. Madrid: Ed Espasa Calpe; pp 73-112.

Esteban J. y Pedreño, A. (1988) “Renta municipal de la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia” Cuadernos de Investigación. Caja de Ahorros de Alicante y Murcia. Alicante.

- Fernández C y Sierra Y. (1992) Estimación de la Renta Familiar Disponible a Nivel Municipal. Una aplicación a la Rioja. Año 1985. Actas de la VI Reunion de Asepelt España. Granada.
- Ferraro, F. y Basulto J. (1984) La distribución espacial de la renta en Andalucía. Boletín Económico de Andalucía Consejería de Economía. Junta de Andalucía.
- Geary, R.C. (1.954) "The contiguity ratio and statistical mapping" The Incorporated Statistician 5,115-145
- Gestis A. y Ord J.K. (1.992). The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. Geographical Analysis, Vol, 24, No. 3, pp.189-206.
- Herrero L.C. (1998) Perspectivas de Desarrollo Territorial: Renta Municipal y Desarrollo Económico en las Comarcas de Castilla Y León. Junta de Castilla Y León, Consejería de Economía y Hacienda.
- Moran, P. (1.948). The Interpretation os Statistical Maps. Journal of the Royal Statistical Society B, 10, 243-251.
- Moreno, R. y Vayá, E (2000) Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial. Ediciones Universidad de Barcelona.
- Ord, J.K. y Getis, A (1.995) "Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application" Geographical Analysis, 27: 286-296.
- Remirez, J.A. (1991) Una estimación de la Renta Familiar Disponible e nivel municipal. Fundación FIES, Documento de trabajo n.76/1991
- Sadei (1981) La renta de los municipios asturianos 1978. Caja de Ahorros de Asturias
- Sadei (1994) La renta de los municipios asturianos 1994. Caja de Asturias. Avilés.