

AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL: ANALOGÍAS Y DIFERENCIAS ENTRE EL ÍNDICE DE MORAN Y EL ÍNDICE GETIS Y ORD

Introducción

Una de las más tradicionales definiciones de Geografía señala que esta ciencia se ocupa, entre otras cuestiones, de estudiar la localización y distribución de los fenómenos sobre la superficie terrestre y la frecuencia con que ellos se presentan. Por ello comprender la distribución espacial de los fenómenos que ocurren en el espacio constituye un gran desafío para los investigadores; poder dar cuenta de la manera en que se presentan, se distribuyen y se relacionan estos fenómenos es el primer eslabón de una cadena que debiera finalizar con la exposición de los factores que definen esa distribución y con la valoración respecto de si esa distribución o territorio actual es la que representa el territorio posible o deseado por los ciudadanos.

En este desafío que planteamos, un aliado relevante de los geógrafos es el análisis espacial. Para Goodchild y Haining (2005) el análisis espacial (del que el análisis de los datos espaciales es solo un elemento) representa un conjunto de técnicas y modelos que utilizan explícitamente la referencia espacial de cada caso de datos. En el largo recorrido que han transitado el análisis espacial intentó responder a ciertos interrogantes, tales como: a) distribución espacial de fenómenos; b) patrones espaciales; c) asociaciones y concentraciones; d) estimaciones o predicciones, entre otros. Otro aliado que se ha transformado en un significativo facilitador de los análisis espaciales son los Sistemas de Información Geográfica, que han capitalizado y programado la gran mayoría del conjunto de técnicas y modelos que conforman el análisis espacial y que fueron expuestos desde mediados del siglo pasado.

La Dependencia Espacial (DE) es un concepto clave en la comprensión y el análisis de un fenómeno espacial, este concepto deriva de la Ley de Tobler: todas las cosas están relacionadas entre sí, pero las cosas más próximas en el espacio tienen una relación mayor que las distantes. La expresión de cálculo del concepto de dependencia espacial es la Autocorrelación Espacial (AE). Este término proviene del concepto estadístico de correlación, que sirve para medir la relación entre dos variables aleatorias. La preposición "auto" indica que la medición de la correlación se hace con la misma variable, medida en distintos lugares en el espacio. El avance de los Sistemas de Información Geográfica, en particular, y de las Tecnologías de la Información Geográfica, en general, posibilitaron automatizar una gran cantidad de modelos matemáticos desarrollados con antelación a su aparición e incluirlos en los paquetes de análisis espacial que contienen los software SIG y que en el presente son de uso muy frecuente en los estudios geográficos. El propósito de estas funciones es obtener medidas que permitan medir el grado de AE entre los valores de una determinada variable y apreciar el grado de agrupamiento o clusterización entre las unidades espaciales.

Liliana Ramírez
(lramirez@hum.unne.edu.ar)

Depto. e Instituto de Geografía
Fac. de Humanidades
Universidad Nacional del Nordeste
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas - CONICET

Estas conceptualizaciones teóricas, como apuntamos en el resumen, se desarrollan empíricamente a través de la aplicación de técnicas geoestadísticas que se encuentran incorporadas en la mayoría de los SIG y SADE y que específicamente están orientadas a la delimitación de clústeres, grupos o conjuntos espaciales con particularidades semejantes. De esta aplicación surgen, por un lado, medidas o índices globales y, por otro lado, medidas o índices locales. Entre los primeros, el índice I de Moran constituye uno de los cálculos más difundidos para medir globalmente la AE. La aplicación de esta técnica a un conjunto de datos de una variable seleccionada permite avanzar en la existencia [o no] del principio de Tobler ya descrito; si bien este postulado funciona acertadamente en variables del medio físico-natural, en el análisis de variables sociales o demográficas los antecedentes demuestran que se ha ajustado de forma pertinente a su análisis. Actualmente, este algoritmo ya se encuentra incorporado de manera adecuada en algunos SIG que se han empleado al efecto (Cfr. Ramírez, 2008). Otro índice global utilizado para medir el nivel de asociación espacial es el G general de Getis & Ord, en este caso define o mide la concentración de valores altos o bajos para una área de estudio determinada. Estos mismos autores han generado los índices locales para identificar los agrupamientos o conglomerados.

En esta contribución se presentarán los resultados que se alcanzaron tras aplicar los siguientes procedimientos: (a) el análisis de clúster y de valor atípico mediante el cálculo del Índice de Moran [global] y Anselin [local] y (b) el análisis de *hot spots* o puntos/enclaves calientes de Getis & Ord que mide el grado de clusterización, conglomerados o agrupamientos para valores altos o bajos. La variable elegida para llevar adelante estos procedimientos es la proporción de hogares sin acceso al Agua de Red Pública en los departamentos que conforman el Norte Grande Argentino. Así se valorarán las técnicas y los recursos utilizados y también se aportará al conocimiento de la situación de los departamentos del Norte Grande en cuanto al acceso al Agua de Red Pública.

Materiales y Métodos

Tal como adelantamos el área de estudio es el Norte Grande Argentino, conformado por dos subregiones, NEA y NOA, constituidas por 159 departamentos, de los cuales 25 corresponden a Chaco, 9 a Formosa, 17 a Misiones, 25 a Corrientes, 16 a Jujuy, 23 a Salta, 17 a Tucumán y 27 a Santiago del Estero. Las **fuentes de información** para llevar adelante esta contribución han sido los Censos Nacionales de Población, Hogares y Vivienda 2001 y 2010. Se ha seleccionado el indicador que nos brinda datos referidos a la procedencia del agua para beber y cocinar y dentro de este indicador se eligió específicamente el agua que no procede de Red Pública. Los datos se encuentran disponibles a través de la página del Instituto Nacional de Estadística y Censos y su procesamiento fue realizado a través de la aplicación Redatam SP+.

Metodológicamente, hemos dividido el análisis en dos fases:

En la **primera fase** se aplicaron los índices globales como la herramienta autocorrelación espacial "I de Moran global" y el "Índice General de Getis & Ord" (G). Éstas medidas evalúan el patrón y la tendencia general de los datos que se analizan. En este sentido Patrick Moran fue





uno de los principales exponentes o autores que han trabajado con el concepto de AE quien, con el propósito de obtenerla empíricamente, expuso la siguiente notación:

El Índice estadístico de Moran para la autocorrelación espacial está dado por:

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

donde

Z_i es la desviación de un atributo/variable de una unidad espacial i desde su media ($X_i - \bar{X}$);

W_{ij} es la ponderación geográfica entre la unidad espacial i y la unidad espacial j .

n es igual al número total de unidades espaciales y S_0 es una constante para todas las unidades espaciales.

Por su parte Arthur Getis y J. K. Ord expusieron su índice general que mide la concentración de valores altos o bajos para un área de estudio determinada del siguiente modo:

La estadística para la asociación espacial general está dado por:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} x_i x_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j}, \quad \forall j \neq i$$

donde

X_i y X_j son los valores de los atributos de las unidades espaciales i y j

W_{ij} es la ponderación espacial entre i y j

n es el número de unidades espaciales que conforman el conjunto de datos

$\forall j \neq i$ indican que las unidades espaciales i y j no pueden ser las mismas.

Cuando se obtienen los índices globales o generales se genera un conjunto de 5 valores: el índice observado, el índice esperado, la varianza, la puntuación z y el valor p . En un análisis si la puntuación z alcanza valores de $<-2,5$ ó $>+2,5$, probablemente sea muy poco factible que el patrón espacial observado sea resultado de la aleatoriedad. El valor p es una probabilidad, entonces cuando el valor p es muy pequeño, significa que es muy poco probable (pequeña probabilidad) que el patrón espacial observado sea el resultado de procesos aleatorios, por lo tanto se puede rechazar la hipótesis nula. La hipótesis nula, para las herramientas de análisis de patrón espacial, es la aleatoriedad espacial completa, ya sea de las entidades o de los valores asociados con esas entidades. En términos generales, se rechaza la hipótesis nula cuando el valor de p es inferior a $0,1$. En el caso del índice de Getis & Ord, si se rechaza la hipótesis nula, el signo de la

puntuación z se torna importante. Si el valor de la puntuación z es positivo el índice indica que, para el atributo en el área de estudio, se agrupan valores altos. Si el valor de la puntuación z es negativo, el índice indica que en el área de estudio se agrupan valores bajos¹.

En la **segunda fase** se han aplicado los índices de autocorrelación espacial a nivel local. El índice local más difundido es el que propuso Luc Anselin en 1995 a partir del I Global de Morán, surge así el Índice Local de Anselin (LISA: *Local Index of Spatial Association*), que identifica los clústeres o agrupamientos espaciales de entidades que poseen valores similares y define cuatro tipos de agrupamientos de valores de la variable: valores altos rodeados de valores altos, valores bajos rodeados de valores bajos, valores altos rodeados de valores bajos y valores bajos rodeados de valores altos, además un quinto grupo que muestra valores no significativos. Otro índice local que hemos aplicado es el de Getis & Ord $-G_i^*$, que mide el grado de agrupamiento o *clustering* para valores altos o bajos, es decir dado un conjunto de entidades ponderadas, identifica puntos calientes o valores altos y puntos fríos o valores bajos estadísticamente significativos.

Otra cuestión que atraviesa ambos momentos o fases es la necesidad de definir o especificar el tipo de las relaciones espaciales entre las entidades, es decir, si se considerará que las entidades vecinas tienen mayor influencia sobre los cálculos de una entidad de destino que las entidades que están alejadas (distancia inversa), si esa influencia es sustancialmente más importante (distancia inversa al cuadrado), si sólo se analizan las entidades o unidades espaciales que se hallan dentro de un radio de distancia fija o si las unidades dentro de esta distancia fija tienen una ponderación mayor. En todos estos casos, que solo son algunas de las posibilidades, además se debe especificar la modelización de la distancia a utilizar: euclídeana o Manhattan. Si por el contrario en el tipo de las relaciones entre las entidades o unidades espaciales se decide trabajar considerando los bordes y esquinas, no será preciso definir el tipo de distancia a emplear.

Resultados

a) Índices globales de autocorrelación espacial

Hemos calculado el I Global de Moran y el General de Getis & Ord para 2001 y 2010 considerando las siguientes tipos de relaciones espaciales entre las entidades:

1. Relación de la distancia inversa, distancia euclídeana y manhattan
2. Relación de la distancia inversa al cuadrado, distancia euclídeana y manhattan
3. Relación de radio de distancia fija (500 kilómetros), distancia euclídeana y manhattan
4. Relación considerando bordes
5. Relación considerando bordes y esquinas

En la tabla 1 y 2 se pueden leer los resultados de **los indicadores globales** para el Índice de Moran y los puntajes z y P , calculados para los dos años considerados y para las distintas opciones

1. Tomado de <http://help.arcgis.com/>



de relaciones entre las unidades espaciales. Con excepción del cálculo que considera para el análisis un radio de distancia fija, en todos los restantes se advierte una puntuación P igual a 0, por lo tanto hay que rechazar la hipótesis nula, es decir, es posible aceptar que los patrones espaciales no son el resultado de procesos aleatorios. Esta afirmación se fortalece con el valor del puntaje z que, con la misma excepción señalada anteriormente, siempre es superior a 2,5 y entonces también podemos expresar que es muy poco probable que los patrones de distribución se generen aleatoriamente. Este comentario se aplica tanto para los resultados 2001 como para 2010 (tabla 1 y 2).

Tabla 1: Índice Global de Moran, Puntaje z y Puntaje P, año 2001

	distancia inversa, distancia euclidiana	distancia inversa, distancia manhattan	distancia inversa al cuadrado, distancia euclidiana	distancia inversa al cuadrado, distancia manhattan	radio de distancia fija (500 km), distancia euclidiana	radio de distancia fija (500 km), distancia manhattan	considerando bordes de entidades	considerando bordes y esquinas de entidades
	2001	2001	2001	2001	2001	2001	2001	2001
IM observado	0,47	0,45	0,64	0,63	-0,01	0,17	0,48	0,48
Puntuación z	13,62	13,26	10,05	10,34	-1,3	9,98	9,82	9,82
Puntuación P	0	0	0	0	0,19	0	0	0

Elaboración propia, procesamiento ArcGis ©

En cuanto al I Global de Moran observado se aprecian semejanzas y diferencias al mismo tiempo. Las primeras se registran entre las relaciones que consideran las distancias inversas -tanto con el modelo euclidiano como con el de Manhattan- con las operaciones que consideran los bordes y bordes y esquinas de las unidades espaciales o entidades. En estos casos el índice se encuentra entre 0,45 y 0,48, sin apreciarse diferencias importantes entre los años 2001 y 2010.

Tabla 2: Índice Global de Moran, Puntaje z y Puntaje P, año 2010

	distancia inversa, distancia euclidiana	distancia inversa, distancia manhattan	distancia inversa al cuadrado, distancia euclidiana	distancia inversa al cuadrado, distancia manhattan	radio de distancia fija, distancia euclidiana	radio de distancia fija, distancia manhattan	considerando bordes de entidades	considerando bordes y esquinas de entidades
	2010	2010	2010	2010	2010	2010	2010	2010
IM observado	0,47	0,46	0,65	0,66	-0,02	0,08	0,45	0,45
Puntuación z	13,57	13,39	10,28	10,92	-2,04	8,33	9,3	9,3
Puntuación P	0	0	0	0	0,04	0	0	0

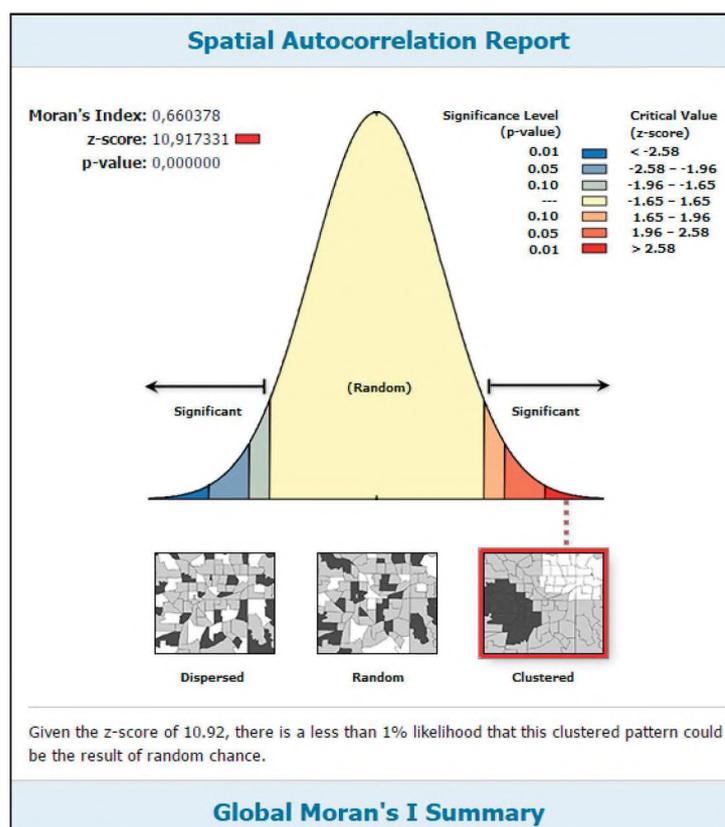
Elaboración propia, procesamiento ArcGis ©

La diferencia la marca el I Global de Moran observado que se obtiene cuando se opera con la distancia inversa al cuadrado, utilizando tanto el modelo euclidiano como Manhattan, en cuyo caso el índice registra valores entre 0,63 y 0,66, logrando así el mejor resultado de todas las opciones que hemos calculado.

Los resultados se registran estadística, tal como vimos en las tablas, y gráficamente tal como se ve en el gráfico 1 que es uno de los dieciséis gráficos que se han obtenido. Allí se aprecia el reporte de la AE a través de un resumen del I Global de Moran y una leyenda en la que se lee que "dado un puntaje z de 10,92 hay menos del 1% de probabilidad que este patrón de agrupamiento o clusterización sea el resultado del azar².

2. El gráfico que se muestra corresponde a la obtención de I Global de Moran referido a los hogares sin acceso a agua de red pública empleando la distancia inversa al cuadrado, método Manhattan obtenido con el software ArcGis 10.1.

Gráfico 1: Síntesis Índice Global de Moran



Elaboración propia, procesamiento ArcGis®

En las tablas 3 y 4 se muestran los resultados de la aplicación del Índice General de Getis & Ord –G–. De la observación de ambas tablas podemos comentar que solamente cuando la relación espacial entre las unidades considera el análisis a través de bordes o bordes y esquinas es posible rechazar la hipótesis nula y considerar que los valores no se distribuyen aleatoriamente; en efecto, si apreciamos las dos últimas columnas vemos que el valor P obtenido registra un valor bajo solo en esa opción (< 0,1), así sólo en esa alternativa de análisis es posible reconocer la probabilidad de agrupamientos no azarosos.

Tabla 3: Índice Global de Getis & Ord, Puntaje z y Puntaje P, año 2001

	distancia inversa, distancia euclidiana	distancia inversa, distancia manhattan	distancia inversa al cuadrado, distancia euclidiana	distancia inversa al cuadrado, distancia manhattan	radio de distancia fija (500 km), distancia euclidiana	radio de distancia fija (500 km), distancia manhattan	considerando bordes de entidades	considerando bordes y esquinas de entidades
	2001	2001	2001	2001	2001	2001	2001	2001
I Getis & Ord observado	0,000001	0,000001	0	0	0,53	0,4	0,037	0,037
Puntuación z	-0,9	-0,89	-1,09	-0,98	1,27	0,25	4,31	4,19
Puntuación P	0,37	0,37	0,27	0,33	0,21	0,8	0,000016	0,000028

Elaboración propia, procesamiento ArcGis®

Al rechazar la hipótesis nula, el signo de la puntuación z se torna importante ya que cuando es positivo se agrupan los valores altos, mientras que si es negativo los que se agrupan son los valores bajos. En la variable analizada y en la opción antes citada, el valor z es positivo



razón por la cual se agrupan (con mayor relevancia o significancia) los valores altos, por otro lado la puntuación z es mayor en 2010 que en 2001, esta es una señal, aunque muy leve, de profundización del agrupamiento de valores altos.

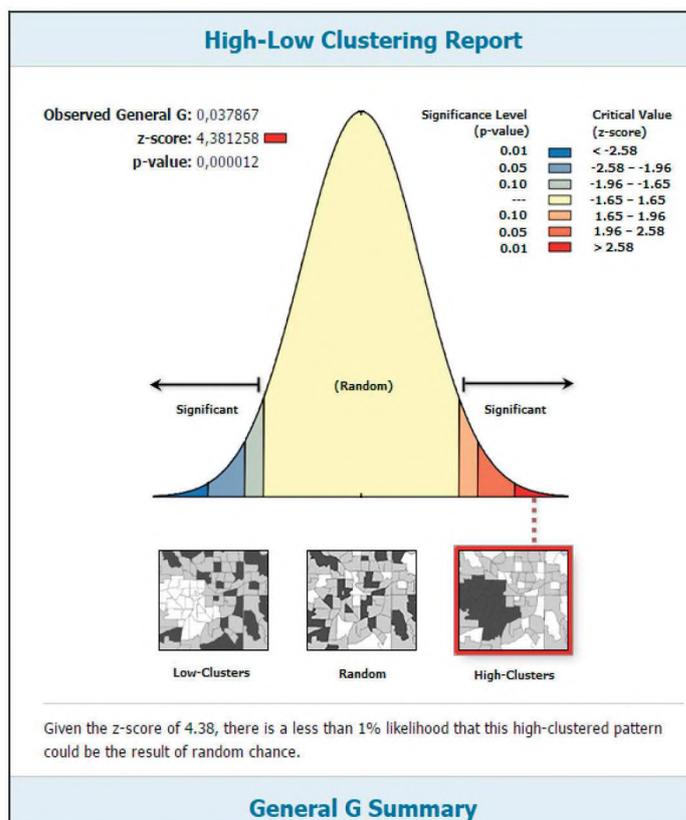
Tabla 4: Índice Global de Getis & Ord, Puntaje z y Puntaje P, año 2010

	distancia inversa, distancia euclidiana	distancia inversa, distancia manhattan	distancia inversa al cuadrado, distancia euclidiana	distancia inversa al cuadrado, distancia manhattan	radio de distancia fija, distancia euclidiana	radio de distancia fija, distancia manhattan	considerando bordes de entidades	considerando bordes y esquinas de entidades
	2010	2010	2010	2010	2010	2010	2010	2010
I Getis & Ord observado	0,000001	0,000001	0	0	0,54	0,41	0,038	0,038
Puntuación z	-0,098	-0,05	-0,18	0,092	1,77	1,06	4,49	4,38
Puntuación P	0,92	0,96	0,86	0,93	0,076	0,29	0,000007	0,000012

Elaboración propia, procesamiento ArcGis ©

De igual modo que para el I Global de Moran, en este caso el resultado presenta un gráfico síntesis que revela los estadísticos obtenidos y el nivel de significancia de la clusterización (gráfico 2)³.

Gráfico 2: Síntesis Índice General de Getis & Ord



Elaboración propia, procesamiento ArcGis ©

3. El gráfico que se muestra corresponde a la obtención de I General de Getis & Ord referido a los hogares sin acceso a agua de red pública considerando bordes y esquinas de entidades.

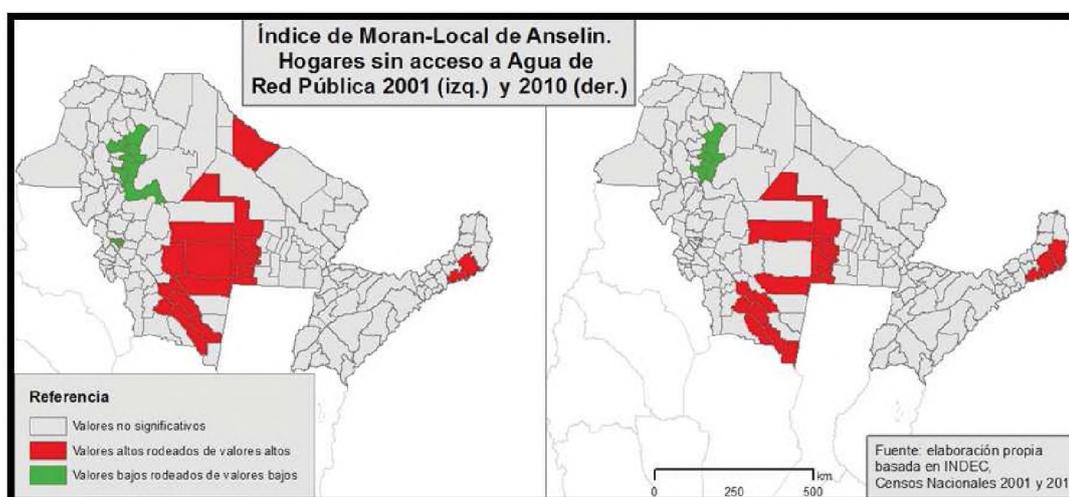
De acuerdo con los análisis de autocorrelación de tipo global para proceder a aplicar los índices locales se ha elegido la opción de relación entre unidades espaciales que refiere a los bordes y esquinas de las unidades espaciales, además esta decisión tiene que ver con la propia configuración y extensión territorial que caracterizan a los departamentos que constituyen la región del Norte Grande.

b) Índices locales: LISA de Anselin y Getis y Ord-Gi*

Los índices locales de AE revelan el grado de dependencia espacial de los valores que las unidades espaciales analizadas registran en la variable que se estudia con los valores de las unidades espaciales vecinas. Según indican Moreno y Vayá, la información suministrada por los índices globales (expuestos en el ítem anterior) y locales de autocorrelación espacial es claramente complementaria (Moreno y Vayá, cit. por Sánchez, 2008). En este sentido, los índices locales de autocorrelación nos permiten conocer [o aproximarnos al conocimiento] en qué grado el territorio es un factor que concentra, segrega y fragmenta al grupo social que lo habita.

En la figura 1 se muestra el resultado de la aplicación del Índice Local de Anselin (LISA: *Local Index of Spatial Association*), para el caso de los hogares sin acceso a Agua de Red Pública en 2001 y 2010. En estas representaciones se ilustran cartográficamente dos de las cuatro situaciones posibles: (i) valores altos rodeados por valores altos y (ii) valores bajos rodeados por valores bajos. Además se observa el grupo de unidades espaciales que obtienen valores estadísticamente no significativos y no se registran, en este caso, los conglomerados de valores altos rodeados de valores bajos y a la inversa. En definitiva, los clústeres que se definen forman agrupamientos o conjuntos de distritos o unidades espaciales con un comportamiento similar.

Figura 1. Norte Grande Argentino: Índice Local de Moran-Anselin 2001-2010



Elaboración propia, procesamiento ArcGis®

Al puntualizar los resultados de esta aplicación podemos señalar que, en ambos momentos, se aprecia un solo sector en el que se agrupan de forma significativa los valores bajos y que





corresponde a los departamentos que contienen a las capitales de Salta, Jujuy y Tucumán, en 2001, y sólo a las dos primeras en 2010, ya que para este último momento se advierte una notable reducción del clúster de unidades con valores bajos rodeadas de otras unidades con igual condición. En efecto, mientras en 2001 se registraron 11 departamentos en el clúster citado, en 2010 solo son 7 jurisdicciones.

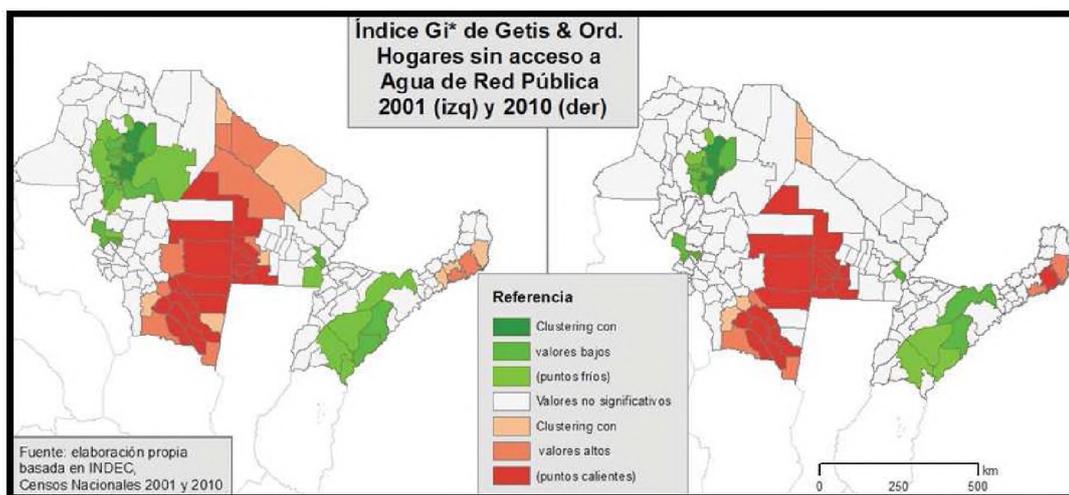
En lo que respecta al agrupamiento de unidades con valores altos rodeadas de otras con similar característica, como primera apreciación, podemos decir que en 2001 son 21 unidades y en 2010 son 19. En cuanto a la distribución, como se visualiza en la figura 1, en 2001 se destaca un área con alta continuidad que abarca el valle de los ríos Dulce y Saladillo y el oriente de Santiago del Estero y el oeste de Chaco; otro sector se corresponde con el oriente de Misiones y finalmente, un solo departamento en el oeste de Formosa. En 2010 se mantiene sin modificaciones el oeste del Chaco, mientras que se reducen las unidades administrativas en Santiago del Estero, Misiones y Formosa.

La estadística local de Getis & Ord - G_i^* - permite identificar los denominados *hot spot* o puntos calientes. En este sentido sus creadores Arthur Getis y J. K. Ord (1992) señalan que un foco caliente comienza por visualizar aquellos puntos en el espacio geográfico bajo estudio donde se observe una concentración inusual del evento de interés. Un foco caliente, por definición, es espacialmente explícito ya que puede ser detectado y consecuentemente mapeado. Es importante señalar que una entidad con un valor alto es interesante, pero es posible que no sea un punto caliente estadísticamente significativo, como ya se dijo, para ser un punto caliente estadísticamente significativo, una entidad debe tener un valor alto y también estar rodeada por otras entidades con valores altos, en otras palabras para aceptar la significancia es preciso que al comparar proporcionalmente la suma local para una entidad y sus vecinos con la suma de todas las entidades, la primera sea muy diferente de la esperada; entonces si esa diferencia es demasiado grande el resultado no deriva de una situación aleatoria, se obtiene como consecuencia una **puntuación z** estadísticamente significativa⁴.

En la figura 2 podemos apreciar la extensión de los territorios que se clasifican como áreas enclaves o *hot spot* en 2001 y 2010. Sin dudas existe una alta coincidencia entre el LISA (antes mapeado) y el índice local de Getis & Ord, el oeste del Chaco, el valle de los ríos Saladillo y Dulce en Santiago del Estero, el oeste de Formosa y el oriente de Misiones, éstos son los sectores con características semejantes. La diferencia entre ambos índices locales, como se puede visualizar, es que en el caso del índice local de Getis & Ord se advierten los *hot spots* o áreas o departamentos más comprometidos o menos aventajados y también otras unidades administrativas que tienen una situación intermedia y que, dependiendo del contexto, pueden mutar hacia los *hot spots* o mejorar su situación.

4. Tomado de <http://help.arcgis.com/>

Figura 2. Norte Grande Argentino: Índice Local Getis & Ord – G^* , 2001-2010



Elaboración propia, procesamiento ArcGis®

Respecto de los puntos fríos o unidades que estarían presentando una mejor situación los resultados del índice local de Getis & Ord son, en términos generales, disímiles de los de Anselin. En primer lugar hay similitud en los *clustering* de puntos más fríos de todo el conjunto, y que se visualizan en las áreas capitalinas de Tucumán, Salta y Jujuy. Además, a diferencia del LISA, aparecen otros sectores en el oriente de Chaco y en el oeste y sur de Corrientes que registran una situación intermedia. En 2010 se visualiza una reducción de estos conglomerados que, al igual que lo que hemos señalado anteriormente, pueden cambiar hacia otra situación dependiendo de los contextos y de las políticas que se desarrollen. La disminución de puntos calientes o fríos implica un aumento de los valores no significativos.

Comentarios Finales

Actualmente la aplicación de funciones de AE mediante el uso de los SIG's puede resultar una cuestión muy sencilla, simple o elemental ya que disponiendo de un conjunto de datos de buena calidad y actualidad es posible llevar adelante el proceso; sin embargo es necesario analizar previamente cómo se comportan los datos a través de un previo análisis exploratorio de datos espaciales y reconocer cuáles de las relaciones entre los datos de las unidades espaciales es más pertinente al análisis que se pretende llevar adelante. Además es preciso indagar respecto del funcionamiento de la multiplicidad de opciones que hoy nos ofrecen las aplicaciones SIG ya que, como hemos visto, es posible que la misma función aplicada con distintos parámetros arroje resultados muy disímiles. Esta particularidad es una ventaja pero empleada de forma inadecuada puede conducir a resultados o interpretaciones erróneas.

Por otra parte los índices globales y locales de AE han sido y siguen siendo un recurso de altísimo valor para descubrir y exponer las disparidades intrarregionales que preocupan cuando se intenta avanzar en la equidad territorial tan buscada. Desde nuestra mirada el índice local de Getis & Ord aporta algo más de información en el sentido que podemos visualizar los



territorios que se caracterizan por presentar situaciones intermedias y que podrían mutar hacia mejores situaciones o a la inversa, por lo que sin dudas esta información resulta relevante para la gestión territorial en administraciones locales.



Bibliografía

ANSELIN, L. (1995) Local indicators of spatial association-LISA. *Geographical Analysis*, vol. 27(2), p. 93-115.

CAO, H. y VACA, J. (2006). Desarrollo regional en la Argentina: la centenaria vigencia de un patrón de asimetría territorial. *Revista Eure*. Vol. XXXII, N° 95, p. 95-111. Santiago de Chile, mayo de 2006.

ESRI (2014). <http://help.arcgis.com/es> (14/02/2014).

FLINT, C., HARROWER M., y EDSALL, R. (2000). But How Does Place Matter? Using Bayesian Networks to Explore a Structural Definition of Place. Paper presented at the New Methodologies for the Social Sciences Conference. University of Colorado at Boulder.

GETIS A. y ORD J. K. (1992). The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical Analysis* 24, p. 189-206.

GOODCHILD, M. (1987). A spatial analytical perspective on geographical information systems. *International Journal of Geographical Information Systems*, 1, p. 327-334.

GOODCHILD, M. y HAINING, R. (2005) SIG y Análisis espacial de datos: perspectivas convergentes. En: *Investigaciones Regionales*, primavera, número 006. Asociación Española de Ciencia Regional. Alcalá de Henares. España, p. 175-201.

INDEC, 2001. CENSO NACIONAL DE POBLACION, HOGARES Y VIVIENDAS 2001. Base de Datos Definiciones de la base de datos.

INDEC, 2001. CENSO NACIONAL DE POBLACION, HOGARES Y VIVIENDAS 2001. Resultados Definitivos. www.indec.gob.ar.

INDEC, 2010. CENSO NACIONAL DE POBLACION, HOGARES Y VIVIENDAS 2010. Base de Datos Definiciones de la base de datos.

INDEC, 2012. CENSO NACIONAL DE POBLACION, HOGARES Y VIVIENDAS 2010. Resultados Definitivos. www.indec.gob.ar.

LÓPEZ HERNÁNDEZ, F. y PALACIOS SÁNCHEZ, M. (2000). Distintos modelos de dependencia espacial. Análisis de Autocorrelación. En: *Anales de Economía Aplicada*. XIV Reunión ASEPELT-Universidad de Oviedo. España.

MORAN, P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. In: *Biometrika*, 37 (1-2), p. 17-23.

ONU, 2015. Objetivos del Milenio. Informe 2015. http://www.un.org/es/millenniumgoals/pdf/2015/mdg-report-2015_spanish.pdf (fecha de consulta: 01/07/2015)





RAMIREZ, L. (2008). Análisis de la Autocorrelación Espacial de los radios censales del Área Metropolitana del Gran Resistencia (AMGR) considerando variables sociodemográficas. Aplicación del Índice de Moran. En: Reunión de Comunicaciones Científicas y Técnicas 2008. SECYT- UNNE 2008. H-028. <http://www.unne.edu.ar/unnevieja/investigacion/com2008/H-025.pdf> (fecha de consulta: 04/07/2015).

SANCHEZ RIVERO, M. (2008). Análisis espacial de datos y turismo: nuevas técnicas para el análisis turístico. Una aplicación al caso extremeño. Revista de Estudios Empresariales. Segunda Época (2).

VILALTA C. J. (2005). Sobre la Espacialidad de los Procesos Electorales Urbanos y una Comparación entre las Técnicas de Regresión OLS y SAM. Estudios Demográficos y Urbanos. Vol 21, N° 1 (61), p. 83-122.