

Distribución espacial de la pérdida de vegetación en ecosistemas áridos de México

MARÍN POMPA-GARCÍA

Facultad de Ciencias Forestales

Universidad Juárez del Estado de Durango

Río Papaloapan y Blvd. Durango s/n Col. Valle del Sur

RESUMEN: Se estudio el patrón de dispersión espacial de la pérdida de vegetación en la región hidrológica “Río Bravo”, la más grande de México, teniendo como hipótesis un patrón espacial no aleatorio. Se usaron datos sobre pérdida de vegetación, provenientes de un monitoreo comparativo de una década, analizados mediante el coeficiente de Moran. Se incluyó un análisis gráfico mediante el diagrama de dispersión y el indicador local de asociación espacial. La pérdida de vegetación resultó en 1.76% de la superficie en estudio y fue evidente una autocorrelación positiva y estadísticamente significativa, ya que el coeficiente de Moran reúne en un 51.6% la estructura global de asociación lineal entre las manchas de deforestación. Queda pendiente encontrar aquellas variables explicativas de la asociación resultante.

PALABRAS CLAVE: deforestación, autocorrelación, coeficiente de Moran, geoestadística.

ABSTRACT: This article examines the spatial pattern of vegetation loss in the “Rio Bravo” hydrological region, the largest of Mexico, supposing a non alleatory spatial pattern. Data deforestation was used from a comparative monitoring for ten years, using Moran’s coefficient, including its scatter plot and local indicator of spatial association. The vegetation lost resulted in 1.76% of total surface under analysis, and the results showed a positive and significant autocorrelation, because Moran coefficient explain 51.6% global structure of linear association between “patches” of deforestation. It remains hanging to find those explanatory variables.

KEY WORDS: deforestation, autocorrelation, Moran’s coefficient, geoestadistics.

INTRODUCCIÓN

La amenaza de la deforestación a nivel mundial aumenta día con día, y esto lleva a estudiar la dinámica en que los ecosistemas pierden su diversidad vegetal. Estas alteraciones ocurren normalmente sobre los patrones de distribución geográfica y de abundancia, llevando tanto a la extinción, como a la discontinuidad en la distribución territorial, con implicaciones en la erosión del suelo y la alteración de procesos que generalmente tienen consecuencias en el cambio climático global (Mas, 1999; Zhan *et al.*, 2002).

Las especies de ambientes áridos no escapan de estas alteraciones por su fragilidad y la baja presencia que tienen en relación con su vastedad territorial (Carrillo *et al.*, 1999; Matteucci y

Colma, 1997; Leuteritz y Ekbia, 2008). Un ejemplo de tales ecosistemas lo constituye la región hidrológica “VI Río Bravo”, que sobresale como la mayor del país con 377 000 km² (19% del territorio nacional) y que en su complejo ecológico vegetal ha mostrado signos de deterioro (Pompa *et al.*, 2008). Al momento se desconocen los patrones de dispersión espacial de la pérdida de vegetación en estos ecosistemas, restándole con ello la importancia ecológica que representa contar con información para identificar las tendencias futuras, determinar sus factores limitantes y definir las políticas ambientales preventivas.

Los métodos cuantitativos de análisis espacial tienen como objetivo la detección y descripción

de patrones de distribución espacial, permitiendo evaluar hipótesis sobre si el patrón observado sigue una distribución territorial aleatoria o autocorrelacionada (ya sea aglomerada o dispersa). Existe una gran diversidad de métodos para la cuantificación del patrón espacial, en forma de índices que proporcionan una estimación global del patrón (Greig, 1964; Pielou, 1969; Diggle, 1983; Upton y Fingleton, 1985; Krahulec *et al.*, 1990; Condés y Martínez, 1998; Dale, 1999; Liu, 2001).

La utilización de técnicas modernas de análisis espacial de superficies se han desarrollado principalmente en el ámbito social para conocer tendencias demográficas (Martori y Hoberg, 2008), el desarrollo económico regional (Vilalta, 2003) y el comportamiento electoral (Vilalta, 2005), mientras que en ecología de ecosistemas áridos su aplicación ha sido limitada; las investigaciones han versado principalmente sobre el comportamiento de las especies presentes, sobre todo en bosques primarios (Condés y Martínez, 1998), y son insuficientes las publicaciones que específicamente han abordado la distribución de espacios abiertos (i.e. manchas de deforestación) en hábitats desérticos de México. Por esta razón, se considera conveniente efectuar un aporte al conocimiento de estos entornos, realizando un estudio de los patrones de distribución de las áreas deforestadas, que proporcione una mejor interpretación de los factores intrínsecos que en el campo no son bien visibles.

El objetivo de este trabajo es conocer el patrón espacial que sigue la deforestación en un ecosistema árido del noroeste de México, para lo cual establecemos como hipótesis que este fenómeno sigue una autocorrelación no aleatoria.

MATERIALES Y MÉTODOS

Descripción del área de estudio

La planeación hidráulica en México toma como unidades geográficas las 13 regiones hidrológicas que constituyen las regiones

administrativas definidas por la Comisión Nacional del Agua (CNA), publicadas en el Diario Oficial de la Federación. El área de interés correspondiente a este estudio es la denominada Región “VI Río Bravo”, que se encuentra en la zona norte de la República Mexicana, comprendida entre 31° y 25° latitud norte y 103° y 109° de longitud oeste del meridiano de Greenwich, situada en la franja de las grandes zonas áridas y semiáridas. Abarca casi la mitad de la superficie de la cuenca del Río Bravo, misma que es compartida con los Estados Unidos de América, por lo que ha sido motivo de acuerdos y convenios binacionales para proteger y aprovechar los recursos naturales que comparten ambos países (Pompa *et al.*, 2008).

Datos

La base de datos se obtuvo del área de geomática de la Comisión Nacional Forestal (Conafor, 2006) y consistió en una cobertura en formato “shape file” con datos de áreas (has), denominada “Pérdida de cobertura forestal”, producto final del monitoreo comparativo en un período de 10 años entre la SERIE II reestructurada y la serie III del INEGI de las capas de cubierta vegetal a nivel nacional, cuya ventaja principal es que se elaboraron con leyendas de mapas similares y con categorizaciones similares, lo que disminuye su divergencia comparativa.

Análisis espacial

Definida de manera simple, la autocorrelación espacial es la concentración o dispersión de los valores de una variable en un mapa; es decir, refleja el grado en que objetos o actividades en una unidad geográfica son similares a otros objetos o actividades en unidades geográficas próximas (Goodchild, 1987). Este tipo de autocorrelación prueba la primera ley geográfica de Tobler (1970) de que todo está relacionado con todo lo demás, pero que las cosas cercanas están más relacionadas que las cosas distantes.

Para detectar y medir la autocorrelación espacial de las superficies deforestadas, en este trabajo se utilizó el coeficiente I de Moran (1950); sus valores varían entre +1 y -1, aunque algunos autores mencionan que puede superar ambos límites (Cliff y Ord, 1981; Upton y Fingleton, 1985). El primer valor significa una correlación positiva perfecta y el segundo significa una correlación negativa perfecta; el cero representa un patrón espacial totalmente aleatorio:

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \quad (1)$$

donde X_i y X_j son los valores que toma la variable X en los puntos i y j , N es el número de datos y W_{ij} es el peso de la clase de distancia d , que puede valer $W_{ij} = 1$ si el punto j está dentro de la clase de distancia d medida a partir del punto i , o $W_{ij} = 0$ si no se cumple dicha condición (Camarero y Rozas, 2006):

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{ij} \leq d \\ 0 & \text{si } d_{ij} > d \end{cases} \quad (2)$$

En el cociente de (1), el numerador es un término que muestra la covarianza, mientras que el denominador indica la varianza, lo que hace un diseño similar al coeficiente de correlación de Pearson (1896); Sin embargo, en el primero la asociación de valores del conjunto de datos es determinado por una matriz de distancias (2) o contigüidad que predefine a los valores vecinos (los valores para el cómputo del coeficiente). En otras palabras, los pesos W_{ij} deciden la proximidad de cada punto analizado.

Para aplicar la técnica descrita, es necesario la estacionaridad u homogeneidad de medias y varianzas (Rozas y Camarero, 2005), la cual está en función de la escala, ya que un patrón puede

ser estacionario en una escala pequeña, pero no serlo en una escala mayor (Dutilleul y Legendre, 1993). Para afrontar este problema, y dada la vasta superficie bajo estudio, se subdividió en áreas más pequeñas del tamaño de una carta topográfica (1:50,000), lo que elimina la tendencia a gran escala y permite un análisis con el máximo nivel de desagregación territorial. Para determinar la vecindad entre unidades espaciales se ha empleado el criterio "Reyna" (figura 2), por su proximidad de contacto en todos los sentidos (un máximo de 8 vecinos). Para contrastar la hipótesis de ausencia de un patrón espacial, se ubicó el coeficiente I de Moran (1950) dentro de una curva normal de probabilidades $Z(I)$ y se probó si la distribución espacial de los valores es aleatoria entre un número "n" de posibles distribuciones (Vilalta, 2005). Un valor no significativo de $Z(I)$ llevará a aceptar la hipótesis de no autocorrelación espacial, mientras que un valor significativo positivo informará de la presencia de un esquema de autocorrelación espacial positiva. Para el procesamiento se utilizó el software GEODA desarrollado por Anselin (2003).

Como instrumento gráfico de análisis de la autocorrelación espacial, se usó el *diagrama de dispersión* de Moran (Anselin, 2003). Complementariamente se recurrió al indicador local de asociación espacial LISA (*Local Indicator of Spatial Association*), cuyo objetivo es que el estadístico obtenido para cada sección suministre información acerca de la relevancia de valores similares alrededor de la misma. El estadístico de prueba del contraste de asociación espacial local I_i de Moran (Anselin, 1995) se define como:

$$I_i = \frac{(X_i - \mu)}{m_0} \sum_{j=1}^n c_{ij} (X_j - \mu) \quad (3)$$

con $m_0 = \sum_{j=1}^n (X_j - \mu)^2 / n$, y donde el sumatorio j hace referencia al conjunto de unidades vecinas de i .

RESULTADOS

Monitoreo de la vegetación

Del procesamiento realizado se obtuvo la distribución de los polígonos que indican pérdida de vegetación (variable bajo estudio), resultando 664 504 hectáreas (66 450 anuales, 0.17%); no obstante esta cifra realmente no es escandalosa ni mucho menos catastrófica, pues sólo representa el 1,76% de la superficie de la región hidrológica administrativa "VI Río Bravo", a diferencia de la tasa nacional de deforestación que alcanza datos hasta del 10% anual (Velázquez *et al.*, 2002); aunque no por ello se le debe sustraer la atención requerida.

Cartográficamente su distribución a simple vista resulta aparentemente con tendencia a agruparse en ciertas zonas, particularmente en las regiones de la planicie fronteriza y la zona de los valles de Chihuahua (figura 3); sin embargo, este análisis se robustece estadísticamente en los párrafos subsecuentes.

Análisis espacial

En cuanto al análisis espacial de la variable de estudio, el diagrama de dispersión de Moran (figura 4) representa en el eje de abscisas las observaciones de la variable normalizada (pérdida de vegetación) y en el de ordenadas el retardo espacial de la misma variable, definido como el producto entre el vector de observaciones de X y la matriz de pesos espaciales. Dado que la nube de puntos se encuentra concentrada sobre la diagonal que cruza los cuadrantes derecho superior e izquierdo inferior, es evidente que existe una elevada autocorrelación positiva (0.5162). Es decir, el estadístico de Moran reúne en un 51.6% la estructura global de asociación lineal entre las manchas de deforestación.

Utilizando el mapa de la significación de los indicadores locales asociado al diagrama de dispersión de Moran (figura 5), podemos identificar zonas con numerosas áreas deforestadas de un grupo rodeadas de zonas con numerosas áreas también (situación *High-High* en el gráfico de Moran). Asimismo, también se permite la detección de zonas con pocas áreas rodeadas de unidades también con pocas (situación *Low-Low*), o bien zonas de pocas áreas rodeadas de unidades con numerosas áreas deforestadas (situación *Low-High*). Por último, también se pueden detectar zonas sin asociación espacial significativa.

La figura 6 muestra los resultados de la significancia, utilizando una aproximación aleatoria mediante un criterio de permutación para contrastar la hipótesis de no autocorrelación. El valor significativo positivo informa de la presencia de un esquema de autocorrelación espacial positiva; es decir, la presencia de una concentración de valores similares de la variable analizada en unidades vecinas.

No obstante que la asociación es positiva, puede no darse en toda la región, sino sólo en determinadas zonas, por lo que en la figura 7 se muestran los indicadores locales de asociación espacial (LISA), donde se explican aquellas zonas con valores significativos en indicadores estadísticos de asociación espacial local, cuya intensidad dependerá de la significancia asociada de los citados estadísticos.

Estos resultados indican una autocorrelación positiva y estadísticamente significativa; es decir, una tendencia a la concentración de las áreas deforestadas, por lo que puede afirmarse con un nivel de confianza del 99%, que la concentración no es aleatoria, con el supuesto de una distribución normal de valores probables de Z .

Lo anterior permite sugerir que el comportamiento de las áreas deforestadas en la región de estudio sigue un proceso selectivo en cuanto a las superficies deforestadas vecinas; las áreas con altos niveles de deforestación tendieron a presentarse cerca de otras con valores similares y viceversa, en el caso de aquéllos con valores bajos.

DISCUSIÓN

Como se mencionó en la sección anterior, los resultados en términos de superficie deforestada no son críticos. Esta tendencia concuerda con los resultados obtenidos por otros autores, que trabajan a estas escalas de tiempo (Myneni *et al.*, 1997; Kawabata *et al.*, 2001), aunque en su punto de vista, esto es debido al incremento térmico general, que implica una evolución positiva de la biomasa vegetal. Lucht *et al.* (2002) utilizan también una serie de tiempo más larga (16 años), obteniendo resultados similares. Particularmente los resultados aquí obtenidos concuerdan con los de otros estudios recientes de ecosistemas mexicanos (Mas *et al.*, 2003; Pompa, 2008).

A pesar de la bondad que representa el uso de las bases de datos utilizadas, debe aclararse que normalmente estos estudios subestiman la superficie real deforestada, ya que no se incluye la fragmentación, minimizando con ello el impacto humano en los ecosistemas bajo estudio.

Con relación al análisis espacial, es una técnica que ha sido poco utilizada en la investigación en estudios de deforestación en zonas áridas; en cambio, ha sido ampliamente estudiada en análisis de especies presentes (Mast y Veblen, 1999; Antos y Parish, 2002). Algunos trabajos han revelado que el patrón espacial final de los individuos jóvenes o no dominantes es agregado por su fragilidad (Stewart y Rose, 1990; Chen y Bradshaw, 1999), lo que implica que las áreas deforestadas consecuentemente reflejan una tendencia similar, particularmente cuando han sido consecuencia de factores causativos

antropogénicos y ecológicos pronunciados (Park, 2003).

La existencia de asociación espacial, puesta de manifiesto por las técnicas utilizadas en la variable bajo estudio, confirma nuestra hipótesis y aporta un nuevo matiz de las asociaciones entre manchas de deforestación, indicando dónde se presentan los cambios más significativos, sobre los cuales los investigadores y planificadores deben enfocar sus trabajos. Santa y Salas (2007) sostienen que es clara la influencia de los cambios de ocupación en diversos procesos ecológicos, desertización, cambio climático, etc. Estas interacciones plantean la necesidad de explicar estadísticamente este fenómeno a través de algún método de regresión específico, que permita encontrar aquellas variables explicativas de la asociación encontrada, ya que por ahora sólo se determinó el grado de autocorrelación existente, lo que conducirá a establecer una mayor interrelación entre patrones y procesos ecológicos en la búsqueda de una mejor gestión de los ecosistemas áridos. La correcta interpretación de resultados es crucial, ya que siempre se debe tener presente que un mismo patrón puede ser el resultado de procesos diferentes.

AGRADECIMIENTOS

Se reconoce de manera especial a la gerencia de geomática de la Comisión Nacional Forestal en México, por la disposición de información útil para el presente estudio.

REFERENCIAS

- Anselin I. 1995.** Local indicators of spatial association- LISA. *Geographical Annals* 27: 93-115.
- Anselin L. 2003.** *GeoDa 0.9 User's Guide*. Spatial Analysis Laboratory, University of Illinois, Urbana-Champaign, IL.
- Antos JA, Parish R. 2002.** Structure and dynamics of a nearly steady-state subalpine forest in south-central British Columbia, Canada. *Oecologia* 130: 126-135.

- Camarero JJ, Rozas V. 2006.** Técnicas de análisis espacial de patrones de superficies y detección de fronteras aplicadas en ecología forestal. *Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales* 15(1): 66-87.
- Carrillo GA, Leon DL, Bashan Y, Bethlenfalvay GJ. 1999.** Nurse plants, mycorrhizae, and plant establishment in a disturbed area of the Sonoran Desert. *Restoration Ecology* 7: 321-335.
- Chen J, Bradshaw GA. 1999.** Forest structure in space: a case study of an old growth spruce-fir forest in Changbaishan Natural Reserve, PR China. *Forest Ecology Management* 120: 219-233.
- Cliff AD, Ord JK. 1981.** *Spatial Processes: Models and Applications.* Pion Ltd., London.
- Condés S, Martínez MJ. 1998.** Comparación entre los índices de distribución espacial de árboles más usados en el ámbito forestal. *Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales* 7: 173-187.
- Dale MR. 1999.** *Spatial pattern analysis in plant ecology.* Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Diggle PJ. 1983.** *Statistical Analysis of Spatial Point Patterns.* Academic Press, London.
- Dutilleul P, Legendre P. 1993.** Spatial heterogeneity against heteroscedasticity: an ecological paradigm versus a statistical concept. *Oikos* 66: 152-171.
- Goodchild M. 1987.** Spatial analytical perspective on geographical information systems. *Journal of Geographical Systems* 1: 327-334.
- Greig SP. 1964.** *Quantitative Plant Ecology.* Butterworth & Co., London.
- Kawabata A, Ichii K, Yamaguchi Y. 2001.** Global monitoring of interannual changes in vegetation activities using NDVI and its relationships to temperature and precipitation. *International Journal of Remote Sensing* 22(7): 1377-1382.
- Krahulec F, Agnew AD, Agnew S, Willems JH. 1990.** *Spatial Processes in Plant Communities.* SPB Academic Publishers, The Hague.
- Leuteritz TE, Ekbia HR. 2008.** Not all roads lead to resilience: a complex systems approach to the comparative analysis of tortoises in arid ecosystems. *Ecology and Society* 13(1): 1.
- Liu C. 2001.** A comparison of five distance-based methods for spatial pattern analysis. *Journal of Vegetation Science* 12: 411-416.
- Lucht W, Prentice IC, Myneni RB, Sitch S, Friendlingstein PCW, Bousquet P, Buermann W, Smith B. 2002.** Climatic control of the high-latitude vegetation greening trend and Pinatubo effect. *Science* 296: 1687-1689.
- Martori JC, Hoberg K. 2008.** Nuevas técnicas de estadística espacial para la detección de clusters residenciales de población inmigrante. *Scripta Nova: Revista electrónica de Geografía y Ciencias Sociales* 263(12): 98.
- Mas JF. 1999.** "Monitoring land-cover changes: a comparison of change detection techniques", *International Journal of Remote Sensing* 20(1): 139-152.
- Mas JF, Velásquez A, Díaz JR, Mayorga R, Alcántara C, Castro R, Fernández T, Pérez A, Bocco G. 2003.** Assessing land use/cover changes in Mexico: a wall-to-wall multivariate GIS database. *Geoscience and Remote Sensing Symposium* 5: 3359-3361
- Mast JN, Veblen TT. 1999.** Tree spatial patterns and stand development along the pine-grassland ecotone in the Colorado Front Range. *Canadian Journal of Forest Research* 29: 575-584.
- Matteucci SD, Colma A. 1997.** Agricultura sostenible y ecosistemas áridos y semiáridos de Venezuela. *Interciencia* 22(3): 123-130.
- Moran PA. 1950.** Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika* 37: 17-23.

- Myneni RB, Keeling CD, Tucker CJ, Asrar G, Nemani RR. 1997.** Increase plant growth in the northern high latitudes from 1981-1991. *Nature* 386: 698-702.
- Park A. 2003.** Spatial segregation of pines and oaks under different fire regimes in the Sierra Madre Occidental. *Plant Ecology* 169: 1-20.
- Pearson K. 1896.** Mathematical contributions to the theory of evolution: III. Regression, heredity, and panmixia. *Philosophical Transactions of the Royal Society* 187: 253-318.
- Pielou EC. 1969.** *An Introduction to Mathematical Ecology.* Wiley, New York.
- Pompa GM. 2008.** Análisis de la deforestación en ecosistemas montañosos del noroeste de México. *AIA* 2(12): 35-43.
- Pompa GM, Solís MR, Rodríguez TE. 2008.** Descripción situacional hidrológica forestal de la región VI "Río Bravo". Universidad Juárez del Estado de Durango. México.
- Rozas V, Camarero JJ. 2005.** Técnicas de análisis espacial de patrones de puntos aplicadas en ecología forestal. *Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales* (2005) 14(1): 79-97.
- Santana LM, Salas J. 2007.** Análisis de cambios en la ocupación del suelo ocurridos en sabanas de Colombia entre 1987 y 2001, usando imágenes Landsat. *GeoFocus* 7: 281-313.
- Stewart GH, Rose AB. 1990.** The significance of life history strategies in the developmental history of mixed beech (*Nothofagus*) forests, New Zealand. *Vegetation* 87: 101-114.
- Tobler W. 1970.** A computer movie simulation urban growth in the Detroit region. *Economic geography* 46(2): 234-240.
- Upton GJG, Fingleton B. 1985.** *Spatial data analysis by example, Vol. 1. Point pattern and interval data,* John Wiley. UK.
- Velázquez MA, Mas JF, Díaz G, Mayorga R. 2002.** Patrones y tasas de cambio de uso del suelo en México. *Gaceta ecológica. INE. México.* 62: 21-37.
- Vilalta CJ. 2003.** Una aplicación del análisis espacial al estudio de las diferencias regionales del ingreso en México. *Economía, sociedad y territorio,* 4(14), 317-340.
- Zhan X, Sohlberg RA, Townshend JRG, Dimiceli C, Carroll ML, Eastman JC, Hansen MC, Defries RS. 2002.** Detection of land cover changes using MODIS 250 m data. *Remote sensing of environment* 83: 336-350.

REFERENCIAS DE INTERNET

Conafor 2006. Sistema e-mapas. Gerencia de Inventario Forestal y Geomática de la CONAFOR. <http://www.cnf.gob.mx:81/emapas/SystemPolitics.aspx> Consultado el 22/mayo/2007.

Vilalta CJ. 2005. Sobre la espacialidad de los procesos electorales urbanos y una comparación entre las técnicas de regresión OLS y SAM. *Estudios demográficos y urbanos.* http://alejandria.ccm.itesm.mx/egap/documentos/E_GAP-2005-03.pdf consultado el 22/septiembre/2008.

Recibido: 7 Noviembre, 2008.

Aceptado: 16 Enero, 2009.

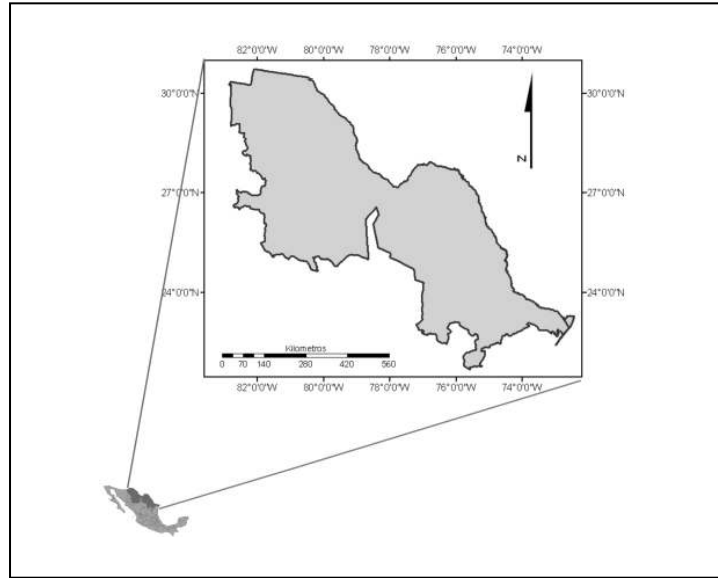


Figura 1. Ubicación del área de estudio.

Criterio lineal	Criterio torre	Criterio alfíl	Criterio reina

Figura 2. Criterios de vecindad.

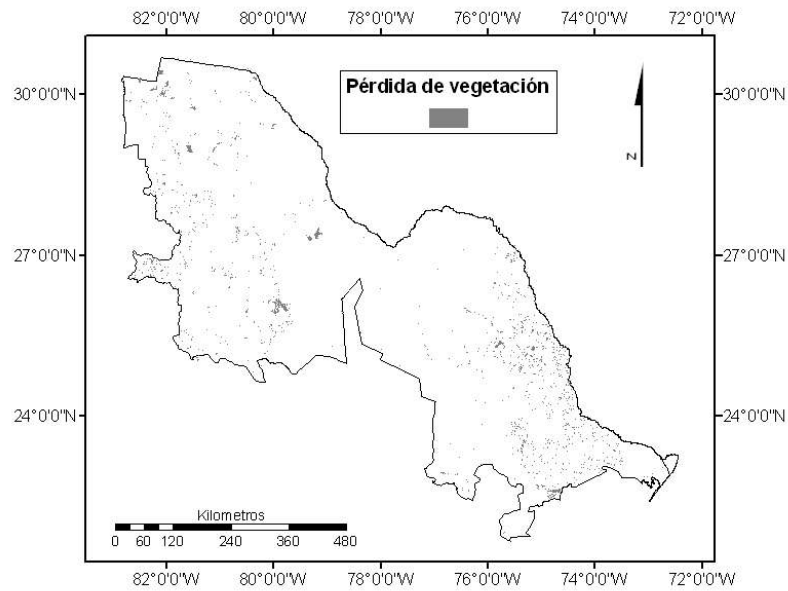


Figura 3. Distribución de la pérdida de vegetación en la región hidrológica administrativa “VI Río Bravo”.

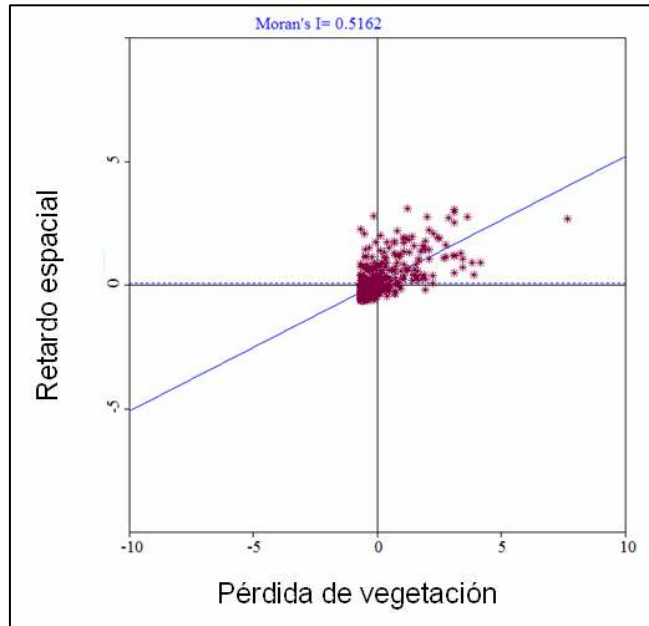


Figura 4. Diagrama de dispersión de Moran para la pérdida de vegetación en la región hidrológica administrativa “VI Río Bravo”.

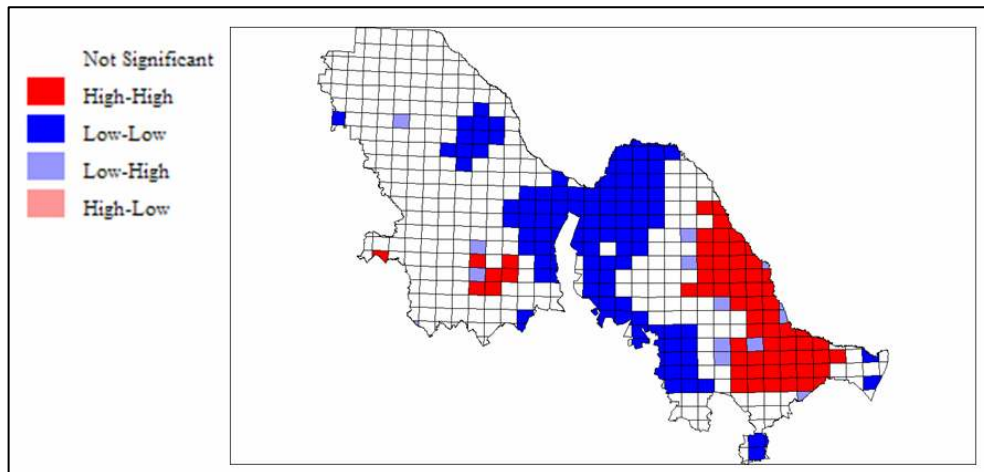


Figura 5. Mapa de cluster con significancia sobre la pérdida de vegetación en la región hidrológica administrativa “VI Río Bravo”.

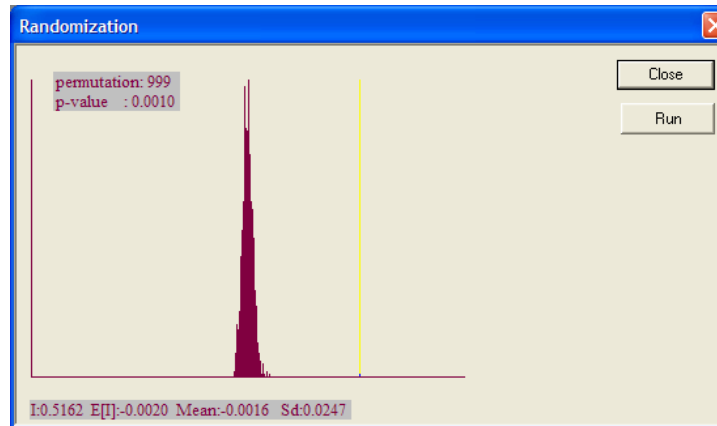


Figura 6. Distribución empírica de las permutaciones para el estadístico de Moran relacionado con la pérdida de vegetación en la región hidrológica administrativa “VI Río Bravo”.

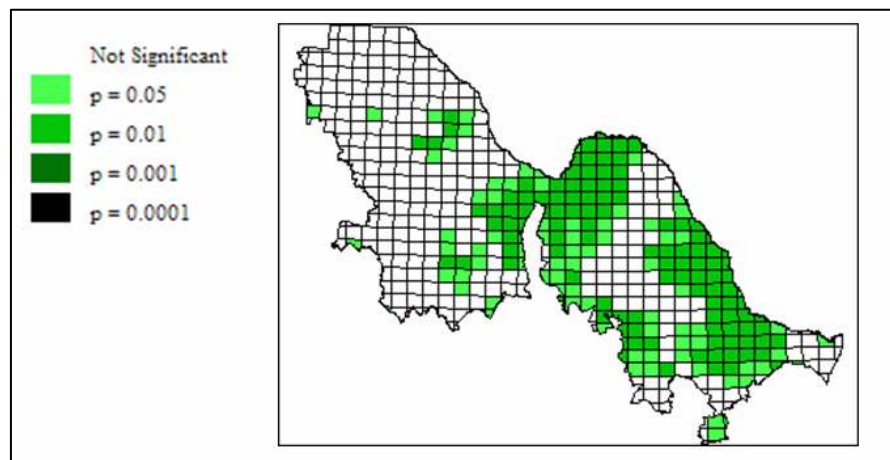


Figura 7. Indicadores locales de asociación espacial para la pérdida de vegetación en la región hidrológica administrativa “VI Río Bravo”.