

## Distribución espacial de *Asclepias curassavica* L., en el Estado de México, México

### Spatial distribution of *Asclepias curassavica* L., in the State of Mexico, Mexico

Ramírez-Dávila JF<sup>1</sup>, RA Jiménez-Carrillo<sup>2</sup>, JR Sánchez-Pale<sup>1</sup>, M Rubí Arriaga<sup>1</sup>,  
DK Figueroa-Figueroa<sup>1</sup>

**Resumen.** El presente estudio contribuye al conocimiento de la biodiversidad florística del Estado de México por medio del análisis de distribución y abundancia de *Asclepias curassavica* L., planta con potencial de uso ornamental y medicinal. El estudio se llevó a cabo en los municipios de Temascaltepec, Malinalco y Valle de Bravo. Se utilizó el método de estadística espacial para determinar la distribución de *A. curassavica* basado en el método SADIE (análisis espacial por índices de distancia). Los muestreos se realizaron en tres épocas del año, primavera, verano e invierno. Se utilizaron transectas de 200 m, marcada cada 10 m en los tres municipios. Las plantas se localizaron geográficamente utilizando un navegador modelo eTrex Vista HCx2007. La distribución espacial de las poblaciones de *A. curassavica* fueron diferentes en cada uno de los tres municipios evaluados. Los mapas obtenidos mostraron que en el municipio de Malinalco se presentó la mayor densidad de *A. curassavica*, respecto a los municipios de Temascaltepec y Valle de Bravo. El índice de SADIE permitió determinar que *A. curassavica* tuvo una distribución agregada, en varios centros de agregación. Las poblaciones de *A. curassavica* de los tres municipios se ajustaron a diferentes modelos (gaussiano, esférico y exponencial), validándolos mediante el método de validación cruzada. La distribución espacial de *A. curassavica* se corroboró con la elaboración de mapas a través del krigeado. El índice Im de SADIE y la prueba bivariable de Cramer Von Misses indicaron la existencia de estabilidad espacial entre las dos primeras fechas de muestreo para los tres municipios estudiados.

**Palabras clave:** *Asclepias curassavica* L.; Geoestadística; SADIE.

**Abstract.** This study contributes to the knowledge of the biodiversity of the flora of the State of Mexico through an analysis of the distribution and abundance of *Asclepias curassavica* L., which is planted with ornamental and medicinal potential. The study was carried out in the municipalities of Temascaltepec, Malinalco and Valle de Bravo. The spatial statistical method was used to determine the distribution of *A. curassavica* based on the method SADIE (spatial analysis by remote indexes). Sampling transects of 200 m, marked every 10 m, were used in the three municipalities, during three times of the year, spring, summer and winter. The plants were located geographically using a browser model eTrex Vista HCx2007. The spatial distribution of the populations of *A. curassavica* was different in each of the three studied municipalities. Obtained maps showed that the municipality of Malinalco presented the highest density of *A. curassavica* with respect to the municipalities of Temascaltepec and Valle de Bravo. The index of SADIE allowed to determine that *A. curassavica* had an aggregate distribution in several centers of aggregation. Populations of *A. curassavica* of the three municipalities were adjusted to different models (Gaussian, spherical and exponential), validating them using the cross-validation method. The spatial distribution of *A. curassavica* was confirmed with mapping through the krigeado. SADIE Im index and bivariable Cramer Von Misses tests indicated the existence of space stability between the first two dates of sampling for the three studied municipalities.

**Keywords:** *Asclepias curassavica* L.; Geostatistics; SADIE.

<sup>1</sup>Universidad Autónoma del Estado de México. Facultad de Ciencias Agrícolas (UAEM). Centro de Investigación y Estudios Avanzados en Fitomejoramiento (CIEAF). Centro Universitario "El Cerrillo Piedras Blancas, Municipio de Toluca, Estado de México. Apartado Postal 829. México.

<sup>2</sup>Universidad Autónoma del Estado de México. Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia. Centro Universitario "El Cerrillo Piedras Blancas, Municipio de Toluca, Estado de México. Apartado Postal 829. México.

Address Correspondence to: JF Ramírez-Dávila, e-mail: jframirez@uamex.mx

Recibido / Received 29.VI.2011. Aceptado / Accepted 21.III.2013.

## INTRODUCCIÓN

La aplicación de métodos estadísticos de distribución espacial en las especies vegetales han sido empleados para determinar patrones espaciales de poblaciones y formaciones vegetales, permitiendo identificar su hábitat y simular los posibles efectos de cambios climáticos sobre éstos (Arzac, 2008). El conocimiento de la distribución espacial de las poblaciones de flora y fauna es de gran importancia para la elaboración de programas de uso y conservación de los recursos naturales. Este conocimiento permitiría el desarrollo adecuado de programas de conservación y manejo *in situ* en áreas con poblaciones de *Asclepias curassavica* L. La densidad de las plantas puede ser determinada por las condiciones edafoclimáticas de la zona en que se encuentra, por lo que un aumento o disminución puede cambiar su distribución espacial. En los años recientes, la distribución espacial de organismos o diferentes variables del ecosistema han sido determinadas por medio de la geoestadística, rama de la estadística aplicada que se refiere a procedimientos que analizan y modelizan la relación espacial de un fenómeno (Isaaks y Srivastava, 1989) tomando en cuenta su exacta localización espacial. En el área de las ciencias agrícolas se ha aplicado para analizar la distribución espacial de insectos, enfermedades y malezas con la finalidad de obtener mapas de distribución y/o patrones espaciales. Sin embargo, actualmente se conoce poco la distribución espacial de *A. curassavica* y de otras muchas especies vegetales del Estado de México, a pesar de que es un recurso vegetal con un alto potencial para uso medicinal y alto valor ecológico. Durante la primavera y verano, las hembras de la mariposa monarca buscan plantas del género *Asclepias* para ovipositar en ellas, mientras se completa su ciclo de vida. Estas plantas producen flores en donde los adultos se alimentan, pero también recogen su polen al posarse sobre las flores y lo transportan en sus patas a lugares distantes. Una vez fertilizadas, las plantas producen semillas, que para la siguiente primavera se habrán convertido ya en plantas adultas repitiéndose una vez más su ciclo de vida (Segura, 1989). Por lo tanto, conocer su comportamiento espacial resulta de gran importancia. Los objetivos del presente trabajo consistieron en (1) determinar la distribución espacial de *Asclepias curassavica*, en los municipios de Temascaltepec, Valle de Bravo y Malinalco del Estado de México; (2) elaborar mapas de la distribución de *Asclepias curassavica* en los municipios de Temascaltepec, Valle de Bravo y Malinalco, Estado de México, y (3) determinar la estabilidad espacio-temporal de *Asclepias curassavica*, en el Estado de México.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Para el estudio de la distribución espacial de *A. curassavica*, se realizaron 3 muestreos durante el ciclo primavera-invierno 2010-2011 en cada uno de los municipios de Malinalco, Temascaltepec y Valle de Bravo, en los cuales se reporta la pre-

sencia de *A. curassavica*. Los muestreos fueron realizados en tres fechas diferentes. En cada lugar de muestreo se estableció una transecta de 200 m, marcada cada 10 m; en cada punto se contabilizaron las plantas más cercanas a la transecta y se registró la incidencia de *A. curassavica*.

Las plantas muestreadas fueron geo-referenciadas para obtener la ubicación espacial precisa; para ello se utilizó un navegador modelo eTrex Vista HCx2007.

Se realizó una exploración estadística de los datos originales de la población de *A. curassavica* para cada muestreo en cada uno de los municipios. Estadísticamente se empleó el Análisis Espacial por Índice de Distancia (SADIE), índice basado en la distancia para la regularidad  $I_a$ , y el índice  $J_a$  basado en la distancia del agrupamiento, para establecer el modelo de distribución de las poblaciones de *A. curassavica* en cada uno de los municipios donde se llevo a cabo el estudio.

La estimación de los índices  $I_a$  y  $J_a$  se efectuó con los datos recolectados en una cuadrícula prediseñada (conformada por unidades de muestreo), los cuales se asumen como un sistema de conteo de individuos, donde  $=1, \dots, n$  unidades de muestreo. Se asume además por ser conocida la posición bidimensional  $(x, y)$  de cada unidad de muestreo y su conteo asociado,  $N_i$ . La distancia para la regularidad,  $D$ , es el valor mínimo de la distancia total que los individuos en la muestra pueden haberse movido, de una unidad de muestreo a otra, de modo que todas las unidades de muestreo contuvieran un número idéntico de individuos. La solución se refiere a la manera óptima en la cual los individuos se moverían desde cada unidad de muestreo con un conteo inicial más grande que la media, a otras unidades de muestreo con un conteo inicial más pequeño que la media. Si entonces los conteos observados se permutan aleatoriamente entre las unidades de muestreo, de modo que la muestra que resulta sea un cambio o reajuste simple de la original, entonces  $P$  (probabilidad de agregación) representa la proporción de muestras seleccionadas al azar con distancia para la regularidad tan grande como, o más grande que, el valor observado,  $D$ . Usualmente, se dice que una muestra es (1) agregada si  $I_a > 1$ , (2) espacialmente  $a$  aleatoria si  $I_a = 1$ , y (3) regular si  $I_a < 1$ . Un número total de 2000 aleatorizaciones son suficientes para derivar los valores de los índices correspondientes. El término  $C$  denota la distancia para el agrupamiento, que es el valor mínimo de la distancia total que los individuos de la muestra deben moverse para congregarse en una unidad. Este valor se encuentra más pronto que  $D$ , usando una búsqueda directa simple sobre todas las unidades de muestreo; a la unidad de muestreo con el valor mínimo se la denomina como el "foco" del agrupamiento. Permutaciones aleatorias de los conteos observados conducen a una proporción denominada  $Q_a$  (probabilidad de agrupamiento), con una distancia para el agrupamiento tan pequeña, o más pequeña que el valor observado,  $C$ . Como en el caso del índice  $I_a$ , valores de  $J_a > 1$  usualmente indican una muestra agregada,  $J_a = 1$  representan datos espacialmente aleatorios, y  $J_a < 1$  muestras regulares. De

esta manera, los valores del índice  $J_a$  son útiles para corroborar los resultados obtenidos con el índice  $I_a$ . Además, este índice se utiliza para discriminar entre patrones espaciales donde hay (1) un único agrupamiento importante para el cual sus valores son significativamente mayores que la unidad, y en donde hay (2) dos o más agrupamientos para los cuales su valor no es significativamente diferente de la unidad o incluso menor que ella. Para determinar la significación con respecto a la unidad se utiliza su probabilidad respectiva ( $Q_a$ ) (Perry, 1998). Los valores de  $I_a$  y  $J_a$  para conteos aleatorios no están correlacionados, por lo que se pueden utilizar también 2000 aleatorizaciones en el software empleado para obtener sus respectivos valores. El programa utilizado en este trabajo para determinar los valores y las probabilidades de ambos índices fue el AEID 1.22 (programa proporcionado por el Dr. Perry). Se utilizaron mapas de densidad realizados con antelación mediante un Análisis Geoestadístico en el cual se empleó el Krigeado Ordinario, para corroborar los resultados obtenidos con los índices del SADIE.

El análisis geoestadístico realizado con los datos de muestreo y su ubicación geográfica consistió en 1) estimación del semivariograma experimental; 2) estimación de los parámetros del modelo del semivariograma; 3) estimación de la superficie (mapas) utilizando puntos (estimaciones) a partir del krigeado.

El semivariograma experimental se estimó con datos recolectados de la incidencia de la enfermedad en los tres municipios muestreados por localidad. El valor experimental del semivariograma se determinó por medio de la siguiente fórmula (Journel y Huijbregts, 1978; Isaaks y Srivastava, 1989):

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i+h) - z(x_i)]^2$$

Donde:

$\gamma^*(h)$  es el valor experimental del semivariograma para el intervalo de distancia  $h$ ;  $N(h)$  es el número de pares de puntos muestrales separados por el intervalo de distancia  $h$ ;

$z(x_i)$  es el valor de la variable de interés en el punto de muestreo  $x_i$ ;  $z(x_i+h)$  es el valor de la variable de interés en el punto de muestreo  $x_i+h$ .

Cabe resaltar que el número de pares de puntos muestrales separados por el intervalo de distancia  $h$  disminuye al aumentar la distancia  $h$ . Si bien esto no tiene porqué ser siempre así, es común que el número de parejas se reduzca a partir de una cierta distancia. Normalmente, el semivariograma es una función monótona no decreciente, ya que al aumentar  $h$  también aumenta, al menos en sentido cuadrático, la diferencia entre  $Z(x+h)$  y  $Z(x)$ . Si  $Z$  es estacionaria,  $\gamma$  alcanza un valor límite constante llamado meseta, que coincide con la varianza  $\sigma_z^2$  de  $Z$ . La distancia a la que se alcanza este valor se denomina rango o alcance y marca la zona de influencia en torno a un punto, más allá de la cual, la autocorrelación es nula. Aunque  $\gamma$

(0) = 0, con frecuencia el semivariograma es discontinuo en el origen, con un salto finito que se llama pepita, o "efecto pepita" (del inglés "nugget"). El efecto pepita representa la incertidumbre asociada a los datos experimentales y/o a la variabilidad espacial que pueda existir a una escala de muestreo menor que la efectuada (Samper y Carrera 1996). Dicho semivariograma fue ajustado a un modelo teórico (Esférico, Gaussiano o Exponencial) a través del programa Model de Variowin 2.1. (Software for spatial data analysis in 2D. Spring verlag, New York, USA).

La estimación de los parámetros del modelo de semivariograma se realizó al estimar los semivariogramas experimentales, correspondientes a cada muestreo de la población de *A. curassavica*, ajustándose a algún semivariograma teórico. Los datos fueron analizados con el programa Variowin, 2.1. (Software for spatial data analysis in 2D. Spring Verlag, New York, USA).

La validación de los diferentes modelos ajustados a los semivariogramas experimentales se realizó con el procedimiento denominado "validación cruzada" (Isaaks y Srivastava, 1989). Con este procedimiento no paramétrico, se elimina un valor de muestreo y se emplea el método de interpolación geoestadístico denominado krigeado, junto con el modelo de semivariograma a validar, para estimar el valor de la variable de interés en dicho punto de muestreo, a partir de los restantes valores muestrales. Este proceso se efectúa sucesivamente en todos los puntos de muestreo y las diferencias entre los valores experimentales y los estimados se resumen mediante los denominados estadísticos de validación cruzada (Isaaks y Srivastava, 1989). Los parámetros del modelo a validar (C0, C y a) se van modificando en un procedimiento de prueba y error hasta la obtención de estadísticos de validación cruzada adecuados. Estos estadísticos son los siguientes:

#### a) Media de los errores de estimación (MEE):

$$MEE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [z^*(x_i) - z(x_i)]$$

Donde:

$z^*(x_i)$  es el valor estimado de la variable de interés en el punto  $x_i$ ;  $z(x_i)$  es el valor medido de la variable de interés en el punto  $x_i$ , y  $n$  es el número de puntos de muestreo utilizado en la interpolación. La MEE no debe ser significativamente distinta de 0 (Prueba de t), en cuyo caso, indicaría que el modelo de semivariograma permite el cálculo de estimadores insesgados.

#### b) Error cuadrático medio (ECM):

$$ECM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [z^*(x_i) - z(x_i)]^2$$

Un modelo de semivariograma se considera adecuado si, como regla práctica, el valor del estadístico es cercano a cero (Hevesi et al., 1992).

### c) Error cuadrático medio adimensional (ECMA):

$$ECMA = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{[z^*(x_i) - z(x_i)]^2}{\sigma^2 k}$$

Donde:

$k$  es la desviación estándar del error esperado en la estimación con el krigeado. La validez del modelo se satisface si ECMA está comprendido entre los valores  $1/2$  ( $2/N$ )  $0.5$ .

Otro estadístico para validar el ajuste del modelo consiste en que el valor de la varianza de los errores sea menor a la varianza de muestreo.

Para conocer el grado de relación entre los datos correspondientes resulta importante establecer el nivel de dependencia espacial, el cual se obtuvo al dividir el efecto pepita entre la meseta y expresando en porcentaje su resultado. Si el resultado es menor de 25% el nivel de dependencia espacial es alta; si se encuentra entre 26 y 75% el nivel de dependencia espacial es moderado, y si es mayor del 76% el nivel de dependencia es bajo (Cambardella et al., 1994).

Una vez que los modelos de los semivariogramas correspondientes fueron validados se utilizó el método geoestadístico denominado krigeado para la elaboración de los mapas de densidad de las poblaciones de *A. curassavica*. Se utilizó el krigeado para obtener la estimación de la densidad de *A. curassavica* en puntos donde no se contabilizó la presencia de la misma. En este estudio se utilizó el krigeado ordinario para obtener las estimaciones correspondientes, basado en lo establecido por Samper y Carrera (1996).

Uno de los objetivos de este trabajo fue estudiar la existencia de una estabilidad espacio temporal a corto plazo (durante un año) de las poblaciones de *A. curassavica*. Para tal efecto, se compararon las estimaciones obtenidas con el método del krigeado, para cada fecha de estudio. Las comparaciones se realizaron utilizando una modificación de la prueba estadística no paramétrica de Cramer Von Mises (Syrjala, 1996).

Finalmente se estableció la superficie infestada de los mapas elaborados, utilizando el programa Surfer 9.0. Al detectar las áreas infestadas es posible dirigir las medidas de control sobre áreas específicas de infestación.

## RESULTADOS

Los datos obtenidos con la aplicación de los índices del SADIE (Tabla 1), permitieron conocer que en el caso del índice  $I_a$  el valor más alto se registró en el segundo muestreo realizado en el municipio de Malinalco (1,69), y el menor valor se presentó en el tercer muestreo en la localidad de Valle de Bravo (1,39). En todos los casos el índice  $I_a$  fue significativamente superior a 1, lo cual señala una distribución agregada.

En lo referente al índice  $J_a$  el valor más alto se registró en el primer muestreo del municipio de Valle de Bravo (1,25)

**Tabla 1.** Valor de los índices  $I_a$  y  $J_a$  y sus respectivas probabilidades  $P_a$  y  $Q_a$  en la población de *A. curassavica*.

**Table 1.** Value of the indices  $I_a$  and  $J_a$  and their respective probabilities  $P_a$  and  $Q_a$  in the population of *A. curassavica*.

Municipio	$I_a$	$P_a$	$J_a$	$Q_a$
Temascaltepec				
1	1,45	0,011s	1,14	0,176ns
2	1,61	0,007s	1,11	0,184ns
3	1,55	0,021s	1,17	0,341ns
Valle de Bravo				
1	1,40	0,009s	1,25	0,342ns
2	1,58	0,011s	1,19	0,304ns
3	1,39	0,010s	1,15	0,317ns
Malinalco				
1	1,62	0,008s	1,21	0,331ns
2	1,69	0,015s	1,24	0,236ns
3	1,52	0,004s	1,16	0,288ns

mientras que el menor valor se obtuvo en el segundo muestreo del municipio de Temascaltepec (1,11). El índice  $J_a$  en todos los muestreos también fue superior a la unidad, lo que confirma los centros de agregación de *A. curassavica*.

Los análisis estadísticos de la validación cruzada (Tabla 2) permitieron validar los semivariogramas experimentales ajustados a diferentes modelos teóricos, de tal forma que durante el primer y tercer muestreo en el municipio de Temascaltepec se obtuvieron semivariogramas de tipo exponencial; en el segundo muestreo se obtuvo un semivariograma esférico. En el municipio de Malinalco durante el primer y segundo muestreo se obtuvieron semivariogramas de tipo exponencial, y durante el tercero el semivariograma fue de tipo Gaussiano. Los semivariogramas para el municipio de Valle de Bravo fueron de tipo exponencial en el primer muestreo y de tipo esférico para el segundo y tercer muestreos. Esto indica una estructura espacial agregada de *A. curassavica* en los tres municipios, sin efecto pepita.

Los valores del efecto pepita fueron igual a cero en todos los semivariogramas de los modelos obtenidos, mostrando que el 100% de la variación de la distribución de *A. curassavica* se explicó por la estructura espacial establecida en los semivariogramas respectivos. El valor de cero en la pepita indica que el error de muestreo fue mínimo y que la escala de muestreo para cada municipio fue la adecuada (Oliver y Webster, 1991). Los municipios con valores de incidencia mayor de 1,0% de *A. curassavica* se asociaron con el modelo exponencial y esférico. Los valores del alcance fluctuaron entre 5,802 a 71,00 m entre los diferentes modelos lo que posiblemente ocasionó los diferentes tipos de agregación en los municipios muestreados. Los valores dentro del rango apropiado de los estadísticos de validación cruzada permitieron validar los modelos ajustados (Tabla 2).

**Tabla 2.** Parámetros de los modelos teóricos ajustados a los semivariogramas de *A. curassavica* por municipio y fecha de muestreo.  
**Table 2.** Parameters of theoretical models adjusted to the semivariogramas of *A. curassavica* by municipality and date of sampling.

Municipio y Fecha	Modelo	Media (X)	Pepita	Rango	Meseta	Anist	Pepita/meseta %	Nivel de Dependencia
Temascaltepec								
Primavera								
08/04/2010	Exponencial	0,75	0	15,38	1,18	1	0	Alta
Verano								
09/08/2010	Esférico	0,75	0	11,36	0,9	1	0	Alta
Invierno								
26/01/2011	Exponencial	0,14	0	19,49	0,06	1	0	Alta
Malinalco								
Primavera								
22/04/2010	Exponencial	1,24	0	52,61	2,00	1	0	Alta
Verano								
10/08/2010	Exponencial	0,99	0	12,366	0,90	1	0	Alta
Invierno								
07/12/2010	Gaussiano	0,18	0	5,802	0,24	1	0	Alta
Valle de Bravo								
Primavera								
7/05/2010	Exponencial	0,83	0	67,00	0,78	1	0	Alta
Verano								
9/08/2010	Esférico	0,86	0	22,29	0,49	1	0	Alta
Invierno								
8/12/2010	Esférico	0,08	0	71,00	1,00	1	0	Alta

En todos los modelos validados se lograron establecer mapas de agregación de la distribución de *A. curassavica*, lo que permitió su visualización (Fig. 2). El color rojo en el mapa es indicativo de una mayor densidad de *Asclepias*. Por el contrario, el color amarillo indica ausencia de plantas en la zona respectiva. Los valores representados son los obtenidos después de la transformación que fue necesario realizar.

Los mapas elaborados con el método del krigeado muestran diferentes centros de agregación de las poblaciones de la planta repartidos en el área de muestreo. La distribución agregada de las plantas se corrobora por lo establecido por los índices  $I_a$  y  $J_a$ .

En cuanto a la comparación de los mapas (Tabla 4) entre las diferentes fechas de muestreo se observó que no hubo diferencia significativa entre los mapas de las fechas 08/04/2010 (en el municipio de Temascaltepec), 07/05/2010 (en Valle de Bravo) y 22/04/2010 (en el municipio de Malinalco). Entre los mapas de las fechas 09/08/2010 (correspondiente al municipio de Te-

ascaltepec), 09/08/2010 (en el municipio de Valle de Bravo) y 10/08/2010 (en Malinalco) se obtuvo el resultado contrario. Cabe señalar que no hubo diferencia significativa en las densidades de *A. curassavica* en las tres fechas. Esto, al parecer, originó que la estabilidad espacial de *A. curassavica* fuera similar. Resultados similares se encontraron con el índice de asociación de distribución espacial ( $I_m$ ) del análisis (Tabla 6).

Los resultados de la superficie infestada (Tabla 5) indican que el porcentaje de área sin infestar se encontró entre 39% y 9% en los mapas de densidad, con un valor medio de 28,33%. De forma general, el área libre de infestación se vio reducida conforme aumentó la densidad de las plantas. La única excepción ocurrió el 08/04/2010, en el que hubo un pequeño aumento de tal superficie cuando el promedio de plantas se siguió incrementando. En el último muestreo, al reducirse significativamente la densidad de las plantas, el área libre de infestación aumentó considerablemente.

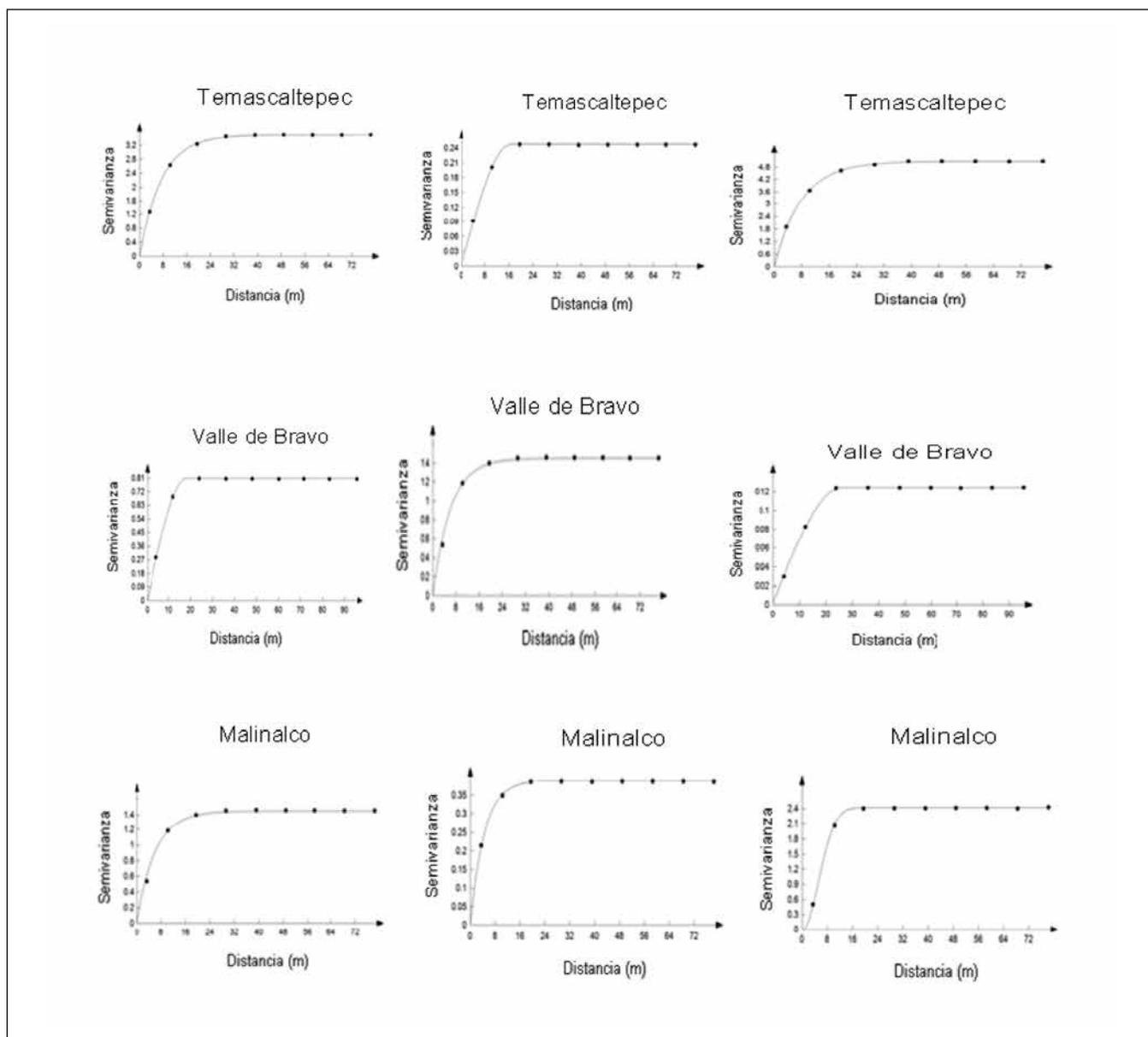


Fig. 1. Semivariogramas de *A. curassavica* obtenidos en diferentes municipios.

Fig. 1. Semivariogramas of *A. curassavica* obtained in different municipalities.

## DISCUSIÓN

La distribución espacial de tipo agregada de *A. curassavica* encontrada en el presente estudio en los diferentes municipios, se logró determinar con los índices  $I_a$  y  $J_a$  del análisis SADIE. Estos resultados son similares con lo reportado por Tejedor (2008-2009) quien mediante el uso de SADIE determinó el índice de agregación ( $I_a$ ) de *Amelanchier ovalis* determinando un patrón espacial de tipo agregados en los cuales  $I_a$  fue  $>1$ .

Utilizando el sistema de Análisis Espacial por Índices de Distancia, SADIE, Zuñiga et al. (2005) analizaron la distri-

bución espacial de *Lophophora diffusa* y determinaron su asociación con una especie arbustiva, caracterizando condiciones microambientales. Mediante el uso de SADIE los resultados obtenidos indicaron que *L. diffusa*, lo mismo que la vegetación, presentó una distribución agregada en parches y claros, siendo los valores de  $I_a = 4.179$  para *L. diffusa* y  $I_a = 1,660$  para la vegetación. Se detectó asociación espacial de *L. diffusa* con la vegetación arbustiva. La relación fue particularmente significativa con *Larrea tridentata* y *Acacia sororia*, siendo las especies más abundantes; en contraste, se encontró una disociación con *Celtis pallida* y *Myrtillocactus geometrizans*.

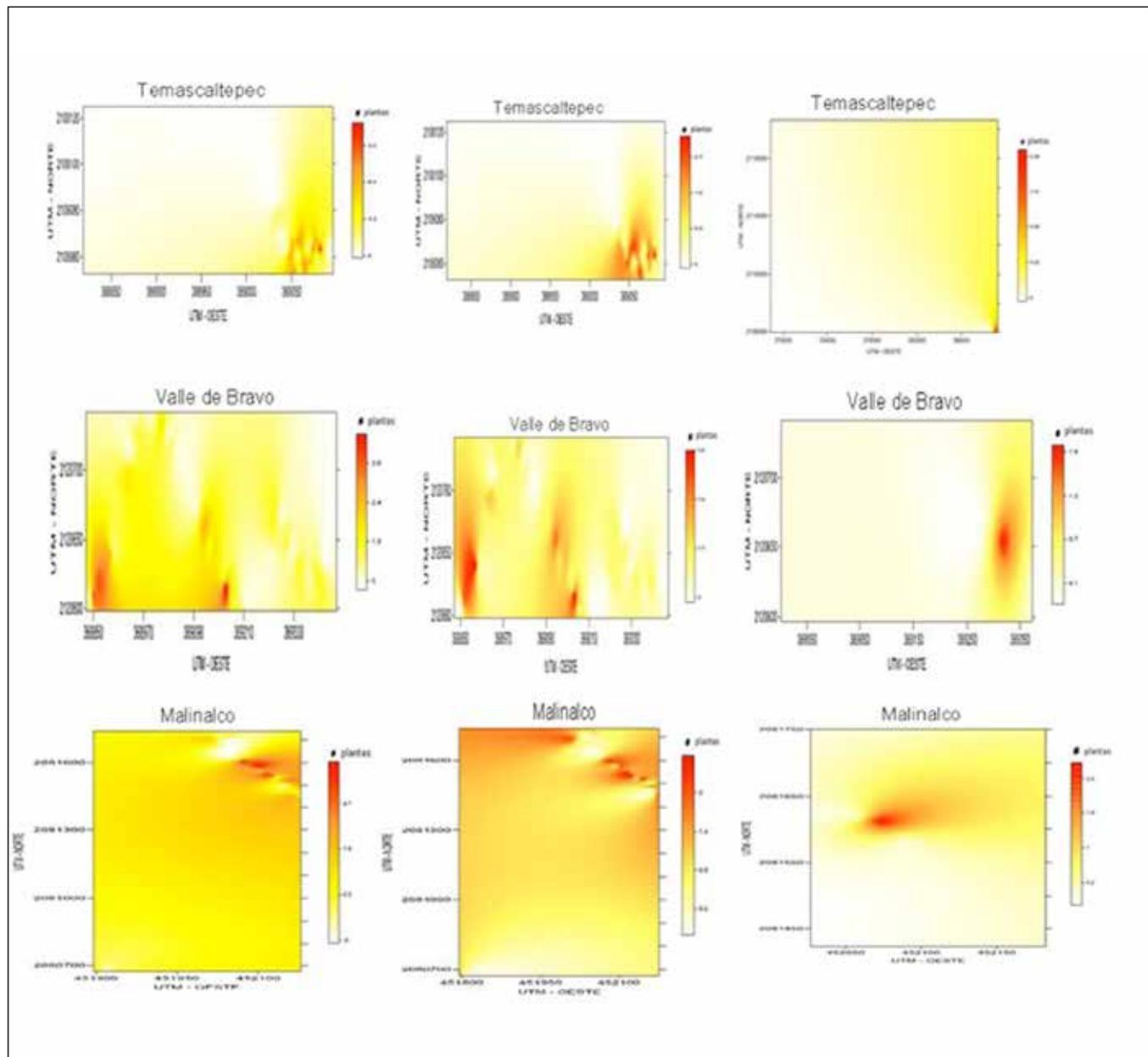


Fig. 2. Mapas de distribución espacial de *A. curassavica* en diferentes municipios.  
 Fig. 2. Maps of spatial distribution of *A. curassavica* in different municipalities.

El alto nivel de dependencia espacial entre los datos de cada municipio indicó una distribución agregada de *A. curassavica* para los tres municipios.

La validación de los semivariogramas de cada municipio corroboró la distribución agregada de *A. curassavica*, lo que permitió tener certeza de que tanto el método y la escala de muestreo utilizados en el estudio fueron apropiados. Ramírez et al. (2010) emplearon el método de validación cruzada para validar los diferentes modelos de semivariogramas obtenidos de las larvas del mosquito verde *Jacobiasca lybica* (Hemipte-

ra: Cicadellidae), Nordmeyer (2009) determinó un ajuste al modelo esférico para describir la variabilidad espacial de *A. spica-venti*.

El análisis geoestadístico demostró ser una herramienta apropiada para determinar la distribución espacial de *A. curassavica*. Al respecto, Izquierdo et al. (2009) determinaron la distribución espacial de la diversidad de malezas en un campo de cultivo de cereal; la estructura espacial de los índices fue descrita por semivariogramas esféricos. Estos autores mostraron que la diversidad y uniformidad de malezas disminuyó un

**Tabla 3.** Valores de los estadísticos de la validación cruzada: media de los errores de estimación (MEE), error cuadrático medio (ECM) y error cuadrático medio adimensional (ECMA) de *A. curassavica*.

**Table 3.** Statisticians of the cross-validation: mean of the estimation errors (MEE), mean quadratic error (ECM) and dimensionless mean quadratic error (ECMA) *A. curassavica*.

Fecha	Tamaño de muestra	Media Muestral	Varianza Muestral	MEE	Varianza de los errores	ECM	ECMA
Temascaltepec							
Primavera 08/04/2010	128	0,75	1,39	0,11ns	1,02	0,08	1,11
Verano 09/08/2010	128	0,75	1,19	0,12ns	0,97	0,09	1,07
Invierno 26/01/2011	128	0,14	0,28	0,10ns	0,19	0,03	1,08
Malinalco							
Primavera 22/04/2010	128	1,24	1,48	0,12ns	1,23	0,09	1,12
Verano 10/08/2010	128	0,86	0,79	0,10ns	0,55	0,11	1,09
Invierno 07/12/2010	128	0,18	0,56	0,12ns	0,31	0,15	1,10
Valle de Bravo							
Primavera 07/05/2010	128	0,83	1,14	0,10ns	0,86	0,10	1,09
Verano 09/08/2010	128	0,99	1,04	0,09ns	0,73	0,13	1,10
Invierno 08/12/2010	128	0,08	0,09	0,12ns	0,02	0,07	1,06

12 (2/N) 0,5= 10,45; ns: diferencia no significativa al 5%.

12 (Expansions) 0,5 = 10.45; ns: not significantly different at the 5% level of significance.

**Tabla 4.** Comparación de mapas (Krigeadado) con la prueba bivariable de Cramér Von Mises ( $\chi^2$ ).

**Table 4.** Comparison of maps (Krigeadado) with the bivariable Cramér-Von Mises test ( $\chi^2$ ).

Fechas Comparadas		Valor de P	Diferencia (5%)		
Temascaltepec					
08/04/2010	vs 09/08/2010	0,13	0,51	No	Significativa
09/08/2010	vs 26/01/2011	0,66	0,04	Significativa	
Valle de Bravo					
07/05/2010	vs 09/08/2010	0,17	0,37	No	Significativa
09/08/2010	vs 08/12/2010	0,72	0,02	Significativa	
Malinalco					
22/04/2010	vs 10/08/2010	0,12	0,39	No	Significativa
10/08/2010	vs 07/12/2010	0,78	0,05	Significativa	

**Tabla 5.** Determinación de superficie con presencia y ausencia de *A. curassavica*.

**Table 5.** Determination of surface with presence and absence of *A. curassavica*.

Fechas de muestreos	Porcentaje de superficie infestada	Porcentaje de superficie no infestada
Temascaltepec		
1 08/04/2010	79	21
2 09/08/2010	74	26
3 26/01/2011	61	39
Valle de Bravo		
1 07/05/2010	70	30
2 09/08/2010	68	32
3 08/12/2010	66	34
Malinalco		
1 22/04/2010	91	9
2 10/08/2010	83	17
3 26/01/2011	53	47

**Tabla 6.** Índices de asociación de distribución espacial comparando muestreos de *A. curassavica*.**Table 6.** Association indexes of spatial distribution by comparing samplings of *A. curassavica*.

Municipio	Fechas comparadas	$I_m$
Temascaltepec		
1 08/04/2010	1 vs 2	1,45
2 09/08/2010	2 vs 3	-0,31
3 26/01/2011		
Valle de Bravo		
1 07/05/2010	1 vs 2	1,78
2 09/08/2010	2 vs 3	-0,49
3 08/12/2010		
Malinalco		
1 22/04/2010	1 vs 2	1,84
2 10/08/2010	2 vs 3	-0,87
3 07/12/2010		

Valores de  $I_m > 0$  indican asociación espacial  
 Values of  $I_m > 0$  indicate spatial association.

63%. Amador (2003) encontró que las poblaciones de maleza presentaron diferente distribución espacial lo que fue atribuido a factores genéticos de la especie de la maleza, competencia intraespecífica y competencia interespecífica con otras especies de maleza. La maleza se distribuyó en forma agregada, concentrada, uniforme y lineal. Estos tipos de distribución espacial también son el resultado de la distribución espacial de cultivos y manejo del suelo.

Los valores de cero en el efecto pepita indican que la escala de muestreo utilizada fue adecuada. Utilizando el análisis geoestadístico, González y López (2003) obtuvieron diferentes modelos de semivariogramas para indicar el rendimiento en cultivo de la papa; el modelo de mejor ajuste fue el exponencial. Los mapas obtenidos en este estudio demostraron que la presencia de *A. curassavica* no ocurrió en un 100% en las áreas de muestreo de cada municipio. Es decir, la distribución no fue uniforme. Los resultados de agregación y los mapas obtenidos sugieren la posibilidad de crear estrategias de conservación de *A. curassavica*, Jurado et al. (2003) utilizaron las técnicas geoestadísticas para elaborar mapas de distribución espacial en dos campos de girasoles en Cabello y Monclova al sureste de España. Los mapas elaborados permitieron delinear estrategias para el control de la maleza presente en el cultivo, determinando los sitios de infestación.

Como demuestran los resultados de estabilidad espacial, no se detectó diferencia alguna en las fechas 1 vs 2 de los

tres municipios. Sin embargo, al comparar las fechas 2 vs 3 correspondientes a los muestreos realizados en cada uno de los municipios, se determinó la existencia de asociación espacial entre las comparaciones realizadas, lo cual indicó que es posible detectar una estabilidad espacial de *A. curassavica*. Utilizando el mismo método, Ramírez y Porcayo (2008) determinaron la estabilidad espacial y temporal a corto plazo de ninfas de *Jacobiasca lybica* utilizando la prueba estadística bivariable de Cramer-von Mises, modificada por Syrjala. Los resultados indicaron la existencia de estabilidad, por lo que el uso de este método es confiable.

En la actualidad se conoce muy poco sobre la distribución espacial de *A. curassavica*, lo cual hace necesario conocer la misma con detalle. No obstante, en el Estado de México aún no se tiene registrado ningún trabajo de investigación al respecto (Moral, 2004). La geoestadística es una herramienta imprescindible cuando se desea analizar los patrones de distribución espacial de las variables ecológicas y medioambientales a partir de muestreos realizados en el área de interés.

La distribución espacial de *A. curassavica* encontrada en el presente trabajo será de utilidad para cuidar, proteger y preservar nichos ecológicos para la oviposición y alimentación de la mariposa monarca durante la etapa de Noviembre a Marzo en que inverna en México.

El presente trabajo es el primer reporte de la distribución espacial de *A. curassavica*, mediante el uso de técnicas geoestadísticas.

## CONCLUSIONES

El método geoestadístico y el método de SADIE permitieron determinar que *A. curassavica* tiene una distribución espacial en varios centros de agregación en los municipios estudiados.

El índice  $I_m$  de SADIE y la prueba bivariable de Cramer-Von Mises, determinaron la existencia de estabilidad espacial temporal a corto plazo entre las dos primeras fechas de muestreo en los tres municipios estudiados.

Mediante el krigado se lograron establecer mapas de densidad de *A. curassavica* en los tres municipios estudiados. En los mismos se pueden observar los centros de agregación.

El uso de métodos geoestadísticos permitió establecer los patrones de distribución espacial de *A. curassavica*.

La determinación de la distribución espacial de malezas demostró ser eficiente para establecer la distribución espacial de *A. curassavica*.

## AGRADECIMIENTOS

Al Programa de Mejoramiento del Profesorado (PRO-MEP) por el apoyo otorgado para la realización de esta investigación.

---

## REFERENCIAS

---

- Amador, D. (2003). Labranza reducida y convencional en la distribución espacial de la maleza y rendimiento de frijol. Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. 10 p.
- Arzac, P.A. (2008). Distribución espacial de formas de vida de plantas en un gradiente altotérmico en los Andes Tropicales. Tesis de Licenciatura. Universidad de los Andes. Facultad de Ciencias. Instituto de Ciencias Ambientales y Ecológicas 97 p.
- Cambardella, C., T. Moorman, J. Novak, T. Parkin, D. Karlen, R. Turcoy y A. Konopka (1994). Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society American Journal* 58: 1501-1511.
- González, F. y T. López (2003). Aplicación de técnicas geoestadísticas para la obtención del mapa de rendimiento del cultivo de la papa. *Revista Ciencias Técnicas Agropecuarias* 12: 15-23.
- Hevesi, J., J. Istok y A. Flint (1992). Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part. I. Structural analysis. *Journal of Applied Meteorology* 676 p.
- Isaaks, E.H. y R.M. Srivastava (1989). An introduction to applied geostatistics. Oxford University Press, Nueva York. 561 p.
- Izquierdo, J., J. Blanco y L. Chamorro (2009). Spatial distribution of weed diversity within a cereal field. Departament Enginyeria Agroalimentaria y Biotecnologia, Universitat Politècnica de Catalunya. Campus del Baix Llobregat, Catalunya, Spain.
- Journel, A.G. y C.J. Huijbregts (1978). Mining geostatistics. Academic Press, London, Reino Unido. 600 p.
- Jurado, M., F. López, A. García y M. Sánchez (2003). Multi-species weed spatial variability and site-specific management maps in cultivated sunflower. *Institute for sustainable Agriculture, Córdoba, Spain* 51: 319-328.
- Moral, G. (2004). Aplicación de la geoestadística en las ciencias ambientales. *Ecosistemas Revista Científica y Técnica de Ecología y Medio Ambiente*. ISSN 1697-2473, Número 1.
- Nordmeyer, H. (2009). Spatial and temporal dynamics of *Apera spica-venti* seedling populations. Institute for plant protection in field crops and grassland, Braunschweig, Germany. 7 p.
- Oliver, M. y R. Webster (1991). How geostatistics can help you. *Soil Use and Management* 7: 206-217.
- Perry, J. (1998). Measures of spatial pattern for counts. *Ecology* 79: 1008-1017.
- Ramírez, J., E. Porcayo y O. Mejía (2010). Comportamiento espacial de larvas de *Jacobiasca lybica* (Hemiptera: Cicadellidae) en Andalucía, España modelización y mapeo. *Avances en Investigación Agropecuaria*. 62 p.
- Ramírez, J. y E. Porcayo (2008). Distribución espacial de las ninfas de *Jacobiasca lybica* (Hemiptera: Cicadellidae) en un viñedo en Andalucía, España. *Revista Colombiana de Entomología* 35: 65-74.
- Tejedor, B. (2008-2009). Patrones de distribución del guillomo (*Ameletus ovalis*), a pequeña escala en la sierra de la Cabrera. Proyecto de fin de carrera. Universidad Autónoma de Madrid. 29 p.
- Samper, F.J. y J. Carrera (1996). Geoestadística: Aplicaciones a la Hidrología subterránea. 2ª Ed. Centro Internacional de Métodos en Ingeniería. Barcelona. 484 p.
- Segura, L.A. (1989). Acciones necesarias para la protección y conservación de la mariposa monarca (*Danaus plexippus* L.) en la reserva ecológica Mariposa Monarca, Zona cerro pelón, estado de México. Toluca, México Tesis de licenciatura. Universidad Autónoma del Estado de México, Facultad de Medicina, Veterinaria y Zootecnia. 63 p.
- Syrjala, E. (1996). A statistical test for a difference between the spatial distribution of two populations. *Ecology* 77: 75-80.
- Zuñiga, B., G. Malda y H. Suzán (2005). Interacciones Planta-Neófito en *Lophophora diffusa* (Cactaceae) en un Desierto Subtropical de México. *Biotropica* 37: 351-356.