



## Patrón de distribución espacial de las especies arbóreas de la región de El Salto, Durango

Francisco Javier Hernández<sup>1\*</sup>, Carlos Brian Navarro Mata<sup>1</sup>, Raúl Peña Montañez<sup>1</sup>, Abel Nájera Luna<sup>1</sup>

<sup>1</sup>División de Estudios de Posgrado e Investigación. Instituto Tecnológico de El Salto. México.

\*Autor por correspondencia; correo-e: fcojhernan@yahoo.com.mx

### Resumen:

El propósito del presente estudio fue determinar el patrón de distribución espacial de los árboles presentes en la región de El Salto, Pueblo Nuevo, Durango. Para ello, se seleccionaron 12 comunidades representativas de las condiciones de los bosques de la región, donde se ubicaron, de manera aleatoria, 269 sitios circulares de 0.1 ha, distribuidos en un intervalo altitudinal de 1 500 a 3 000 m. El patrón de distribución de los árboles por nivel de altitud se determinó aplicando los índices de *Cox* y *Morisita*, mientras que el correspondiente para cada especie se probó con las pruebas de ajuste de la distribución de *Poisson* y binomial negativa. El grado de agregación se evaluó a través del parámetro de agregación  $K$ , proporción de la densidad media por taxón en relación a la media  $1/K$ , el número promedio por individuo por especie, con respecto a los individuos presentes en la unidad de muestreo  $m^*$ . Los índices de *Cox* y *Morisita* variaron de 12.05 a 17.39 y de 1.18 a 1.28, respectivamente, los cuales indican que en cada nivel de altitud los individuos se distribuyen de manera agregada. A su vez, el índice de *Cox* y el ajuste de la distribución binomial negativa ( $P > 0.05$ ) señalaron que los individuos por especie se distribuyen de manera agregada. Los valores del parámetro  $K$ ,  $1/K$  y  $m^*$  variaron de 0.002 a 0.454, 2 a 500 y 9 a 69, respectivamente evidencian un alto grado de agregación entre individuos.

**Palabras clave:** Distribución binomial negativa, distribución espacial, distribución de *Poisson*, índice de *Cox*, índice de *Morisita*, parámetro  $K$ .

Fecha de recepción/Reception date: 13 de diciembre de 2017.

Fecha de aceptación/Acceptance date: 16 de abril de 2017.

## Introducción

Si se considera un espacio habitable continuo, los organismos pertenecientes a una población o comunidad pueden distribuirse de manera aleatoria, uniforme o agregada. La disposición aleatoria implica que todos los puntos en el espacio tienen la misma posibilidad de ser ocupados y que la presencia de un individuo en un punto no afecta la presencia de otro. En la distribución uniforme, los organismos muestran una interacción negativa expresada por la competencia por algún recurso, mientras que la distribución agregada manifiesta efectos positivos de atracción para formar grupos densos de individuos (Franco-López *et al.*, 1989).

El estudio de la dispersión espacial permite identificar mecanismos y factores que promueven la coexistencia inter e intraespecífica y la diversidad vegetal de los ecosistemas (Montañez *et al.*, 2010). El análisis del patrón de distribución espacial es una acción importante para determinar las condiciones microambientales requeridas por cada uno de los taxa que conforman una comunidad y, así, explicar la capacidad de establecimiento y renovación, la habilidad de desarrollo y crecimiento, la probabilidad de mortandad y competencia de las especies (Linares-Palomino, 2005).

A su vez, el conocimiento de los factores biológicos, ecológicos, biogeográficos y antrópicos que definen la distribución de las especies y sus afinidades ecológicas es importante en la estructuración de planes de conservación (Maciel-Mata *et al.*, 2015). La distribución espacial de los taxones dentro del paisaje, se debe a una selección diferencial de los recursos bióticos y abióticos que favorecen su desarrollo óptimo (Díaz *et al.*, 2012).

El análisis del patrón de distribución de árboles individuales se apoya en diferentes índices y métodos probabilísticos; la aplicación de algunos de ellos tiene requerimientos especiales, respecto a la distribución, forma o tamaño de las

unidades muestrales, ubicación espacial de los individuos y la distancia entre ellos (Clark y Evans, 1954; Ripley, 1977; Aguirre *et al.*, 2003). De manera particular, los análisis de los índices de *Cox* y *Morisita*, así como las pruebas de ajuste de las distribuciones de *Poisson* y binominal negativa permiten realizarse sobre muestras no contiguas y solo necesitan información sobre la abundancia de los individuos por unidad de muestreo (Ledo *et al.*, 2012; Ledo, 2013).

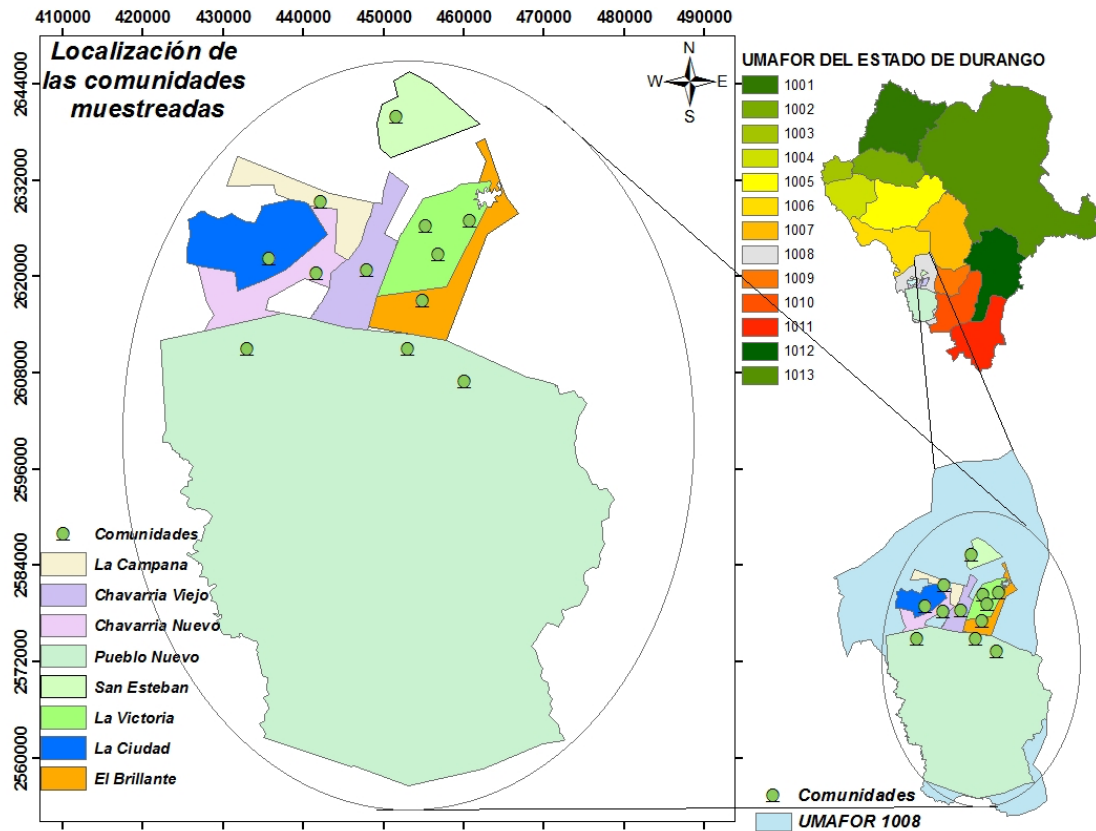
Independientemente del alto conocimiento que existe acerca de la identificación, valoración volumétrica y tasas de crecimiento de los taxa maderables de la región de El Salto, Durango, poco se ha documentado respecto a su patrón de distribución espacial, información básica y relevante que ayuda a explicar la influencia que tiene el medio local en la presencia de las especies. Para colaborar con este conocimiento, el objetivo del presente estudio fue determinar el patrón de distribución espacial, en términos del grado de agregación, uniformidad o aleatoriedad de las especies arbóreas, a través de un gradiente altitudinal.

## **Materiales y Métodos**

### **Descripción del área de estudio**

El estudio se realizó en la región forestal de El Salto, Durango, la cual se ubica en el macizo montañoso de la Sierra Madre Occidental, al suroeste del estado (Figura 1). Abarca aproximadamente 507 127 ha; las alturas sobre el nivel del mar fluctúan de 1 400 a 3 000 m (INEGI, 2010).





**Figura 1.** Ubicación del área de estudio.

## Muestreo

Se seleccionaron 12 comunidades representativas de las condiciones de los bosques de la región, donde para el registro de las variables de control del sitio: ubicación, presencia y abundancia de las especies, se eligieron de manera aleatoria 269 sitios circulares de 0.1 ha.

## Patrón de distribución

El patrón de distribución de las especies para cada nivel de altitud se estimó mediante los índices de *Cox* y *Morisita* ( $I_p$ ). El primero (Cox, 1971), también conocido como de Strand

(1953), se basa en la estimación de la razón varianza/media del número de elementos de las muestras; mientras que el índice de Morisita (1959) es una medida de dispersión independiente del tamaño de la unidad de muestreo o de la densidad presente en cada muestra (Krebs, 1999; Badii *et al.*, 2011). De acuerdo a Ledo *et al.* (2012), ambos índices son aplicables cuando se carece de información relacionada a la ubicación y a la distancia entre los individuos, y la información necesaria proviene de muestras, no necesariamente, contiguas; situación que prevaleció en este estudio.

$$Cox = \frac{S^2}{\bar{X}}$$

$$Ip = n \left[ \frac{\sum x_i^2 - \sum x_i}{(\sum x_i)^2 - \sum x_i} \right]$$

Donde:

$\bar{X}$  = Media

$S^2$  = Varianza

$n$  = Tamaño de muestra

$x_i$  = Número de individuos en el cuadrante  $i$

Si el resultado del índice de Cox es igual a 1, se establece que la distribución es aleatoria, si es menor o mayor, entonces se deduce que los individuos se distribuyen de manera homogénea. La regla de decisión del índice de Morisita es semejante a la de Cox (Ledo *et al.*, 2012), solo que el valor de referencia que se relaciona con la distribución aleatoria es el cero. Valores menores o mayores a cero indican la presencia de una distribución uniforme o agregada, respectivamente.

El patrón de distribución aleatorio de los árboles individuales por especie dentro de su espacio de ocupación, se probó con la distribución de *Poisson* y cuando esta prueba no fue significativa se

usó la Binomial negativa para comprobar si se distribuyen de forma agrupada. La función de distribución de *Poisson*,  $P(x)$ , se expresa como:

$$P(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}$$

Donde:

$e$  = Base del logaritmo natural (2.7183)

$\lambda$  = Media

$x!$  = Factorial de  $x$

Las frecuencias esperadas de *Poisson*,  $E(x)$ , se estimaron multiplicando el número total de individuos registrados en el muestreo ( $N$ ) por la la función de probabilidad de *Poisson*  $P(x)$ :

$$E(x) = (N)P(x)$$

La aplicación de la función de probabilidad de la binomial negativa implicó el cálculo de una primera aproximación de un valor  $K$ , el cual se considera como una medida de agregación (Badii *et al.*, 2011):

$$K = \frac{\bar{X}^2}{S^2 - \bar{X}}$$

Donde:

$\bar{X}$  = Promedio del número de individuos

$S^2$  = Varianza del número de individuos

Esta primera aproximación del valor de K es aplicable cuando es menor o igual a 3 y la media es menor o igual a 1. Si no se cumple lo anterior, entonces el valor de K se reestima con la siguiente ecuación:

$$\log\left(\frac{n}{n_0}\right) = K \log\left(1 + \frac{m}{K}\right)$$

Donde:

$K$  = Nivel de influencia a la agregación

$n$  = Número total de las muestras

$n_0$  = Número de muestras con cero individuos

$m$  = Promedio del número de individuos

K se determina por el método de prueba y error, se inicia con el valor de K estimado anteriormente.

Después de calcular el valor de K, se estimaron las frecuencias esperadas para cero individuos,  $f_0$ , la cual requiere de conocer la probabilidad de fracaso,  $(q)$ , que depende de la probabilidad de éxito,  $p$ .

$$p = \frac{m}{k}$$

$$q = 1 + p$$

Posteriormente, se obtienen las frecuencias para  $X_i$  individuos,  $fe_x$ :

$$f_0 = \frac{n}{q^k}$$

$$fe_x = (fe_{(x-1)}) \left( \frac{\bar{X}}{\bar{X} + k} \right) \left( \frac{x + k + 1}{x} \right)$$

Donde:

$p$  = Probabilidad de éxito o la ocurrencia de un evento en una distribución binomial

$q$  = Probabilidad de fracaso o la no ocurrencia del evento en una distribución binomial negativa

$x$  = Número de clase o individuos o elementos

Para determinar la bondad de ajuste de las distribuciones de *Poisson* y binomial negativa, se utilizó la prueba estadística de la Ji-cuadrada ( $\chi^2$ ) a un nivel de significancia de 0.05:

$$\chi^2 = \sum \left[ \frac{(Fx - Ex)^2}{Ex} \right]$$

Donde:

$Fx$  = Frecuencias observadas

$Ex$  = Frecuencias esperadas



Si el valor de la probabilidad de  $\chi^2$  está dentro del intervalo establecido por los valores de la tabla de  $\chi^2$  (0.975 - 0.025), la distribución es aleatoria (Ludwig y Reynolds, 1998), pero si el valor del resultado de  $\chi^2$  es mayor, la distribución será agrupada; y si es menor la distribución será uniforme.

El grado de aglomeración, se estimó a partir de la proporción en que la media de la abundancia de los individuos de cada especie excede al promedio de la abundancia total  $\frac{1}{K}$  y el índice de aglomeración  $m^*$  (Lloyd, 1967), que define el número promedio por individuo en relación a otros individuos ( $m^*$ ).

$$m^* = m(1 + \frac{1}{K})$$

Donde:

$m^*$  = Índice de aglomeración

$m$  = Densidad promedio

$K$  = Parámetro indicador de la aglomeración

## Resultados y Discusión

### Patrón de distribución entre especies por nivel de altitud

De las 12 especies de *Pinus* y de las 10 de *Quercus* registradas, *P. strobiformis* Engelm, *P. cooperi* C. E. Blanco, *P. durangensis* Martínez, *P. lumholtzii* Robins & Ferns, *P. michoacana* Martínez, *P. teocote* Schiede ex Schltdl., *Q. crassifolia* Humb & Bonpl., *Q. rugosa* Née, *Q. sideroxyla* Humb & Bonpl. y *Q. candicans* Née se localizan en todo el intervalo de distribución altitudinal (1 500 a 3 000 m) estudiado. *Juniperus deppeana* Steud. se ubica a una altitud de 1 800 a 3 000 m; *Alnus firmifolia* Fern y *Populus tremuloides* Michx se encuentran a una altitud

de 2 400 a 2 700 msnm. En cuanto a *Abies durangensis* Martínez var. *coahuiliensis* (I.M. Johnston) y *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco, se distribuyen entre los 2 400 a 2 700 y 2 700 a 3 000 msnm, respectivamente.

Aunque los índices de *Cox* ( $12.05 < X < 17.39$ ) y *Morisita* ( $1.18 < IM < 1.28$ ) señalan que las especies están agrupadas entre ellas, el grado de agregación entre niveles fue diferente. En Cuadro 1 se observa que de 1 800-2 100 (IC=16.30 e IM=1.28) y de 2700-3000 (IC=17.39 e IM=1.25) el grado de agregación fue mayor.

**Cuadro 1.** Valores de los índices de *Cox* y *Morisita* por nivel de altitud.

Nivel de altitud	Índice de <i>Cox</i> (IC)	Índice de <i>Morisita</i> (IM)
1 500-1 800	13.40	1.19
1 800-2 100	16.30	1.28
2 100-2 400	12.05	1.19
2 400-2 700	13.96	1.18
2 700-3 000	17.39	1.25

### Patrón de distribución por especie

La prueba de la  $\chi^2$ , aplicada para probar el ajuste de la distribución de *Poisson*, indicó que los individuos de cada una de las especies se distribuyen de manera diferente a la aleatoria ( $P < 0.05$ ), mientras que los valores del parámetro de agregación  $K$  ( $0.002 < K < 0.454$ ), la proporción de la abundancia promedio de los individuos en relación a la densidad media  $1/K$ , ( $2 < 1/K < 500$ ), el índice de aglomeración media  $m^*$  ( $9 < m^* < 62$ ) y la razón varianza/media IC ( $4 < IC < 41$ ) evidenciaron la presencia de una alta aglomeración entre individuos de la misma especie (Cuadro 2). El mínimo y máximo valor de  $K$ , y como consecuencia la mínima y máxima proporción de la abundancia promedio, en relación a la densidad media, se registró en *Q. sideroxyla* Humb. y *Q. urbanii* Trel., respectivamente; mientras que el mínimo y máximo índice de aglomeración, el cual expresa el número promedio por taxón en relación a los otros individuos de la misma unidad de muestreo

(Lloyd, 1967), se presentó en *Q. durifolia* Seemen y *P. occarpa* Schiede ex Schltdl., mismas que tuvieron el mínimo y máximo índice de Cox, respectivamente.

**Cuadro 2.** Valores de las distribución espacial por especie.

Especie	K	(1/K)	m*	IC (m/S <sup>2</sup> )	Probabilidad de la binomial
<i>Pinus strobiformis</i> Engelm.	0.324	3	14	9	0.003
<i>Pinus cooperi</i> C. E. Blanco	0.285	4	40	20	0.0003
<i>Pinus douglasiana</i> Martínez	0.027	37	17	8	0.002
<i>Pinus durangensis</i> Martínez	0.194	5	69	34	0.005
<i>Pinus herrerae</i> Martínez	0.057	18	15	14	0.252
<i>Pinus leiophylla</i> Schiede ex Schltdl. & Cham.	0.182	5	14	9	0.172
<i>Pinus lumholtzii</i> B.L. Rob. & Fernand	0.05	20	25	15	0.666
<i>Pinus devoniana</i> Lindl.	0.02	50	36	16	0.887
<i>Pinus chihuahuana</i> Engelm.	0.017	59	14	9	0.501
<i>Pinus engelmannii</i> Carr.	0.055	18	39	20	0.06
<i>Pinus teocote</i> Schiede ex Schltdl.	0.114	9	18	15	0.028
<i>Pinus oocarpa</i> Schiede ex Schltdl.	0.013	77	62	41	0.157
<i>Quercus konzattii</i> Trel.	0.015	67	27	24	0.793
<i>Quercus crassifolia</i> Humb. & Bonpl.	0.028	36	13	15	0.797
<i>Quercus durifolia</i> Seemen ex Loes	0.027	37	9	5	0.002
<i>Quercus rugosa</i> Née	0.191	5	12	9	0.945
<i>Quercus sideroxyla</i> Humb. & Bonpl.	0.454	2	21	14	0.107
<i>Quercus candicans</i> Née	0.012	83	23	12	0.879
<i>Quercus eduardii</i> Trel.	0.009	111	11	6	0.26
<i>Quercus fulva</i> Liebm.	0.003	333	10	4	0.796
<i>Quercus urbanii</i> Trel.	0.002	500	30	9	0.374
<i>Quercus viminea</i> Trel.	0.004	250	20	8	0.592
<i>Juniperus depeana</i> Steud.	0.252	4	15	11	0.359

La presencia de la distribución agrupada fue corroborada, en la mayoría de las especies, con la prueba de la bondad de ajuste de la distribución binomial negativa ( $P > 0.05$ ). La excepción ocurrió en *Pinus strobiformis* Engelm. ( $P = 0.003$ ), *Pinus cooperi* C. E. Blanco ( $P = 0.0003$ ), *Pinus douglasiana* Martínez ( $P = 0.002$ ), *Pinus durangensis* Martínez ( $P = 0.005$ ), *Pinus teocote* Schiede ex Schltdl. ( $P = 0.028$ ) y *Quercus durifolia* Seemen ( $P = 0.002$ ). En estas, las pruebas de las distribuciones de *Poisson* y binomial negativa no presentaron un ajuste significativo ( $P < 0.05$ ). Para determinar que el patrón de distribución de los individuos corresponde al agregado, se tomaron como referencia los estimadores de  $K$ ,  $1/K$  e  $IC$ , cuyos valores variaron de 0.027 a 0.324, de 3 a 37 y de 8 a 20, respectivamente.

De acuerdo a Taylor (1961), el tipo de distribución agrupada es la forma más común en la naturaleza, especialmente en áreas pobladas con árboles en estadios de desarrollo iniciales, las cuales al decrecer su densidad, por efecto de la mortandad, asociada a la competencia, tienden a cambiar a una distribución aleatoria (Aldrich *et al.*, 2003; Rozas y Camarero, 2005).

En el presente estudio, la determinación del patrón de distribución agregada en cada nivel altitudinal, se puede atribuir a que el análisis del patrón de distribución se determinó sobre la masa forestal completa existente en cada nivel, la cual, por ser mezclada, incoetanea y heterogénea, se compone de una alta densidad de árboles de dimensiones menores, complementada con una cantidad menor de árboles correspondientes a los estratos intermedios y superiores. La presencia de las árboles que se desarrollan bajo los estratos superiores indica que existe una relación positiva entre individuos de la misma o diferentes especies.

Montañez *et al.* (2010) argumentan que, aunque las especies agrupadas requieren para su establecimiento y desarrollo condiciones ambientales comunes, la formación de ese tipo de distribución se debe a las interacciones entre los individuos de una misma y diferentes especies, así como entre los individuos y el ambiente. De acuerdo a Badii *et al.* (2011) y Montañez *et al.* (2010), la respuesta fisiológica de las plantas a las condiciones abióticas microambientales tales como: temperatura,

humedad relativa, dirección y velocidad de los vientos, propiedades físicas y químicas de los suelos, pendiente y exposición de las áreas pueden explicar la capacidad de agregación entre especies. En general, la limitación en dispersión (Hubbel, 2001) o la especialización de hábitat (Tilman, 1982) son los mecanismos determinantes del patrón de distribución de las especies.

Los resultados de este estudio, al igual que los de Rossi y Huguchi (1998) en un trabajo en un bosque tropical del Amazonas, prueban que los índices de *Cox* y *Morisita* generan resultados similares, independientemente del método de estimación, en la evaluación del patrón de distribución de las especies que componen las poblaciones o comunidades. Malleux (1973), Linares-Palomino (2005), López (2008) y Zarco-Espinosa *et al.* (2010) documentan la presencia agrupada de especies en bosques tropicales; Ledo (2013) en bosques tropicales de niebla, Aguirre *et al.* (2003), Domínguez-Calleros *et al.* (2014), Montañez *et al.* (2010) en bosques de alta montaña; Juárez-Sánchez *et al.* (2014) en bosques mixtos templados; y Martínez-Antúnez *et al.* (2014) en taxa del clima templado de la Sierra Madre Occidental que atraviesa el estado de Durango.

## Conclusiones

Los índices de distribución espacial de *Cox* y *Morisita* indican que los grupos de especies arbóreas de la región de El Salto, Durango tienden a agregarse, formando mezclas de especies. De manera similar, el parámetro de aglomeración  $K$ , la proporción en que la densidad media de cada especie excede a la densidad media  $1/K$ , el índice de aglomeración  $m^*$  y el índice de *Cox*, corroborados por el ajuste de la distribución binomial negativa señalan que los individuos, a nivel de especie, se presentan en forma agrupada.

## **Agradecimientos**

Se agradece al Tecnológico Nacional de México a través del Instituto Tecnológico de El Salto, a los ejidos de la región de El Salto Durango y a la Unidad de Prestadores de Servicios Ejidales de El Salto, Durango por el apoyo y las facilidades recibidas en la toma y procesamiento de la información.

## **Conflicto de interés**

Los autores declaran no tener conflicto de interés.

## **Contribución por autor**

Francisco Javier Hernández: toma de datos de campo, análisis de la información, elaboración del manuscrito en lo relativo del resumen, *abstract*, introducción, materiales y métodos, resultados y discusión y conclusiones. Carlos Brian Navarro Mata: análisis de la información, recopilación de información relacionada al tema, redacción de los resultados y discusiones y referencias; Raúl Peña Montañez: recopilación de información bibliográfica, análisis de la información, redacción de los resultados y discusiones y referencias; Abel Nájera Luna: apoyo en la revisión, corrección y sugerencia para mejorar la redacción de los resultados y discusiones, diseño de figuras y cuadros.



## Referencias

- Aguirre, C. O. A., G. Hui, K. von Gadow and J. Jiménez. 2003. An analysis of spatial forest structure using neighborhood-based variables. *Forest Ecology and Management* 183: 137-145.
- Aldrich P. R. Parker, G. R., Ward, J. S. and Michler, C. H. 2003. Spatial dispersion of trees in an old-growth temperate hardwood forest over 60 years of succession. *Forest Ecology and Management* 180(1-3): 475-491
- Badii, M. H., Guillen, A., Cerna, E. y Landeros, J. 2011. Dispersión especial: El prerequisite esencial para el muestreo. *Daena: International Journal of Good Conscience* 61(1): 40-71.
- Clark, P. J. and F. C. Evans. 1954. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology* 35 (4): 445-453.
- Cox, F. 1971. Dichtebestimmung und strukturanalyse von Pflanzenpopulationen mit Hilfe von Abstandsmessungen: ein Beitrag zur methodischen Weiterentwicklung von Verfahren für Verjüngungsinventuren. Volume 87 of Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft Reinbek: Mitteilungen der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft. Wiedebusch. Reinbek bei Hamburg. 182 p.
- Domínguez-Calleros, P. A., G. A. Chávez-Flores, E. Rodríguez-Téllez, J. J. Corral-Rivas, J. R. Goche-Telles y M. A. Díaz-Vásquez. 2014. Caracterización silvícola de *Pseudotsuga menziesii* en la reserva de la biosfera "La Michilia". *Madera y Bosques* 20(2): 23-31.
- Díaz, V., J. Sosa-Ramírez y D. R. Pérez-Salicrup. 2012. Distribución y abundancia de las especies arbóreas y arbustivas en la Sierra Fría, Aguascalientes, México. *Polibotánica* 34: 99-126.

- Franco-López, J., G. De la Cruz-Agüero, A. Cruz-Gómez, A. Rocha-Rámirez, N. Navarrete-Salgado, G. Flores-Martínez, E. Kato-Miranda, S. Sánchez-Colón, L. G. Abarca-Arenas y C. M. Bedia-Sánchez. 1989. Manual de ecología. Ed. Trillas. México, D.F., México. 266 p.
- Hubbel, S. P. 2001. The unified neutral theory of biodiversity and biogeography. Monographs in Population Biology 32. Princeton University Press. Princeton, NJ, USA. 448 p.
- Juárez-Sánchez, M., P. A. Domínguez-Calleros y J. Návar-Chaidez. 2014. Análisis de la estructura silvícola en bosques de la Sierra de San Carlos, Tamaulipas, México. *Foresta Veracruzana* 16(1): 25-34.
- Krebs, C. J. 1999. Ecological methodology. 2<sup>nd</sup> edition. Benjamin/Cummings Publishing Company. Menlo Park, CA, USA. 620 p.
- Ledo, A. 2013. Tratado sobre la distribución espacial de las especies leñosas de un bosque de niebla tropical. *Ecosistemas* 22(1): 77-79.
- Ledo, A., S. Condés y F. Montes. 2012. Revisión de índices de distribución espacial usados en inventarios forestales y su aplicación en bosques tropicales. *Revista Peruana de Biología* 19(1): 113-124.
- Linares-Palomino, R. 2005. Patrones de distribución espacial de árboles en un bosque estacionalmente seco del Parque Nacional Cerros de Amotape en el noroeste peruano. *Revista Peruana de Biología* 12(2): 317-326.
- Lloyd, M. 1967. Mean crowding. *Journal of Animal Ecology* 36: 1-30.
- López, T. J. F. 2008. Estructura e importancia cultural de la vegetación arbórea en La Mica, Chiapas. Tesis de Maestría. Colegio de Postgraduados. Montecillo, Texcoco, Edo. de Méx. México. <http://www.remeri.org.mx/tesis/INDEXE-TESIS.jsp?id=oai:www.biblio.colpos.mx:10521/1204> (26 de marzo de 2018).



- Ludwig, J. A. and J. F. Reynolds. 1998. Statistical ecology: A primer on methods and Computing. John Wiley & Sons. New York, NY, USA. 337 p.
- Maciel-Mata, C. A., N. Manríquez-Morán, P. Octavio-Aguilar y G. Sánchez-Rojas. 2015. El área de distribución de las especies: revisión del concepto. *Acta Universitaria* 25(2): 3-19.
- Malleux, O. J. 1973. Análisis de dispersión de 10 especies forestales de un bosque húmedo tropical. *Revista Forestal del Perú* 5(1-2): 55-66.
- Martínez-Antúnez, P., J. C. Hernández-Díaz, C. Wehenkel, M. González-Elizondo, J. J. Corral-Rivas y C. A. López S. 2014. Patrones ambientales que definen la distribución y abundancia de árboles y arbustos en el Noroeste de México. *In: VI Congreso Forestal Latinoamericano*. Morelia, Mich., México. pp. 1-13.
- Montañez V., R. A., C. Y. Escudero V. y A. J. Duque M. 2010. Patrones de distribución espacial de especies arbóreas en bosques de alta montaña del departamento de Antioquia, Colombia. *Revista Facultad Nacional de Agronomía* 63(2): 5629-5638.
- Morisita, M. 1959. Measuring of the dispersion and analysis of distribution patterns. *Memories of the Faculty of Sciences, Kyushu University, Series E. Biology* 2:215-235
- Ripley, B. D. 1977. Modelling spatial patterns. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 39(2): 172-212.
- Rossi, L. B. M. e N. Huguchi. 1998. Comparação entre métodos de análise do padrão espacial de oito espécies arbóreas de uma floresta tropical úmida. *In: Gascon, C. and P. Moutinho (eds.). Floresta amazônica: dinâmica, regeneração e manejo*. Instituto Nacional de Pesquisas de Amazônia. Manaus, Amazonas, Brasil. pp. 41-59.

- Rozas, V. y J. J. Camarero. 2005. Técnicas de análisis espacial de patrones de puntos aplicadas en ecología forestal. *Investigación Agraria Sistemas y Recursos Forestales* 14(1):79-97.
- Strand, L. 1953. Mal for fordelingen av individer over et område. *Det Norske Skogforsoksvesen* 42: 1082-1084.
- Taylor, L. R. 1961. Aggregation, variance and the mean. *Nature* 189: 732-735.
- Tilman, D. 1982. Resource competition and community structure. *Monographs in Population Biology*. Vol. 17. Princeton University Press. Princeton, NJ, USA. 296 p.
- Zarco-Espinosa, V. M., J. I. Valdez-Hernández, G. Ángeles-Pérez y O. Castillo-Acosta. 2010. Estructura y diversidad de la vegetación arbórea del parque estatal Agua Blanca, Macuspana, Tabasco. *Universidad y Ciencia* 26(1): 1-17.