

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

# Efecto de dos tratamientos silvícolas en la estructura de ecosistemas forestales en Durango, México

Raúl Solís Moreno<sup>1</sup>, Óscar Alberto Aguirre Calderón<sup>2</sup>,  
Eduardo Javier Treviño Garza<sup>2</sup>, Javier Jiménez Pérez<sup>2</sup>,  
Enrique Jurado Ybarra<sup>2</sup> y Javier Corral-Rivas<sup>3</sup>

## RESUMEN

El presente trabajo se desarrolló para evaluar el efecto de dos tratamientos silvícolas sobre la composición y estructura de ecosistemas forestales en la Sierra de la Candela, Tepehuanes, Durango. El análisis se realizó comparando dos parcelas de observación, una con aclareos y la otra con tratamiento de selección. En el análisis se utilizaron varios índices basados en la relación de vecindad del arbolado, a través del muestreo denominado "grupo estructural de cinco árboles". Los resultados obtenidos en el estudio comparativo muestran que existe una mayor mezcla y diversidad de especies en la parcela con el tratamiento de selección que en aquella con cortas de aclareos. La distribución espacial de los árboles de ambas parcelas presenta un esquema de agregados. Los resultados de la diferenciación dimensional no presentaron evidencias significativas que indiquen un efecto en la estructura dimensional de las parcelas estudiadas.

### PALABRAS CLAVE:

Diferenciación dimensional, distribución espacial, diversidad de especies.

## ABSTRACT

This work was carried out to evaluate the effect of two silvicultural treatments on the composition and structure of forest ecosystems in the "Sierra de la Candela" (Mountain range) near Tepehuanes, Durango. The analysis was done comparing two experimental plots managed under different silvicultural practices, the first with thinning and the second using selective logging. Several neighborhood-based indices were used via the so-called "structural group of five trees" sampling method. The results obtained in the study show that the tree species mixture and diversity is greater in the plot where the selective logging was applied, compared to that treated by thinning. Both plots present a clumped spatial tree distribution. On the other hand, the size differentiation results were not significantly different in relation to the dimensional tree structure of the studied plots.

### KEY WORDS:

Dimensional differentiation, spatial distribution and species diversity.

- 1 Instituto de Silvicultura e Industria de la Madera. Universidad Juárez del Estado de Durango. Km 5.5, Carretera a Mazatlán, Durango, México.
- 2 Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma de Nuevo León. Carretera Nacional Km. 145. CP 67700, Linares, Nuevo León.
- 3 Institut für Waldinventur und Waldwachstum, Georg-August-Universität Göttingen. Büsgenweg, 5. D-37077 Göttingen, Alemania.

## INTRODUCCIÓN

La Sierra de la Candela, ubicada en la Cuenca Alta del Nazas dentro de la Sierra Madre Occidental en el estado de Durango, posee una amplia diversidad vegetal, dentro de la cual los géneros *Pinus* y *Quercus* son de importancia económica para la región. Esta área tiene una superficie de 33 mil hectáreas aproximadamente, presentando diferentes tipos de vegetación y ha sido aprovechada continuamente durante las últimas tres décadas mediante la aplicación de diferentes sistemas de manejo. Hasta 1985 se aplicó el Método Mexicano de Ordenación de Montes (MMOM), realizando cortas de selección como el tratamiento silvícola base; este sistema de manejo se conoce actualmente en México como Método Mexicano de Ordenación de Bosques Irregulares (MMOBI) y tiene las cortas selectivas como principal tratamiento silvícola. Al año siguiente se estableció el Método de Desarrollo Silvícola (MDS), el cual se basa en la aplicación de los tratamientos silvícolas: aclareos, cortas de regeneración, y cuando la masa lo requiere, una corta de liberación con preaclareo. Actualmente, en esta región se aplican ambos métodos de manejo, creando con ello un sistema mixto que asigna los tratamientos a nivel de subrodal de acuerdo a las condiciones del arbolado y a las características físicas del terreno. El objetivo es garantizar en cada unidad de manejo la producción y permanencia sostenida de los recursos forestales.

La estructura del estrato arbóreo es un buen indicador de la biodiversidad del sistema y es fácilmente modificable a través de la silvicultura (Pretzsch, 1998; Del Río *et al.*, 2003; Corral *et al.*, 2005). La caracterización y conocimiento de la diversidad estructural de ecosistemas forestales constituye una condición básica para la toma de decisiones sobre el manejo de sus recursos, tanto en loca-

lidades bajo aprovechamiento como en áreas protegidas, donde pueden observarse procesos de sucesión natural, así como efectos provocados por actividades antropogénicas, por lo que su adecuado conocimiento es necesario para garantizar una gestión sostenible (Albert *et al.*, 1999; Aguirre *et al.*, 1998; Corral *et al.*, 2005).

Una determinada mezcla de especies determina factores microambientales como el régimen de luz (Canham *et al.*, 1994) y la composición de la materia orgánica (Ferrari, 1999), controlando así una gran variedad de procesos bióticos y abióticos. El tipo de distribución espacial está estrechamente relacionado también con el régimen de luz y el patrón de regeneración presente dentro del rodal (Emborg, 1998) y tiene efectos significantes en el crecimiento y producción de madera (Pretzsch, 1995; Kint, 2003). La diferenciación dimensional, ya sea vertical u horizontal, determina la variación espacial de las condiciones microclimáticas, disponibilidad de nutrientes y la complejidad estructural, que a su vez afectan directa e indirectamente la presencia de diferentes animales y plantas (Spies, 1998; Brokaw y Lent, 1999).

Las técnicas de simulación y las parcelas permanentes de monitoreo constituyen una herramienta para evaluar el impacto de las prácticas silvícolas sobre la estructura arbórea de masas forestales destinadas a la producción maderable (Buongiorno *et al.*, 1994; Pretzsch, 1996; Bailey y Tappeiner, 1998). Algunos trabajos desarrollados en México presentan metodologías para la evaluación de la estructura de ecosistemas (Aguirre *et al.*, 2003; Corral *et al.*, 2005), sin embargo, estudios que realicen evaluaciones del efecto que causan los tratamientos silvícolas sobre la diversidad estructural son todavía muy escasos.

## OBJETIVOS

El objetivo principal de este trabajo es evaluar los efectos de dos tratamientos silvícolas sobre la diversidad estructural del estrato arbóreo, considerando tres importantes componentes: (i) el grado de mezcla, que evalúa la manera en que los árboles de diferentes especies se interrelacionan; (ii) la distribución espacial, que describe cómo se distribuyen los árboles sobre el terreno, y (iii) el grado de diferenciación dimensional, que cuantifica las diferencias en tamaño de los árboles que conviven dentro del rodal. El estudio describe también el método de evaluación utilizado y demuestra que puede ser utilizado de manera eficiente para describir e interpretar los procesos de desarrollo de un ecosistema forestal, que resultan tanto de las prácticas de manejo, como de las interacciones de competencia entre los árboles que lo componen.

## METODOLOGÍA

### Datos

Para satisfacer el objetivo planteado en este trabajo, se establecieron dos parcelas de observación de 50 m x 50 m en el área de estudio que se ubica en la Sierra de la Candela dentro de la Cuenca Alta del Río Nazas, en la región norte de México, entre las coordenadas 23° y 27° latitud norte y 101° y 106° longitud oeste, con rangos de elevación de 2,400 a 2,900 m y altitudes máximas de hasta 3,070 msnm. El establecimiento de ambas parcelas se realizó en áreas con características ecológicas similares (altitud, exposición, tipo de suelo, asociación de especies, etc.), pero con diferente prescripción de manejo. Una de las parcelas (Parcela 1) fue manejada a través del Método de Desarrollo Silvícola (MDS), mediante el tratamiento de aclareos y la otra (Parcela 2) con el Método Mexicano de Ordenación de Bosques Irregulares

(MMOBI), mediante el tratamiento de cortas selectivas. En ambos sitios se obtuvieron, para todos los árboles con diámetro normal ( $d_{1,3} \geq 10\text{cm}$ ) las siguientes variables: especie, diámetro normal (cm), altura total (m), coordenadas de ubicación, longitud de copa (m), radio de copa hacia el norte, sur, este, oeste (m) y diámetro máximo de copa (m). En la Tabla 1 se presenta un resumen de las características dasométricas presentes en ambas parcelas.

### Índices utilizados

La caracterización de los tres componentes estructurales evaluados en este trabajo (el grado de mezcla, la distribución espacial y el grado de diferenciación), se basó en la estimación de 10 índices desarrollados para la caracterización de la diversidad estructural (Tabla 2). La base para la determinación de tales índices la constituyó un método de muestreo conocido como grupo estructural de los cinco árboles. Este sistema de muestreo fue desarrollado por un grupo de investigadores de la Universidad de Göttingen, Alemania, para evaluar los atributos estructurales de los árboles que conforman una masa forestal (Gadow, 1993; Fuldner, 1995; Gadow *et al.*, 2001; Aguirre *et al.*, 2003; Corral *et al.*, 2006).

La estimación de todos los índices se realizó utilizando diferentes programas desarrollados por los autores en el paquete estadístico SAS (SAS Institute, 2004). El cálculo de la mayoría de los índices analizados en este trabajo siempre estará sesgado en aquellos árboles cercanos a los bordes de las parcelas, a menos que un esquema de corrección por efectos de borde sea aplicado en su estimación. La razón es que estos árboles son problemáticos porque sus vecinos potenciales pueden estar localizados fuera del área de interés. En

Tabla 1. Distribución espacial, número de árboles por hectárea (N/ha), área basal por hectárea (G/ha), diámetro medio ( en cm) y altura media ( en cm) de 6 especies encontradas en las dos parcelas de observación de 50 m x 50 m.

Especie	Parcela 1					Parcela 2				
	N/ha	G/ha	$\bar{d}_{1.3}$	$\bar{h}$		N/ha	G/ha	$\bar{d}_{1.3}$	$\bar{h}$	
<i>Pinus leiophylla</i>	480	14,60	18,38	13,62		168	5,6	21,15	11,1	
<i>Pinus engelmanni</i>	12	0,28	17,00	12,67						
<i>Quercus crassifolia</i>	104	1,60	13,62	7,67		76	2,8	21,68	7,23	
<i>Arbutus xalapensis</i>	12	0,40	19,00	7,00		28	0,64	17,45	5,36	
<i>Juniperus deppeana</i>	12	0,16	12,33	6,00		8	0,08	12,75	5,5	
<i>Pinus ayacahuite</i>						28	0,04	14,11	10,1	
Total	620	17,04	17,45	12,33		308	9,16	20,08	9,41	

Tabla 2. Índices de estructura utilizados en este estudio.

Índice o ecuación	Fórmula	Donde:
Diversidad de especies		
Índice de Shannon Índice de mezcla de Gadow	$H_i' = -\sum p_i \ln p_i$ $M_i = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 v_j$	$p_i$ = abundancia proporcional de la $i$ -ésima especie $v_j$ = variable binaria discreta que asume el valor de 0 cuando el $j$ -ésimo árbol es de la misma especie que el árbol de referencia $i$ , y el valor de 1 si es de diferente especie
Distribución espacial		
Índice de agregación de Clark & Evans	$CE_i = \frac{\bar{r}_{observada}}{\bar{r}_{esperada}} ; \quad \bar{r}_{esperada} = \frac{1}{2\sqrt{\frac{N}{A}}}$	$CE_i$ = Índice de agregación de la parcela $i$ ; $N$ = número de observaciones; $A$ = superficie en $m^2$
Índice de uniformidad de Gadow	$W_i = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 v_j$	$v_j$ = variable binaria discreta que asume el valor de 1 si el $j$ -ésimo ángulo entre dos árboles vecinos es menor o igual al ángulo estándar $\infty$ , y 0 en caso contrario
Índice de información direccional media de Corral-Rivas	$R_i = \sqrt{1 + \left( \sum_{j=2}^n \cos(\alpha_{ij}) \right)^2 + \left( \sum_{j=2}^n \sin(\alpha_{ij}) \right)^2}$	$\alpha_{ij}$ = son los ángulos iniciando en el árbol de referencia $i$ y apuntando al $j$ -ésimo vecino en el sentido de las manecillas del reloj
Diferenciación dimensional		
Coeficiente de homogeneidad	$H = \frac{\sum Nd_i \%}{\sum Nd_i \% - Gd_i \%}$	$Nd_i\%$ = suma de los porcentajes de número de árboles hasta la categoría diamétrica $i$ ; $Gd_i\%$ = suma de los porcentajes del área basal hasta la categoría diamétrica $i$ $TD_i$ y $TH_i$ = diferenciación diamétrica y en altura de la parcela $i$
Índice de diferenciación diamétrica y de altura	$TD_i = \frac{\text{desviación estándar del diámetro}}{\text{diámetro medio}}$ $TH_i = \frac{\text{desviación estándar de la altura}}{\text{altura media}}$	
Índice de dominancia	$U_i = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 v_j$	$v_j$ = variable binaria discreta que asume el valor de 1 cuando el árbol $j$ es más chico que el árbol de referencia $i$ , y el valor de 0 en caso contrario

\*\*El valor de 1 que aparece en la fórmula del índice de información direccional media de Corral-Rivas es debido a que las direcciones de los  $j$ -ésimos árboles pueden ser tomadas a partir del árbol de referencia  $i$ , por lo que solamente la medición de tres ángulos es requerida para su estimación.

este trabajo, para eliminar el efecto de borde y obtener estimaciones insesgadas de las variables estructurales, se implementó el método de corrección de borde del  $n$  vecino más cercano (en inglés nearest neighbour edge correction method) propuesto por Pommerening y Stoyan (2006) en todas las rutinas de SAS

usadas en la estimación de los índices. Esta técnica de corrección de borde permite obtener estimaciones sesgadas para los valores medios de todos los índices, así como también las verdaderas distribuciones de sus valores. El principio se basa en el concepto de "minus sampling" por su término en inglés

(reducción del número de árboles de referencia) y evalúa si todos los  $n$  vecinos más cercanos a un árbol de referencia  $i$  se encuentran verdaderamente localizados dentro de la parcela de observación, eliminando aquellos individuos que se encuentran muy cerca a alguno de los bordes de la parcela de investigación. Debido a que los cuatro vecinos más cercanos a un árbol de referencia  $i$ , normalmente se enumeran en orden ascendente de acuerdo a la distancia, en este estudio todos los árboles de referencia cuya distancia medida al cuarto árbol es más grande que la distancia al borde más cercano fueron ignorados.

Para evaluar si los índices utilizados en este trabajo suponen una diversidad estructural significativamente diferente entre ambas parcelas, fue aplicada la prueba de comparación de medias de  $t$  de Student para muestras independientes en la mayoría de los índices, bajo la metodología descrita por Sokal y Rohlf (1995) considerando un 5% de nivel de significación.

### a) Diversidad de especies

La diversidad de especies es un aspecto muy importante que debe ser considerado dentro del concepto de manejo forestal sostenible. Para evaluar la diversidad de especies en este trabajo se utilizaron los siguientes índices:

#### Índice de Shannon

El índice de Shannon (1949) aumenta con el número de especies y toma mayores valores cuando las proporciones de las distintas especies son similares. La comparación de la diversidad de especies entre las parcelas para este índice se realizó a través de la prueba de hipótesis sobre la similitud o diferencia en la diversidad-abundancia  $t$  de Hutcheson (Magurran, 1988; Corral *et al.*, 2002) dada

por la ecuación 1 y con grados de libertad estimados mediante la ecuación 2:

$$t = \frac{H_1 - H_2}{[\text{Var}(H_1) + \text{Var}(H_2)]^{1/2}} \quad 1$$

$$df = \frac{[\text{Var}(H_1) + \text{Var}(H_2)]^2}{[\text{Var}(H_1)]^2 / N_1 + [\text{Var}(H_2)]^2 / N_2} \quad 2$$

donde:  $H_i$  = índice de Shannon de la parcela  $i$ ;  $\text{Var } H_i$  = varianza del índice de Shannon de la parcela  $i$ ;  $N_i$  = número total de individuos en  $i$ -ésima parcela.

### Índice de mezcla de especies de Gadow

La estimación del índice de mezcla de especies de Gadow  $M_i$  (Gadow, 1993; Fülde, 1995) evalúa la diversidad de especies de la vecindad de un árbol de referencia y se define como la proporción de los  $n$  vecinos que no pertenecen a la misma especie del árbol de referencia. El valor de este índice puede variar entre 0 y 1 (Tabla 2). En el caso de usar cuatro vecinos el valor de  $M_i$  puede asumir cinco diferentes valores (0,0 – 0,25 – 0,50 – 0,75 y 1). Los valores cercanos a cero indican que las especies tienden a agruparse y no se mezclan entre ellas; por el contrario, valores cercanos a uno indican una preferencia a mezclarse.

### b) Distribución espacial

Diversos métodos han sido propuestos para la caracterización de la distribución espacial de los árboles dentro de los rodales (Clark y Evans, 1954; Ripley, 1979; Gadow *et al.*, 1998; Corral *et al.*, 2006). Para evaluar la distribución espacial de los individuos en ambas parcelas, en este trabajo fueron estimados los siguientes índices:

### Índice de Clark & Evans

El índice de Clark & Evans (CE) (Clark & Evans, 1954; Pretzsch, 1996), se basa en las relaciones de distancia entre árboles vecinos. Para todos los árboles  $N$  de una superficie  $A$ , se obtienen las distancias  $r_i = 1...N$  a su vecino más próximo. La distancia media observada ( $r_{observada}$ ) se relaciona con la distancia media esperada para la distribución aleatoria del arbolado ( $r_{esperada}$ ) (Ver Tabla 2). Usualmente la interpretación de los valores de este índice se desarrolla como sigue:  $CE > 1$  si la distribución de los árboles tiene una tendencia a la regularidad,  $CE = 1$  si la distribución de los árboles es aleatoria y  $CE < 1$  si los árboles tienden a agruparse. Para probar si los valores estimados para este índice son diferentes se aplicó la prueba estadística propuesta por Clark & Evans (1954) (ecuación 3). Dicho estadístico evalúa la hipótesis ( $H_0: CE = 1$  y  $H_1: CE \neq 1$ ) a través del cálculo de un valor normalmente distribuido y también puede ser utilizado para saber si los valores estimados para distintas parcelas son estadísticamente diferentes, si se considera la magnitud de los valores calculados por esta prueba. Por ejemplo, si en dos rodales se obtienen dos valores menores que 1 y asumiendo que un valor de  $CE$  en una de las parcelas no rechaza  $H_0$  pero el otro la rechaza, entonces estos valores son estadísticamente diferentes.

$$C = \frac{\bar{r}_{observada} - \bar{r}_{esperada}}{\sigma_{rE}}$$

$$\text{donde } \sigma_{rE} = \frac{0,26136}{\sqrt{N \cdot \rho}}$$

3

donde  $\sigma_{rE}$  es la desviación estándar de  $r_{esperada}$  en un bosque con distribución al azar con una densidad  $\rho$  y  $N$  es el número de árboles en la parcela  $i$ .

### Índice de uniformidad de Gadow

La determinación del índice de uniformidad  $W_i$  de Gadow (Gadow *et al.*, 1998), se basa en la medición de los ángulos entre dos vecinos al árbol de referencia  $i$  y su comparación con un ángulo estándar  $\alpha$ , de tal manera que considerando cuatro vecinos al árbol de referencia  $W_i$  puede tomar valores de 0 hasta 1, donde un valor cercano a cero representa condiciones de regularidad, valores cercanos a 0,50 muestran tendencia a la aleatoriedad y aquellos próximos a 1 presentan condiciones de agrupamiento (Tabla 2). En este trabajo fue utilizado un ángulo estándar de  $72^\circ$  en la estimación de este índice, debido a que en las simulaciones de Hui y Gadow (2002) se encontró a este valor como el óptimo ángulo estándar produciendo un promedio de  $W = 0,50$  para una distribución aleatoria.

### Índice de información direccional media de Corral-Rivas

El índice de información direccional de Corral-Rivas ( $R_i$ ) (Corral *et al.*, 2006) es una nueva variable desarrollada para el análisis espacial de los árboles dentro de una determinada área. A diferencia del índice de uniformidad  $W_i$  de Gadow,  $R_i$  utiliza de manera distinta la información direccional dada por un árbol de referencia  $i$  y su  $n$  vecinos más cercanos (Tabla 2). Esta nueva variable se encuentra mejor relacionada con las ideas de la estadística direccional que  $W_i$  y por lo tanto requiere que la medición de los ángulos sea más precisa, sin embargo, al igual que  $W_i$ , no requiere de las distancias entre los árboles. Como en  $W_i$ ,  $R_i\text{-regular} < R_i\text{-aleatoria} < R_i\text{-agrupada}$ . El valor exacto de  $R$  para un rodal con distribución de árboles al azar es 1,8 (más exacto 1,799). Este valor fue obtenido mediante la simulación de  $10^6$  árboles y es muy cercano a una aproximación realizada para la dirección media  $E(R)$  de  $n$  vectores, iniciando en un punto

de referencia  $i$  y apuntando a  $n$  puntos al azar, dado por la ecuación 4 tomada de Upton y Fingleton (1985, p. 227).

$$E(R_i) = \frac{1}{2} \sqrt{n \cdot \pi} \quad 4$$

Para  $n = 4$  la fórmula 3 es igual a 1,77, mientras que el valor exacto sería de 1,799.

### c) Diferenciación dimensional

La última de las principales características que definen la estructura arbórea de un ecosistema forestal, analizadas en este trabajo, es la variación existente entre los tamaños de los árboles que lo constituyen. Para evaluar este componente estructural los siguientes parámetros fueron estudiados:

#### Coefficiente de homogeneidad

El coeficiente de homogeneidad  $H$  (De Camino, 1976), se define por la relación porcentual entre número de árboles y volumen por categorías diamétricas, y supone el hecho de que en una área totalmente homogénea todos los árboles tienen el mismo volumen, mientras que en una heterogénea un alto porcentaje de árboles representa una proporción pequeña de volumen, y pocos individuos contribuyen con la mayor proporción volumétrica (Tabla 2). Vargas (1999), Quiñones (2001) y Corral *et al.* (2005) encontraron que este índice puede ser estimado con igual exactitud utilizando el área basal, por lo que en este trabajo se utilizó esta variable para el cálculo de este parámetro.

#### Índices de diferenciación diamétrica y de altura

Los índices de diferenciación diamétrica ( $TDi$ ) y de altura ( $THi$ ) (Gadow y Hui, 2002), fueron obtenidos, al igual que

otros índices, de las relaciones de vecindad entre los árboles de las parcelas (Tabla 2). Una manera sencilla para el cálculo de estas variables es a través del uso del coeficiente de variación de los tamaños de los árboles que forman el grupo estructural. Para hacer compatibles estas variables con el resto de los índices estructurales, se integraron cinco grupos de diferenciación dimensional de acuerdo con Gadow y Hui (2002): Escasa  $Ti = 0,00$ ;  $CV = 0,05$ ; Moderada  $Ti = 0,25$ ;  $0,05 < CV < 0,15$ ; Media  $Ti = 0,50$ ;  $0,15 \leq CV < 0,30$ ; Alta  $Ti = 0,75$ ;  $0,30 \leq CV < 0,60$ ; Muy alta  $Ti = 0,60 \leq CV$ .

#### Índice de dominancia

La dominancia de un árbol de referencia  $i$  ( $Ui$ ) se define como la proporción de los cuatro vecinos que son más grandes que dicho árbol (Gadow y Hui, 2002). Al igual que la mayoría de los índices, los valores de esta variable varían de 0 a 1:  $Ui = 0,00$  si los cuatro vecinos son más grandes que el árbol de referencia  $i$  (suprimido);  $Ui = 0,25$  si tres de los vecinos son más grandes que el árbol de referencia  $i$  (intermedio);  $Ui = 0,50$  si dos de los vecinos son más grandes que el árbol de referencia  $i$  (codominante);  $Ui = 0,75$  si uno de los cuatro vecinos es más grande que el árbol de referencia  $i$  (dominante) y  $Ui = 1$  si ninguno de los cuatro vecinos es más grande que el árbol de referencia  $i$  (muy dominante). Los cinco valores de  $Ui$  corresponden con las clases sociales desarrolladas por Kraft (1884).

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Diversidad de especies

#### Índice de Shannon

Los valores del índice de Shannon obtenidos fueron de 0,72 y 1,21 para la parcela 1 ( $P_1$ ) y la parcela 2 ( $P_2$ ), respec-



tivamente, dichos valores resultaron ser significativamente diferentes a través de la prueba de  $t$  de Hutcheson con  $\alpha = 5\%$  ( $t = 3,60$ ;  $p > t = 0,0004$ ). Una interpretación lógica de la diferencia estadística encontrada para los valores de este índice sería que la aplicación del tratamiento de aclareos en  $P_1$  ha favorecido en forma significativa el hecho de que en esta parcela *Pinus leiophylla* se haya convertido en una especie muy dominante (480 árboles/ha, ver Tabla 1), ya que las cortas han sido dirigidas principalmente hacia aquellas especies con menor valor comercial (*Quercus crassifolia*, *Arbutus xalapensis* y *Juniperus deppeana*). Por otra parte, la aplicación del tratamiento de selección en la  $P_2$  se ha enfocado principalmente a *P. leiophylla* como la especie comercial más importante del área de estudio, situación que ha promovido una mayor equitatividad en la abundancia proporcional de las especies dentro de esta parcela.

### Índice de mezcla de especies de Gadow

El grado de mezcla de especies mostró también diferencias significativas en los valores promedio de este índice ( $t = 1,99$ ;  $p > t = 0,0004$ ). Los valores medios en estas parcelas fueron  $M_1=0,30$  y  $M_2=0,44$ ; indicando en principio que en  $P_2$  las especies tienden a mezclarse en mayor grado en comparación con  $P_1$ , donde la abundancia de especies es más heterogénea como un resultado del tratamiento de aclareos que favorece el desarrollo de las especies comerciales, como *P. leiophylla* en este caso. Mediante la representación gráfica de la distribución de los valores de este índice (figura 1a), se puede analizar en forma más detallada la mezcla espacial de los árboles. En la gráfica se aprecia por ejemplo que en la  $P_1$ , más del 30% de los grupos estructurales de cinco árboles tienen un valor de mezcla igual a cero, por lo que en esta parcela un número

importante de árboles forma grupos de cinco individuos de una misma especie; mientras que en la  $P_2$ , solamente un 10% de los sitios presentan esta situación. El uso del índice de mezcla de especies de Gadow presenta una ventaja muy importante en relación con el índice de diversidad de Shannon, ya que el primero permite evaluar el grado de mezcla específica dentro de un área determinada (Corral *et al.*, 2005) como se muestra en la Figura 1(b), donde se presenta la distribución de este índice encontrada para la especie *P. leiophylla* (especie dominante en ambas parcelas). Al igual que la Figura 1(a), esta gráfica muestra un menor número de árboles formando grupos de individuos de la misma especie dentro de la parcela con el tratamiento de las cortas selectivas. Aunque en el tratamiento de selección las cortas son dirigidas también a las especies comerciales, seleccionando normalmente árboles adultos, su intensidad es mucho menor y la apertura del dosel vegetal ha permitido el desarrollo de especies como *Quercus crassifolia*, *Arbutus xalapensis* y *Juniperus deppeana*, en las áreas manejadas con esta técnica silvícola.

Los resultados de los dos índices de diversidad utilizados en este trabajo (Shannon y  $M_i$ ), mostraron ser consistentes con otros estudios (Aguirre *et al.*, 1998; Albert, 1999; Corral *et al.*, 2002; Aguirre *et al.*, 2003; Corral *et al.*, 2005) y capaces de evaluar los efectos que tienen los dos tipos de tratamientos sobre la diversidad arbórea de los bosques templados de Durango.

### Distribución espacial

#### Índice de Clark & Evans

Los valores de este índice muestran una distribución de agregados en ambas parcelas, ya que son del orden de 0,68 y 0,71 en  $P_1$  y  $P_2$ , respectivamente. Ambos

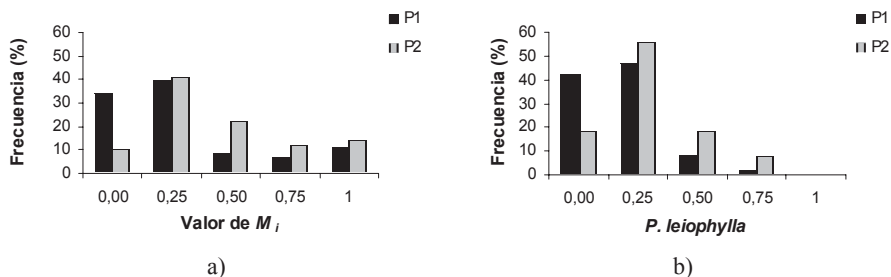


Figura 1. Índice de mezcla de especies. a) Muestra la distribución observada de los valores de este índice en las dos parcelas de observación. b) Muestra la distribución observada de los valores de este índice para la especie *P. leiophylla* en las parcelas de observación.

rechazan la hipótesis nula ( $H_0$ ), planteada para una distribución al azar del arbolado, y dado que los dos son menores a 1 no existe evidencia significativa que indique una distribución espacial diferente para las parcelas objeto de estudio en este trabajo.

#### Índice de uniformidad de Gadow

El valor promedio del índice de uniformidad de Gadow para las  $P_1$  y  $P_2$ , fue igual a 0,57 en ambos casos y obviamente estadísticamente iguales ( $t = 1,97$ ;  $p > t = 0,71$ ). Basándose en el trabajo de Hui y Gadow (2002), las dos parcelas pueden ser caracterizadas con una distribución de agregados, coincidiendo con el índice de Clark & Evans. La distribución de los valores de esta variable se muestra en la Figura 2(a), donde se observa que aunque la estimación media de este índice es similar en las dos parcelas, la  $P_2$  presenta un 13% más de grupos estructurales, con una distribución al azar del arbolado ( $W_i = 0,50$ ). Por otra parte, la  $P_1$  muestra un 12% más de grupos con una distribución regular. Las distribuciones al azar son más comunes en las áreas sin manejo intensivo (Aguirre, *et al.*, 2003; Corral *et al.*, 2005), mientras que distribu-

ciones regulares son frecuentemente producto de un tratamiento como el de los aclareos, ya que su objetivo es que los árboles residuales incrementen su tamaño al disminuir la competencia, proporcionándoles un mismo espacio de crecimiento (Cano, 1988; Moeur, 1993; Smith, 1996).

#### Índice de información direccional media de Corral-Rivas

Los valores estimados para esta nueva variable espacial fueron también similares, 2,2 para las dos parcelas, por lo que según el trabajo de Corral *et al.* (2006), ambas áreas presentan una distribución clara de agregados, ya que dicho valor sobrepasa el valor crítico superior desarrollado para una distribución aleatoria (1,6 – 2,03) con un promedio de 100 árboles. Al igual que en el índice anterior la prueba de  $t$  no encontró diferencias estadísticas en dichos valores ( $t = 1,97$ ;  $p > t = 0,88$ ).

En este trabajo los valores de las tres variables analizadas son consistentes, indicando agregación en ambas parcelas. Los resultados encontrados sugieren que un patrón de distribución de

agregados puede ser común en estos bosques, debido probablemente a que aún se encuentran en una etapa de competencia con sus vecinos más cercanos (árboles analizados en este trabajo). Por lo tanto existe la necesidad de realizar trabajos de investigación para el análisis de la distribución espacial del arbolado con técnicas más sofisticadas como la función  $K(r)$  de Ripley (1981), que compara la distribución acumulada de las distancias entre todos los árboles de un área determinada con una distribución generada para un número igual de puntos simulados bajo un procedimiento aleatorio.

### Diferenciación dimensional

#### Coefficiente de homogeneidad

Los valores del coeficiente de homogeneidad de De Camino (1976) fueron de 31,91 en  $P_1$  con prácticas de aclareo y 17,04 en  $P_2$  con tratamiento de selección. La primera mostrando una mayor homogeneidad en el tamaño de los árboles, mientras que en la segunda se observa una mayor heterogeneidad en los diámetros (Figura 2b). La diferencia encontrada en estas parcelas se debe a que el trata-

miento de aclareo ha propiciado una mayor homogeneidad en los diámetros de los individuos. Por otra parte, las cortas selectivas al parecer no tienen este efecto y conservan la heterogeneidad característica de los bosques de esta región de Durango. Otros estudios también han encontrado una mayor homogeneidad en masas intervenidas con este tipo de tratamiento (Aguirre *et al.*, 1998; Del Río *et al.*, 2003).

#### Índices de diferenciación diamétrica $TD_i$ y en altura $TH_i$

Los promedios obtenidos para  $TD_i$  fueron de 0,58 y 0,60 para  $P_1$  y  $P_2$ , respectivamente, no observándose una diferencia significativa en dichos valores ( $t = 1,98$ ;  $p > t = 0,64$ ). La Figura 3(a) muestra la distribución de los valores de este índice en ambas parcelas, donde se observa que los aclareos aplicados en  $P_1$  no han propiciado aún una diferenciación dimensional significativa en la estructura diamétrica de este rodal.

Por otra parte, los promedios de  $TH_i$  en  $P_1$  y  $P_2$  fueron 0,53 y 0,7, respectivamente. Esta diferencia no es significativa de acuerdo a la prueba estadística aplicada ( $t = 1,98$ ;  $p > t = 0,81$ ), por lo que la

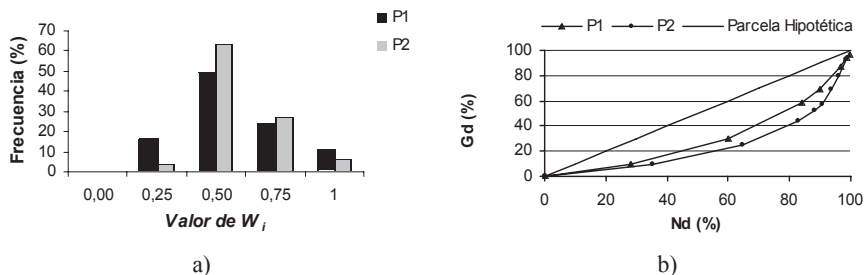


Figura 2. Índice de uniformidad de Gadow a) Muestra la distribución observada de los valores de este índice en las dos parcelas de observación. b) Comparación del coeficiente de homogeneidad para las parcelas de observación.

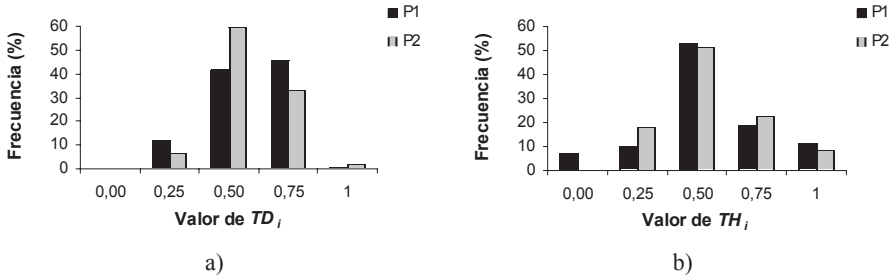


Figura 3. Índice de diferenciación dimensional: a) Muestra la distribución observada de los valores del índice de diferenciación diamétrica en las dos parcelas de observación. b) Muestra la distribución observada de los valores del índice de diferenciación en altura en las parcelas de observación.

distribución de los valores es muy similar en todos los rangos en ambas parcelas excepto en la clase 0 (escasa), en la cual  $P_2$  no presentó ningún sitio estructural con este valor. Los resultados de este índice se explican por el hecho de que la variable altura no se afecta significativamente mediante la aplicación del tratamiento de aclareos (Cano, 1988).

**Índice de dominancia**

El promedio de  $U_i$  para la  $P_1$  y  $P_2$  fue de 0,47 y 0,44, respectivamente. Dicho valores resultaron ser estadísticamente iguales ( $t = 1,97$ ;  $p > t = 0,35$ ). La Figura 4(a) muestra la distribución de los valores encontrados para este índice en ambas parcelas.

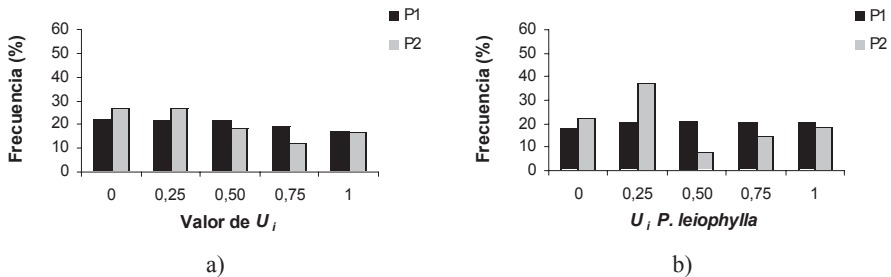


Figura 4. Índice de dominancia en dos parcelas de observación: a) Muestra la distribución observada de los valores del índice en ambas parcelas b) Muestra la distribución observada de los valores de este índice para la especie *P. leiophylla* en ambas parcelas.

La parcela con el tratamiento de selección presenta un mayor número de individuos en las clases suprimido e intermedio. La dominancia de *P. leiophylla* se presenta en la Figura 4(b), en la cual se observa un resultado muy interesante. La dominancia de esta especie se distribuye en forma equitativa en la parcela con el tratamiento de aclareos, debido a que los diámetros de esta especie son muy homogéneos dentro de la misma. Por el contrario, en  $P_2$  *P. leiophylla* en un 60% de los casos tiene una dominancia repartida entre las clases suprimida e intermedia. Este índice resulta ser muy útil cuando se quiere describir la dominancia a nivel de especie, como se demuestra en este trabajo.

### CONCLUSIONES

Los índices para la caracterización estructural utilizados en este trabajo permitieron describir satisfactoriamente el estrato arbóreo de ambas parcelas de observación y evaluar la aplicación de los tratamientos. Los aclareos han promovido la abundancia de *P. leiophylla*, mientras que las cortas selectivas han mantenido una mayor diversidad de las especies presentes de acuerdo a los valores obtenidos para el índice de Shannon y la mezcla de especies. La distribución espacial del arbolado en las dos parcelas coincidió en la agrupación de la masa forestal, de acuerdo a los índices utilizados. No se encontró una diferenciación dimensional significativa en cuanto a diámetro y altura, como consecuencia de la aplicación de un diferente tratamiento. El índice de dominancia indicó que la especie comercial más importante (*P. leiophylla*) muestra una dominancia significativamente diferente como consecuencia de la aplicación de los tratamientos.

### RECONOCIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología, por el apoyo financiero otorgado al Proyecto Núm. 41181-Z.

### BIBLIOGRAFÍA

- Aguirre, O., H. Kramer y J. Jiménez. 1998. Strukturuntersuchungen in einen Kiefern-Durchforstungsversuch Nordmexikos. Allgemeine Forst-und Jagdzeitung 168 (12): 213-219.
- Aguirre, O., G. Hui, K. Gadow y J. Jiménez. 2003. An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. Forest Ecology and Management 183:137-145.
- Albert, M. 1999. Analyse der eingriffsbedingten Strukturveränderung und Durchforstungsmodellierung in Mischbeständen. PhD Diss., Faculty of Forest Sciences, Univ. Göttingen, Germany. Hainholz Verlag.
- Bailey, D. y J.C. Tappeiner. 1998. Effects of thinning on structural development in 40- to 100-year-old Douglas-fir stands in western Oregon. Forest Ecology and Management 108:99-113.
- Brokaw, N.V.L. y R.A. Lent. 1999. Vertical structure in maintaining biodiversity in forest ecosystems. M.L. Hunter, Jr. (ed.). Cambridge University Press, Cambridge, Reino Unido. p. 373-399.
- Buongiorno, J., S. Dahir, H. Lu y C. Lin. 1994. Tree size diversity and economic returns in uneven-aged forest stands. For. Sci. 40(1):83-103.

- Canham, C.D., A.C. Finzi, S.W. Pacala y D.H. Burbank. 1994. Causes and consequences of resource heterogeneity in forests: Interspecific variation in light transmission by canopy trees. *Can. J. For. Res.* 24:337-349.
- Cano, C. J. 1988. El sistema de manejo regular en los bosques de México. Universidad Autónoma Chapingo. División de Ciencias Forestales. Subdirección de Extensión y Servicio. p. 27-29.
- Clark, P. y F. C. Evans. 1954. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships. *Ecology* 35(4): 445-453.
- Corral-Rivas, J., O. Aguirre, J. Jiménez y J. Nívar. 2002. Muestreo de diversidad y observaciones ecológicas del estrato arbóreo del bosque mesófilo de montaña "El Cielo", Tamaulipas, México. *Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente* 8(2):125-131.
- Corral-Rivas, J., O. Aguirre, J. Jiménez y S. Corral. 2005. Un análisis del efecto del aprovechamiento forestal sobre la diversidad estructural en el Bosque Mesófilo de Montaña "El Cielo", Tamaulipas, México. *Investigaciones Agrarias. Sistemas de Recursos Forestales* 14(2):217-228.
- Corral-Rivas, J., D. Stoyan, A. Pommerehne y K.V. Gadow. 2006. An analysis of two directional indices for characterizing the spatial distribution of forest trees. *Can. J. For. Res. En preparación*.
- De Camino, R. 1976. Zur bestimmung der bestandeshomogenität. *Allgemeine Forst Und Jagdzeitung* 147(2/3): 54-58.
- Del Río, M., F. Montes, I. Cañelas y G. Montero. 2003. Revisión: Índices de diversidad estructural en las masas forestales. *Investigaciones Agrarias. Sistemas de Recursos Forestales* 12 (1):159-176.
- Emborg, J. 1998. Understorey light conditions and regeneration with respect to the structural dynamics of a near-natural temperate deciduous forest in Denmark. *Forest Ecology and Management* 106:83-95.
- Ferrari, J.B. 1999. Fine-scale patterns of leaf litterfall and nitrogen cycling in an old-growth forest. *Can. J. For. Res.* 29:91-302.
- Fülde, K. 1995. Zur strukturbeschreibung in mischbeständen. *Forstarchiv* 66:149-161.
- Gadow, K.v. 1993. Zur bestandesbeschreibung in der forsteinrichtung. *Forst und Holz* 21:601-606.
- Gadow, K.v., G. Hui y M. Albert. 1998. Das winkelmass - ein strukturparameter zur beschreibung der individualverteilung in Waldbeständen. *Centralblatt für das gesamte Forstwesen* 115(1): 1-9.
- Gadow, K.v., P. Real y J.G. Álvarez. 2001. Modelización del crecimiento y la evolución de los bosques. *IUFRO World Series Vol. 12.* 242 p.
- Gadow, K.v. y G. Hui. 2002. Characterizing forest spatial structure and diversity. Manuscript prepared for the conference "Sustainable Forestry in Temperate Regions". Organized by SUFOR, University of Lund, Sweden, 7-6 April 2002.
- Hui, G. y K.v. Gadow. 2002. Das winkelmass. Herteilung des optimalen standarwinkels. *Allgemeine Forst u Jagdzeitung* 10:173-177.

- Kint, V., M. Van, N. Lieven, G. Geudens y N. Lust. 2003. Spatial methods for quantifying forest stand structure development: a comparison between nearest-neighbor indices and variogram analysis. *Forest Science* (49): 36-49.
- Kraft, G. 1884. Beiträge zur lehre von den durchforstungen, schlagstellungen und lichtungshieben. Verlag Keindworth, Hannover. 147 p.
- Magurran, A.E. 1988. Ecological diversity and its measurement. Princeton University Press. 200 p.
- Moeur, M. 1993. Characterizing spatial patterns of trees using stem-mapped data. *For. Sci.* 39(4):756-775.
- Pommerening, A. y D. Stoyan. 2006. Edge-correction needs in estimating indices of spatial forest structure. *Can. J. For. Res.* In press.
- Pretzsch, H. 1995. Zum einfluss des baumverteilungsmusters auf den bestandeszuwachs. *Allg. Forst Jagdztg* 166:190-201.
- Pretzsch, H. 1996. Strukturvielfalt als ergebnis walbaulichen handels. *Allgemeine Forst-und Jagdzeitung* 67(11):213-221.
- Pretzsch, H. 1998. Structural diversity as a result of silvicultural operations. *Lesnictví-Forestry* 44(10): 429-439.
- Quiñonez, M. A. 2001. Caracterización silvícola y estructural de rodales de *Pinus pseudostrobus* Lindl., en el sur de Nuevo León, México. Tesis de Maestría en Ciencias. Facultad de Ciencias Forestales. UANL. 93 p.
- Ripley, B.D. 1979. Tests of 'randomness' for spatial point patterns. *J. R. Stat. Soc. B.* 41:368-374.
- Ripley, B.D. 1981. *Spatial statistics*. Wiley, Nueva York.
- SAS Institute Inc. 2004. SAS/STAT<sup>®</sup> 9.1.2. User's Guide. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Shannon, C.E. 1949. The mathematical theory of communication. *In*: C.E. Shannon y W. Weaver (eds): *The mathematical theory of communication*, Urbana, Univ. of Illinois Press. p. 3-91.
- Smith, D. M., B.C. Larson, M.J. Kelty y P.M.S. Ashton. 1996. *The practice of silviculture. Applied forest ecology*. 9a. ed. John Wiley & Sons, Nueva York, EUA. 537 p.
- Sokal, R.R. y J.F. Rohlf. 1995. *Biometry*. 3a. ed. W. H. Freeman. Nueva York. 887 p.
- Spies, T.A. 1998. Forest structure: a key to the ecosystem. *Northwest Sci.* 72(2):34-39.
- Upton, G. y B. Fingleton. 1985. *Spatial data analysis by example. Vol. 2: Categorical and directional data*. John Wiley & Sons. 416 p.
- Vargas, L.B. 1999. Caracterización de la productividad y estructura de *Pinus hartwegii* Lindl., en tres gradientes altitudinales en el Cerro Potosí, Galeana, Nuevo León. Tesis de Maestría. Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma de Nuevo León. Linares, Nuevo León. 93 p.

Manuscrito recibido el 17 de febrero de 2006.

Aceptado el 19 de junio de 2006.

Este documento se debe citar como:

Solís Moreno, R., O.A. Aguirre Calderón, E. J. Treviño Garza, J. Jiménez Pérez, E. Jurado Ybarra y J. Corral-Rivas. 2006. Efecto de dos tratamientos silvícolas en la estructura de ecosistemas forestales en Durango, México. *Madera y Bosques* 12(2):49-64.