

ÍNDICES PARA LA CARACTERIZACIÓN DE LA ESTRUCTURA DEL ESTRATO ARBÓREO DE ECOSISTEMAS FORESTALES

Oscar Alberto Aguirre Calderón¹

RESUMEN

La caracterización de la estructura del estrato arbóreo debe basarse en índices cuantitativos que permitan analizar objetivamente las influencias antropogénicas que se ejercen o los procesos de sucesión natural que ocurren en los ecosistemas forestales. El propósito de este trabajo consistió en la recopilación de diversas variables cuantitativas para hacer una descripción más precisa de los atributos estructurales del estrato superior, así como de diferentes métodos de inventario forestal para obtenerlas. Con respecto a la integración de las especies, se discuten los índices de Shannon H' , el de uniformidad E y el perfil de especies A , así como el de segregación S de Pielou y el de mezcla de especies M_i . Los de agregación R de Clark & Evans, de distancia entre árboles D_i y el de ángulos W_i también se incluyen para describir la estructura horizontal del ecosistema; adicionalmente, se analizan el coeficiente de homogeneidad H y los índices de diferenciación diamétrica TD_i y de diferenciación en altura TH_i . Para generar los índices estructurales anteriores se examinan diversos métodos utilizados para efectos de inventario forestal. Finalmente, y de manera particular, se argumenta sobre las posibilidades de aplicación y las ventajas que ofrece el procedimiento denominado grupos estructurales de cuatro árboles.

Palabras clave: Biodiversidad, diferenciación dimensional, distribución espacial, diversidad estructural, ecosistemas forestales, mezcla de especies.

ABSTRACT

Characterization of tree structure must be based on quantitative indexes that allow accurate analysis of human influence or natural succession processes that occur in forest ecosystems. The objective of this paper is the compilation of diverse quantitative variables to describe structural attributes of the upper story in

Fecha de recepción: 02 de diciembre de 1999.

Fecha de aceptación: 19 de noviembre de 2004.

¹ Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León. Correo-e: oaguirre@fcf.uanl.mx

forest ecosystems, as well as different methods of forest inventory to obtain them. To assess tree species composition, the indexes of Shannon H' , of evenness E , and the species A profile, as well as the segregation S of Pielou and the species mingling index M_i are discussed. The aggregation index R of Clark and Evans, the tree-to-tree distance variable D_i and the contagion index W_i were included, in order to describe the horizontal structure of ecosystems, for the characterization of the dimensional structure, the homogeneity coefficient H and the indexes of diameter differentiation TD_i and height differentiation TH_i are reviewed. Diverse forest inventory methods are examined to obtain the former structural indexes. Finally, the possibilities of application and the advantages of the named structural group of four trees procedure, in particular, are discussed.

Keywords: Biodiversity, dimensional differentiation, spatial distribution, structural diversity, forest ecosystems, species mingling.

INTRODUCCIÓN

La estructura de un ecosistema forestal se define básicamente por el tipo, número, arreglo espacial y ordenamiento temporal de los elementos que lo constituyen; en este contexto destacan principalmente las estructuras de especies, la espacial y la dimensional de los ecosistemas (Thomasius y Schmidt, 1996).

Contar con información cuantitativa referida en tiempo y espacio es condición fundamental para el análisis dinámico de este atributo. La descripción tradicional de los bosques comprende por lo general, junto a variables medibles como área basal, diámetro y altura, una serie de variables categóricas que perfilan de manera cualitativa la estructura de los mismos, mediante conceptos subjetivos dependientes de quien realiza el análisis y que, por lo tanto, no son reproducibles (Gadow, 1993). Los cambios en la estructura de los ecosistemas por sucesión natural o influencias antropogénicas pueden suponerse por este medio, pero no cuantificarse.

Una de las tareas del manejo forestal es la búsqueda de nuevos métodos de planeación e inventario de los ecosistemas forestales, en particular, en una época en que se generan múltiples discusiones sobre la conservación y fomento de la biodiversidad, a la par que se observa un incremento en la demanda de productos forestales. De especial importancia es la generación de esquemas de gestión de los recursos forestales en ecosistemas mixtos multicohortales, que representan los escenarios deseables a futuro en muchas regiones (Aguirre *et al.*, 1998a); en dichos ecosistemas deberán considerarse índices que caractericen la estructura de forma cuantitativa. El reto del manejo forestal consiste en obtener a partir de estas variables los nuevos indicadores de la sustentabilidad.

Los índices para la caracterización de la estructura de los ecosistemas

permiten reproducir la condición de los mismos en un momento determinado de su evolución en el tiempo (Gadow, 1997). Tales índices deben considerarse además de las variables empleadas de manera convencional (diámetro, altura media, área basal, volumen, edad y densidad), a fin de lograr una mejor descripción de los rodales.

El presente trabajo constituye una recopilación de diversos índices para la caracterización cuantitativa de la estructura del estrato arbóreo de los ecosistemas forestales. Los niveles de descripción considerados incluyen la estructura de especies, la estructura horizontal del ecosistema y la estructura dimensional del arbolado.

Estructura de especies

Índice de Shannon (1948).- es una de las variables más empleadas para la estimación de la diversidad de especies (Gadow, 1993); para su determinación se emplea la fórmula:

$$H' = - \sum_{i=1}^S p_i \cdot \ln(p_i)$$

Donde:

- S = número de especies presentes
- p_i = proporción de las especies $p_i = n_i/N$
- n_i = número de individuos de la especie i
- N = número total de individuos.

Como ejemplo de la aplicación de este índice se presentan los siguientes casos de ecosistemas con diferente composición de especies:

- 100% *Pinus pseudostrobus* Lindl.; $H' = 0.00$
- 80% *P. pseudostrobus*, 20% *Quercus rysophylla* Weath., $H' = 0.50$
- 50% *P. pseudostrobus*, 20% *Q. rysophylla*; $H' = 0.69$
- 70% *P. pseudostrobus*, 20% *Q. rysophylla*, 10% *Juniperus flaccida* Schlttdl.; $H' = 0.80$

El valor H' se incrementa conforme ocurre un mayor número de especies y la proporción de individuos de ellas es más homogénea. H' depende por tanto no sólo del número de especies presentes en un ecosistema, sino también de la frecuencia con que estén representadas.

Índice de Uniformidad E .- representa prácticamente un complemento del índice de Shannon (H') y alcanza un máximo valor cuando todas las especies de un área están representadas en igual proporción (Nagel, 1994), se obtiene mediante la fórmula siguiente:

$$E = \frac{100 \cdot H'}{H'_{max}} = \frac{100 \cdot - \sum_{i=1}^S p_i \cdot \ln(p_i)}{\ln(m)}$$

Donde:

m = número de especies ($m > 1$)

Un rodal con tres especies puede presentar un $H'_{max} = 1.1$; por ejemplo, en el caso descrito en el inciso anterior (70% *Pinus pseudostrobus*, 20% *Quercus rysophylla*; 10% *Juniperus flaccida*; $H' = 0.80$), el índice de uniformidad tiene un valor $E = 0.73$.

Perfil de Especies A .- para la caracterización de la estructura vertical de las especies de un rodal, Pretzsch (1996) desarrolló, a partir del índice de Shannon, la variable perfil de especies A , cuya fórmula es:

$$A = - \sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^Z p_{ij} \cdot \ln(p_{ij})$$

Donde:

S = Número de especies presentes

Z = Número de estratos de altura (3 en este caso)

P_{ij} = Proporción de especies en los estratos de altura $p_{ij} = \frac{n_{ij}}{N}$

n_{ij} = Número de individuos de la especie i en el estrato j

N = Número total de individuos

Pretzsch define tres estratos para la aplicación del índice A ; el estrato I comprende de 80 hasta 100%, el estrato II de 50 hasta 80% y el estrato III de 0 a 50% de la altura máxima del rodal.

A diferencia del índice de Shannon, el índice A caracteriza la ubicación de las especies en diferentes estratos de altura, donde A toma valores entre 0 y un valor máximo (A_{max}). Un valor $A = 0$ significa que el rodal está constituido por una sola especie que ocurre además en un sólo estrato y un valor A_{max} se obtiene cuando la totalidad de las especies ocurren en la misma proporción tanto en el rodal como en los diferentes estratos. A_{max} es función del número de especies (S) y de estratos (Z) y se obtiene mediante (Biber, 1997):

$$A_{max} = \ln(S * Z)$$

A partir del índice A puede calcularse un valor de uniformidad (E) de manera análoga al índice de Shannon. En un ecosistema constituido por 11 especies arbóreas, Jiménez *et al.* (1998) obtuvieron valores de $A = 2.07$ y $A_{max} = 3.50$; E sería por tanto 0.59.

Índice de Segregación S de Pielou (1961).- describe la combinación o mezcla de dos especies; esto es, el arreglo espacial de una especie respecto a la otra. Para calcularlo se determina la especie de la totalidad N de los árboles de una superficie dada y la de su vecino más próximo, obteniéndose de esta manera el número de individuos de las especies 1 y 2 (m , n), así como el número de árboles con vecinos de la misma especie (a , d) y vecinos de diferente especie (c , b). El índice S se obtiene entonces a partir de:

$$S = 1 - \frac{\text{número observado de pares mixtos}}{\text{número esperado de pares mixtos}}$$

S se calcula a partir de los datos siguientes:

		Árbol próximo		Total
		Especie 1	Especie 2	
Árbol base	Especie 1	a	b	m
Árbol base	Especie 2	c	d	n
		v	w	N

Utilizando la fórmula:

$$S = 1 - \frac{N \cdot (b + c)}{(v \cdot n + w \cdot m)}$$

S toma valores de -1 a 1; -1 representa la máxima segregación negativa posible, 0 denota ausencia de segregación y 1 corresponde a la máxima segregación positiva posible (Pielou, 1977). Valores de $S < 0$ indican que existe asociación entre las especies; $S > 0$ corresponde a una segregación; es decir, separación espacial de las especies.

En la Figura 1 se presentan dos fracciones de ecosistemas con diferente distribución horizontal de las especies. En el área a) se tiene un valor $S = -0.72$, donde las especies presentan una asociación evidente; contrario a lo anterior, en el área b) con un valor de $S = 0.79$, se observa una clara segregación de las especies.

Índice de Mezcla de Especies M_i - se define para el i -ésimo árbol ($i = 1 \dots N$) y sus tres vecinos próximos j ($j = 1 \dots 3$), como la proporción relativa de árboles vecinos de una especie distinta (Füldner, 1995). Este índice se desarrolló a fin de salvar la limitación del índice de Shannon, que no permite derivar información sobre la distribución espacial (vertical y horizontal) de las especies (Gadow y Füldner, 1992). Los rodales con igual H' pueden presentar una distinta distribución espacial de los árboles.

El índice de mezcla de especies se obtiene de la función:

$$M_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n m_{ij}$$

m_{ij} toma un valor 0 cuando el vecino j -ésimo pertenece a la misma especie del árbol objeto i , de lo contrario tiene un valor 1.

Dado que m_{ij} es una variable discreta dual, M_i puede tomar los siguientes valores:

- 0.00 todos los individuos del grupo (cuatro) pertenecen a la misma especie
- 0.33 uno de los vecinos del árbol cero pertenece a otra especie
- 0.67 dos de los tres vecinos pertenecen a otra especie
- 1.00 los tres vecinos del árbol cero pertenecen a una especie distinta.

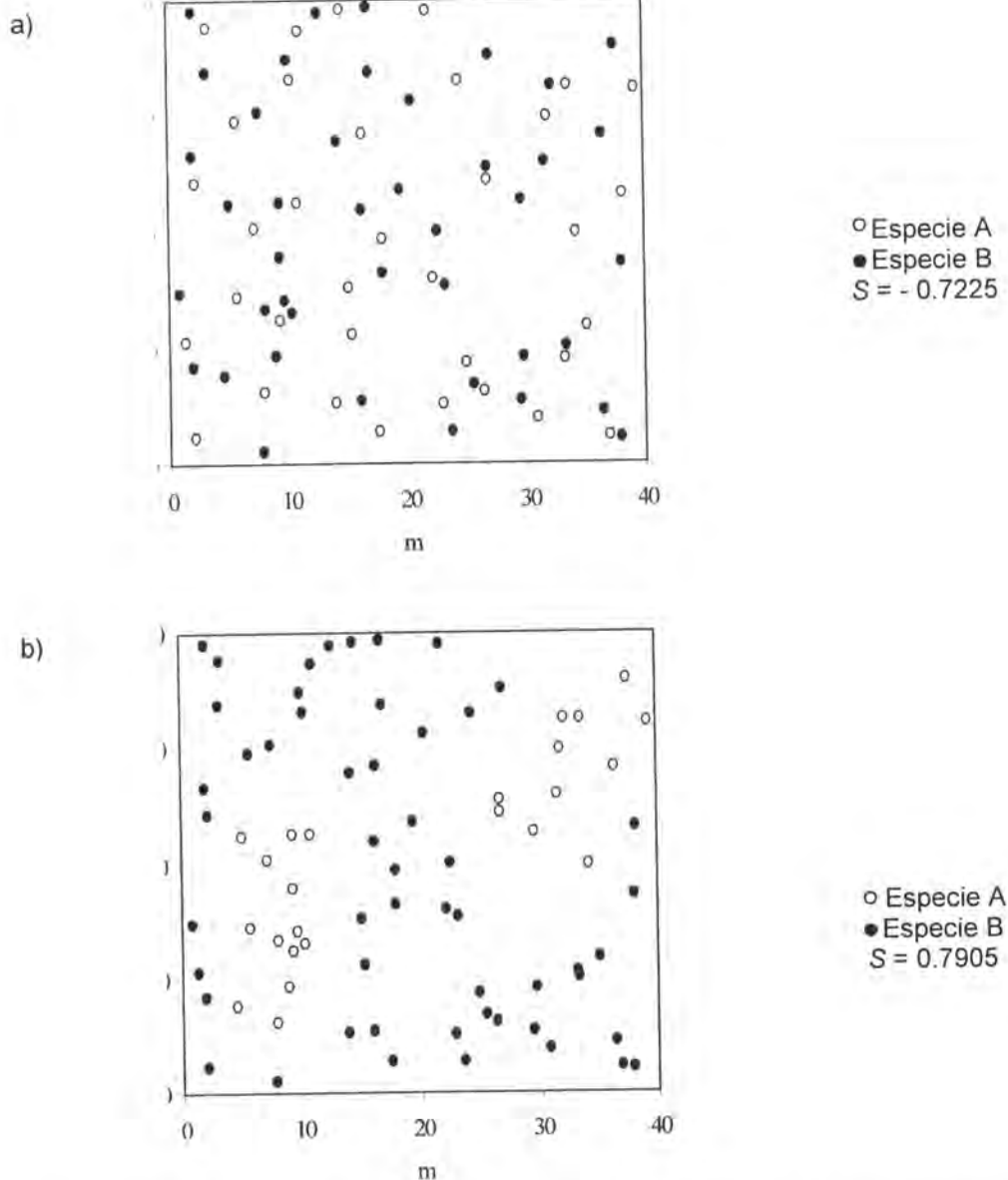


Figura 1. Índice de segregación S de Pielou para dos fracciones de ecosistemas con diferente distribución de especies.

El valor medio de mezcla de especies se calcula mediante la fórmula:

$$\bar{M} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Mi$$

Donde:

N = Número de árboles en el rodal.

En la Figura 2 se muestran los valores de mezcla de especies para un rodal de *Pinus pseudostrobus*, *Juniperus flaccida* y *Quercus rysophylla* (adaptado de Jiménez *et al.*, 1998). Los valores respectivos se presentan para las tres especies por separado. *P. pseudostrobus* se encuentra tanto conformando grupos puros ($M_i = 0$) como rodeado de uno o más individuos de otra especie ($M_i \geq 0.33$). *J. flaccida* y *Q. rysophylla* se presentan preponderantemente con vecinos de una especie distinta; en una alta proporción, *J. flaccida* ocurre distribuido en forma individual.

Estructura horizontal del ecosistema

Índice de Agregación R de Clark y Evans (1954).- describe la relación entre la distancia media observada ($r_{observada}$) entre los árboles de un área dada y sus vecinos próximos, y la distancia media esperada ($r_{esperada}$) para una distribución aleatoria del arbolado:

$$R = \frac{r_{observada}}{r_{esperada}}$$

R toma valores entre 0 y 2.1491 y permite caracterizar la distribución de los árboles de acuerdo a un patrón regular, aleatorio o en grupos. Valores de R menores a 1 muestran una tendencia al agrupamiento de los individuos, valores cercanos a 1 denotan una distribución aleatoria y aquellos mayores a 1 indican que los árboles manifiestan una distribución con tendencia a la regularidad (Gleichmar y Gerold, 1998).

El índice de Clark y Evans 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 , $i = 1 \dots N$ a su vecino más próximo. La distancia media se calcula mediante:

$$\bar{r}_{\text{observada}} = \frac{\sum_{i=1}^N r_i}{N}$$

$\bar{r}_{\text{observada}}$ se relaciona con la distancia media esperada para la distribución aleatoria del arbolado:

$$\bar{r}_{\text{esperada}} = \frac{1}{2\sqrt{N/A}}$$

Como ejemplo se presentan en la Figura 3 las distribuciones de los árboles en fracciones de dos rodales de pino-encino en el Noreste de México. El rodal a) tiene un valor de $R = 0.98$, lo que indica una distribución aleatoria de los individuos. En el rodal b) $R = 0.89$, presenta por tanto una distribución con tendencia a la conformación de grupos. Para el cálculo de los valores de $\bar{r}_{\text{esperada}}$ se aplicó en ambos casos el procedimiento de corrección de Donelly (1978, citado por Pretzsch, 1994), que minimiza el efecto de borde en áreas de muestreo con superficies entre 900 y 4900 m². $\bar{r}_{\text{corregida}}$ se calcula a partir de la fórmula:

$$\bar{r}_{\text{corregida}} = 0.5 \cdot \sqrt{A/N} + 0.051368 \cdot P/N + 0.041 \cdot P/N^{3/2}$$

Donde:

A = Superficie en m²

N = Número de observaciones

P = Perímetro del área en m.

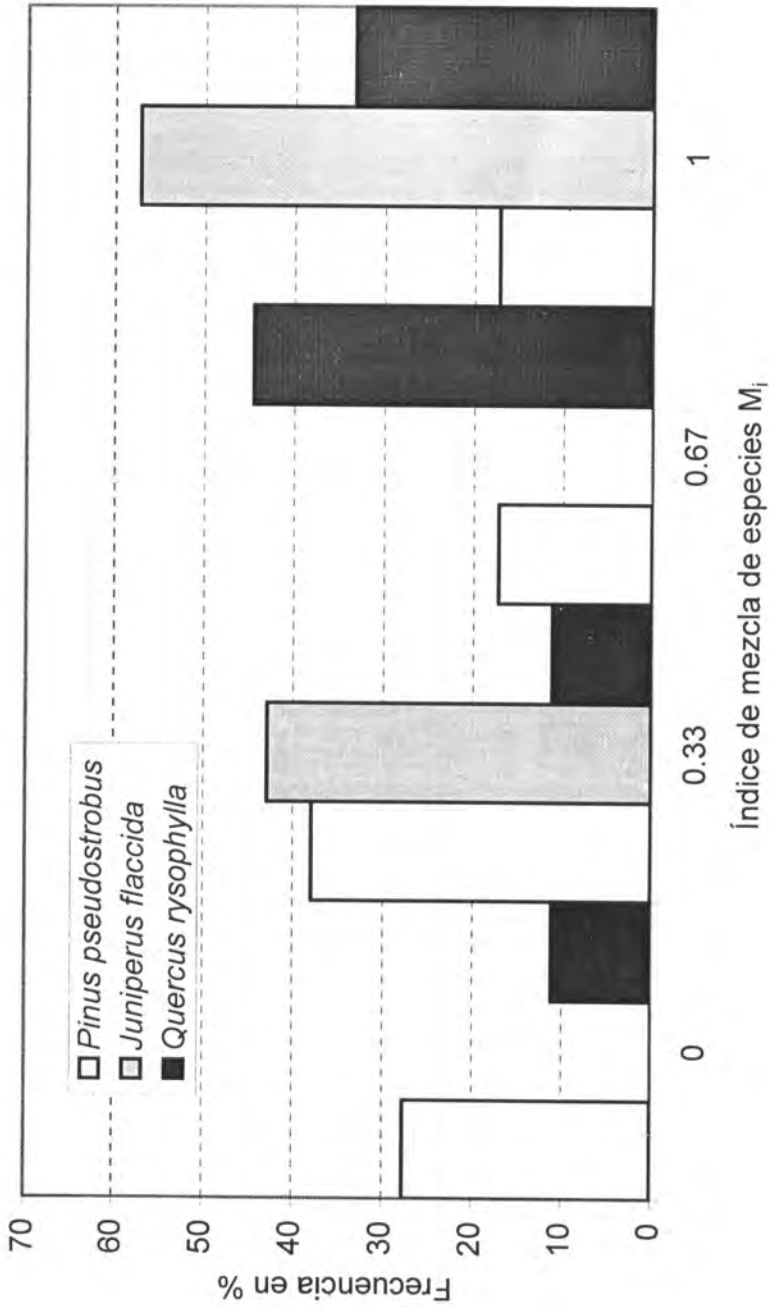
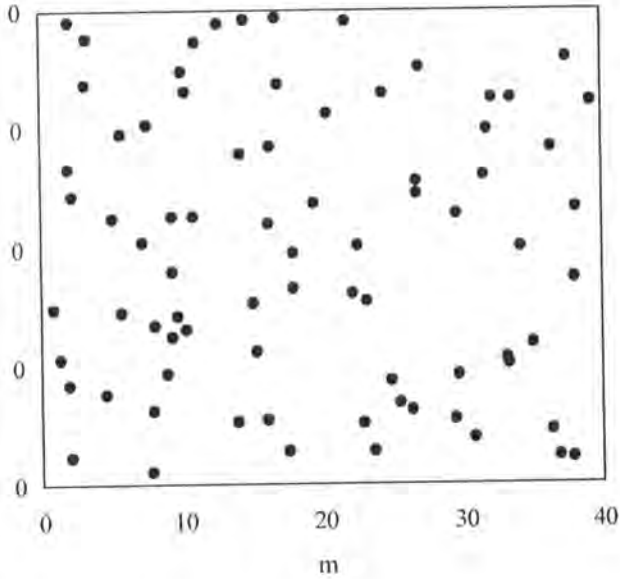


Figura 2. Distribución del índice de mezcla de especies en un ecosistema mixto.

a)



b)

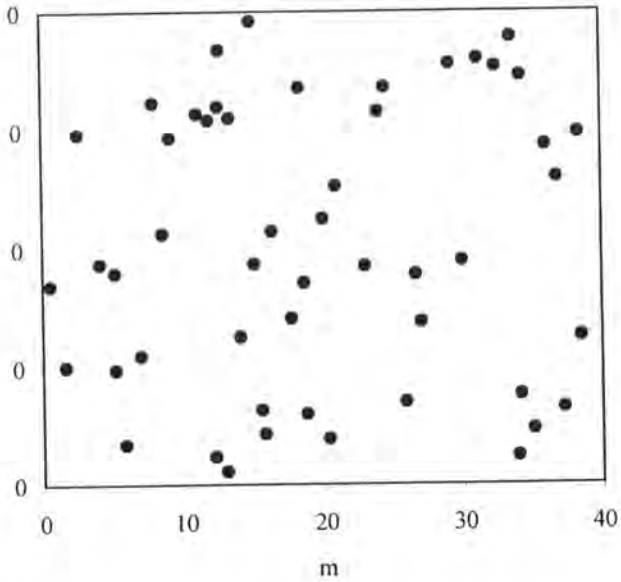


Figura 3. Índice de Clark y Evans para dos ecosistemas con diferente estructura horizontal.

Índice de Distancia entre Árboles D_i .- este índice caracteriza la distribución individual de los árboles en un bosque con base en la distancia del árbol de referencia cero i a su vecino más cercano (Pommerening *et al.*, 1996; Pommerening, 1997).

$$D_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n d_{ij}$$

Donde:

d_{ij} = Distancia del árbol i -ésimo a su vecino j -ésimo.

La distancia media entre los árboles cero y su vecino próximo se obtiene mediante:

$$\overline{DI} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N DI_i$$

Donde:

N = Número de árboles en el rodal.

Las distancias entre árboles D_i , se ubican dentro de 10 clases que comprenden rangos de 1 m:

Clase 1: $0 \text{ m} < D_i < 1 \text{ m}$; clase 2: $1 \text{ m} < D_i < 2 \text{ m}$;...; clase 9: $8 \text{ m} < D_i < 9 \text{ m}$ y clase 10: $9 \text{ m} < D_i$.

En la Figura 4 se presenta la distribución de los árboles de las áreas sin y con aclareo de un rodal mixto de pino (Aguirre *et al.*, 1998b). En el área sin aclareo la totalidad de los árboles se ubica entre las clases de distancia 1 a 4 ($0 \text{ m} < D_i < 4 \text{ m}$); en el área tratada la mayor proporción de individuos se concentra en las clases 3 a 7 ($2 \text{ m} < D_i < 7 \text{ m}$).

Índice de Ángulos W_i (Gadow *et al.*, 1998).- describe la regularidad de la distribución de los árboles vecinos a un árbol-cero de referencia i . La determinación de este índice se basa en la medición de los ángulos entre dos vecinos al árbol-cero i y su comparación con un ángulo estándar α_0 obtenido mediante:

$$\alpha_0 = 360 / n \pm 360 / 10n$$

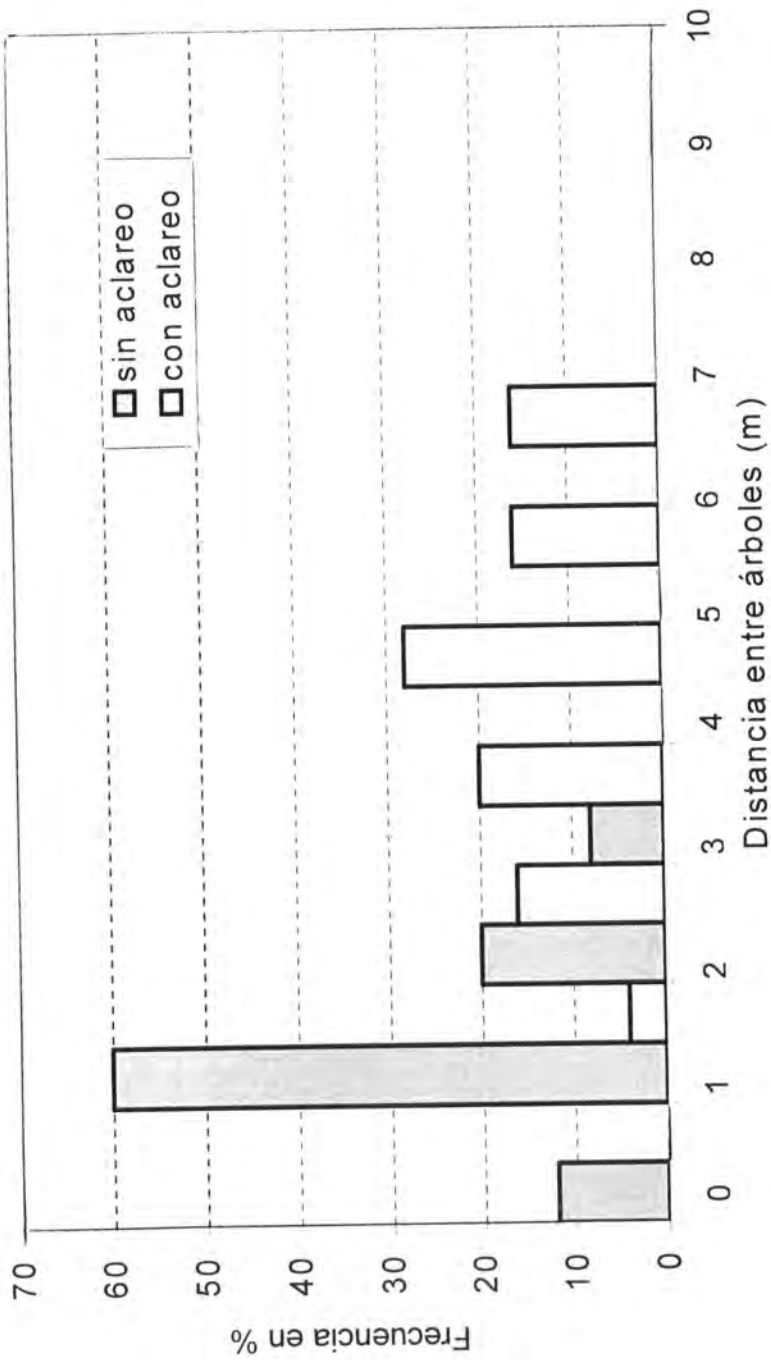


Figura 4. Distribución de los árboles en clases de distancia. Fracciones sin aclareo y con aclareo de un rodal de pino.

Donde:

n = Número de árboles vecinos considerados.

El índice de ángulos W_i se define entonces por la proporción de los ángulos α menores al ángulo estándar α_0 :

$$W_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n w_{ij}$$

w_{ij} tiene un valor = 1 cuando el j -ésimo ángulo α entre dos árboles vecinos próximos es menor o igual al ángulo estándar α_0 , en caso contrario toma un valor = 0.

Si $n = 4$, W_i puede presentar los siguientes valores:

- 0.00 ninguno de los ángulos α es menor a α_0 , esto es, todos los ángulos α se encuentran en el rango de α_0
- 0.25 uno de los ángulos α es menor a α_0
- 0.50 dos de los ángulos α son menores a α_0
- 0.75 tres de los ángulos α son menores a α_0
- 1.00 los cuatro ángulos α son menores a α_0

El valor promedio del índice de ángulos se calcula mediante:

$$\bar{W} = \frac{1}{N} \sum_i^N W_i$$

Valores de W de 0.5 corresponden a una distribución aleatoria de los árboles, aquellos mayores a esta cifra denotan tendencia al agrupamiento y los menores indican tendencia a la regularidad. Para dos ecosistemas con diferente estructura horizontal (Figura 3), se presenta, en la Figura 5, la distribución de los árboles de acuerdo al índice de ángulos W_i . La Figura 5a corresponde al rodal con un índice $R = 0.98$, la 5b al rodal con $R = 0.89$. Los valores de W se muestran al margen de las gráficas, de manera que $W = 0.53$ indica una distribución aleatoria de los individuos mientras que $W = 0.59$ corresponde a una tendencia al agrupamiento de los árboles.

Estructura dimensional

Coefficiente de Homogeneidad H .- la homogeneidad de un rodal puede también describirse de manera simple mediante el coeficiente de homogeneidad (H) de De Camino (1976). H se expresa con la relación porcentual entre número

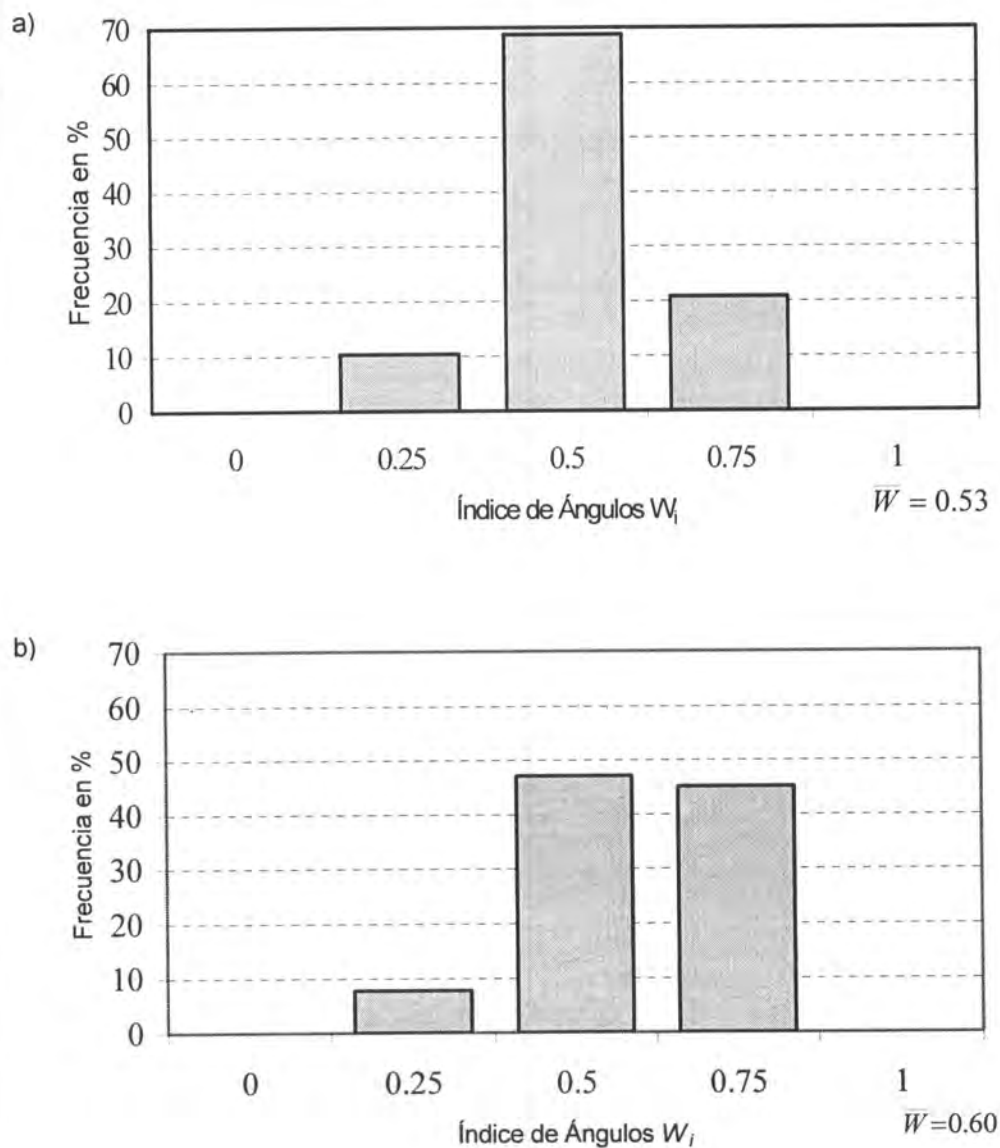


Figura 5. Distribución de los árboles en el índice de ángulos W_i , en dos ecosistemas con distinta distribución horizontal.

de árboles y volumen por categorías diamétricas. En un rodal totalmente homogéneo todos los árboles tienen el mismo volumen; en uno heterogéneo un alto porcentaje de árboles representa una proporción pequeña de volumen, mientras que pocos individuos contribuyen con la mayor proporción volumétrica.

El coeficiente de homogeneidad H se determina con el modelo:

$$H = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} SN \%}{\sum_{i=1}^{n-1} SN \% - SV \%}$$

Donde:

$SN\%$ = Suma de los porcentajes de número de árboles hasta la categoría diamétrica i

$SV\%$ = Suma de los porcentajes de volumen hasta la categoría diamétrica i .

En la Figura 6 se presentan los coeficientes de homogeneidad (H) obtenidos en las fracciones con y sin aclareo de un rodal de *Pinus cooperi* C. E. Blanco y *P. leiophylla* Schiede & Deppe, así como las curvas de Lorenz correspondientes (Aguirre *et al.*, 1998a, Lockow, 1998). Se observa aquí una mayor homogeneidad del área con aclareo, el valor H es mayor (6.03) y la curva de Lorenz es más cercana a la recta de referencia.

Índices de diferenciación dimensional.- describen la relación entre un árbol cero de referencia i y su vecino próximo j y se definen por el cociente entre una variable dimensional del árbol más pequeño y la correspondiente del árbol mayor, sustraído de 1 (Gadow, 1993; Fuldner y Gadow, 1994; Albert *et al.*, 1995). La diferenciación diamétrica TD_i , por ejemplo, se obtiene mediante la función:

$$TD_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n td_{ij}$$

td_{ij} se deriva de la relación de los diámetros normales de árboles vecinos sustraída de 1:

$$td_{ij} = 1 - \frac{\text{menor} (d_{1.3i}, d_{1.3j})}{\text{mayor} (d_{1.3i}, d_{1.3j})}$$

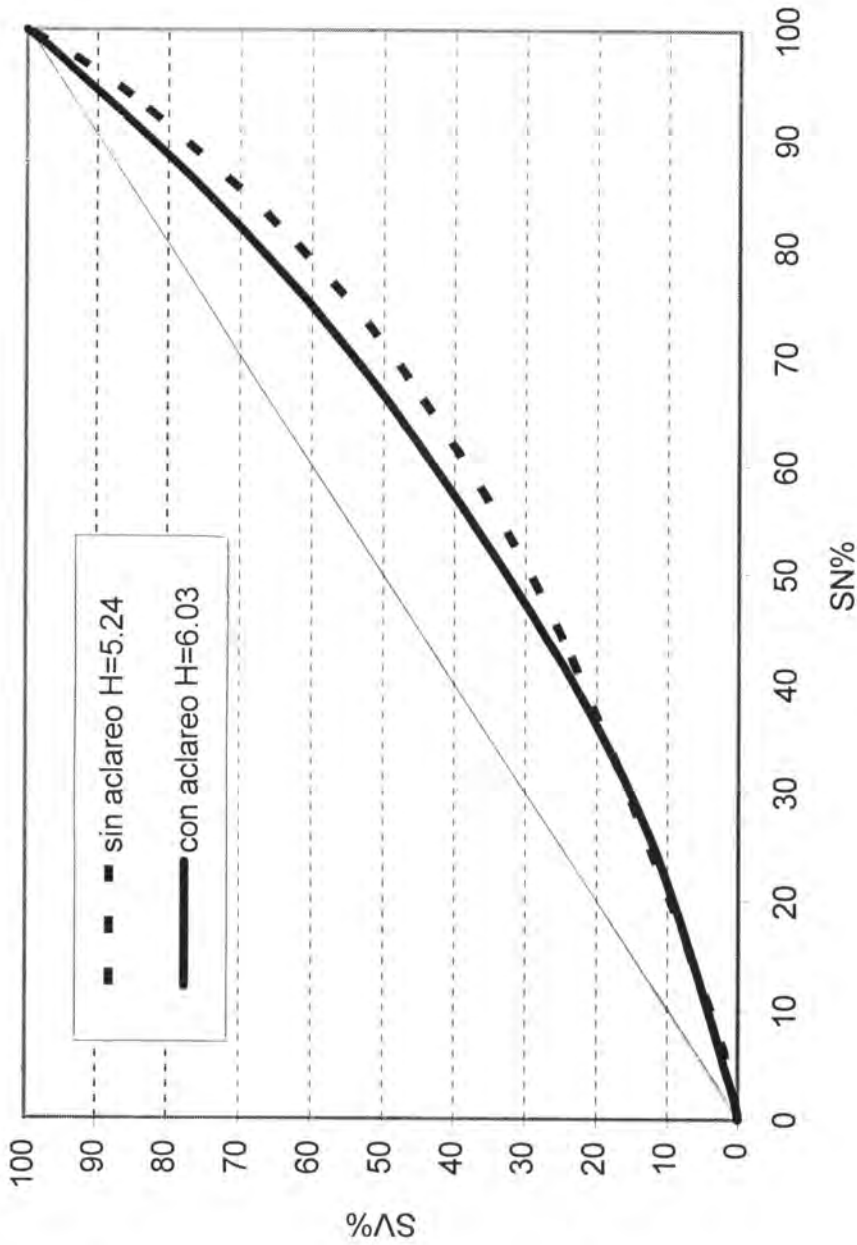


Figura 6. Coeficientes de homogeneidad y curvas de Lorenz para las fracciones de un ecosistema sin aclareo y con aclareo.

El valor medio de diferenciación diamétrica es:

$$TD = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N TD_i$$

Donde:

N = Número de árboles del rodal.

Un valor $TD_i = 0$ significa que ambos árboles tienen el mismo diámetro normal. Conforme la diferencia de los diámetros incrementa, crece también el valor de TD_i .

De manera análoga puede emplearse además de la diferenciación diamétrica TD_i , otra variable dimensional, lo que conformaría, por ejemplo, los índices de diferenciación en altura TH_i , y de diferenciación en área de Copa TKS_i (Aguirre *et al.*, 1997; Aguirre *et al.*, 1998a).

En la Figura 7a se muestra la distribución de los árboles de un rodal mixto en las clases de diferenciación diamétrica 0.0-0.2, 0.2-0.4, etc. En *Pinus pseudostrobus* se observa que la mayor proporción de los árboles presentan una escasa diferenciación diamétrica con respecto a sus vecinos (clase 0.0-0.2); una frecuencia similar manifiesta *Quercus rysophylla*, para la que en más del 50% de los casos, la diferencia diamétrica con su vecino próximo es menor a 20%. La mayor diferenciación ocurre en *Juniperus flaccida*, especie en la que la mayor proporción de individuos tienen diferencias de diámetro entre 40 y 60% (clase 0.4 - 0.6).

La frecuencia de clases de diferenciación en altura para las especies anteriores se observa en la Figura 7b. *Pinus pseudostrobus* presenta en este análisis menor diferenciación en altura que el resto de las especies, cerca del 60% de los árboles tiene valores menores a 0.2. En *Juniperus flaccida* se existe una menor diferenciación en altura que la obtenida para el diámetro normal (Figura 7a), mientras que en el caso de *Quercus rysophylla* se incrementa la frecuencia de individuos en la clase 0.6-0.8; es decir, más del 20% de los árboles tienen una diferenciación en altura superior al 60%.

Procedimientos de inventario para la obtención de índices estructurales

Los índices para la caracterización de la estructura de ecosistemas forestales constituyen un aporte importante para la toma de decisiones en manejo forestal;

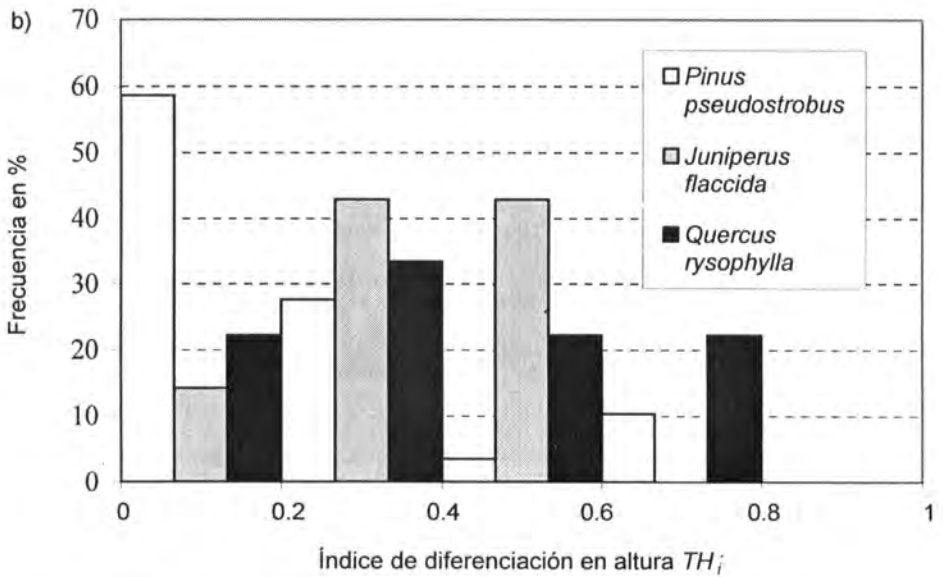
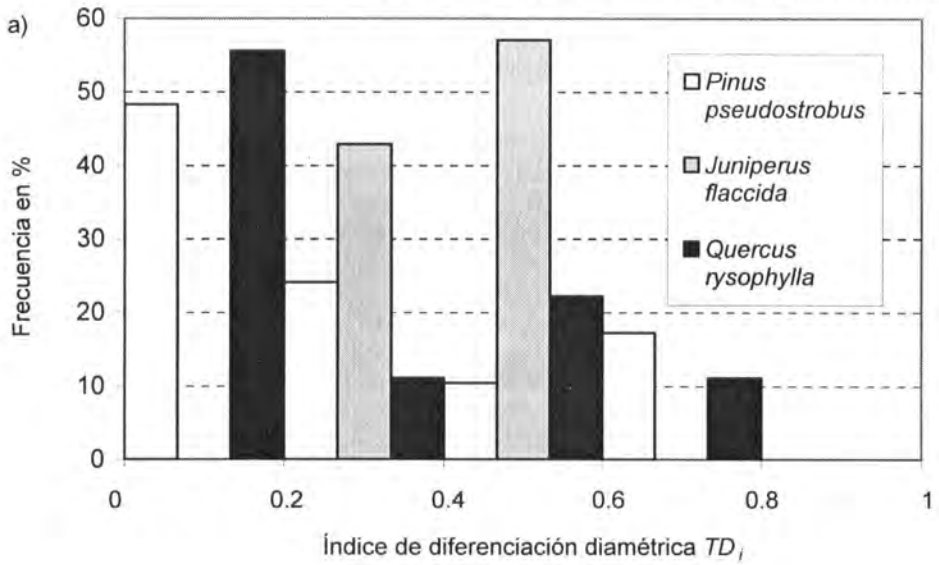


Figura 7. Distribución de los árboles en las clases de diferenciación diamétrica a) y en altura b).

sin embargo, su aplicación en la práctica depende de que los procedimientos para la obtención de la información de campo sean óptimos en tiempo y costos.

Los sitios circulares de muestreo convencionalmente utilizados contienen valiosa información para el análisis de la estructura de las especies, principalmente. A pesar de que en el levantamiento de tales sitios por lo general se omite la ubicación de los árboles, pueden obtenerse índices de diversidad de especies independientes de la distancia como el de Shannon H' , el de uniformidad E o el índice A para la caracterización del perfil de las especies. El coeficiente de homogeneidad H puede derivarse asimismo con base en la información de estos sitios.

A partir de datos de sitios circulares, en los que se registra la ubicación de los árboles, pueden obtenerse algunos índices dependientes de la distancia; sin embargo, en este caso se presenta el problema de definir las relaciones de vecindad de los árboles cercanos al límite del sitio (Pommerening, 1997, Nagel, 1998; Sterba, 1998).

Una alternativa para la obtención de índices estructurales la constituye el procedimiento de inventario denominado "grupos estructurales de cuatro árboles" (Füldner, 1995; Pommerening, 1997), procedimiento sistemático de inventario en el que los sitios de muestreo se ubican conformando una red a distancias de 20 ó 50 m (Füldner, 1995), a partir de un punto inicial aleatorio. Este esquema de inventario es particularmente adecuado para ecosistemas no homogéneos (Saborowsky, 1990). El árbol más próximo a los puntos de intersección de la red se designa árbol-cero y a partir de éste se determina la distancia a los tres árboles más cercanos (Figura 8). A los cuatro individuos que conforman el grupo de muestreo se les determina el diámetro normal, altura y especie. Además, pueden calcularse datos de área de copa, altura de copa y edad.

A partir de la información de los grupos de cuatro árboles se generan diversos índices estructurales basados en relaciones de vecindad entre árboles. El índice de mezcla de especies M_i , el de distancia entre árboles D_i y los de diferenciación dimensional TD_i , TH_i y TKS_i se derivan de manera sencilla a partir de los datos obtenidos mediante este procedimiento de inventario. La inclusión de un quinto árbol en el grupo y la medición de los ángulos entre los árboles posibilita la estimación del índice de ángulos W_i .

La determinación de los índices de agregación R de Clark y Evans y de segregación S de Pielou puede realizarse para fines prácticos a partir de los datos de los grupos estructurales de cuatro árboles (Füldner, 1995); sin embargo, para determinaciones más precisas conviene contar con censos totales de los árboles en sitios de mayor superficie ($\geq 900 \text{ m}^2$).

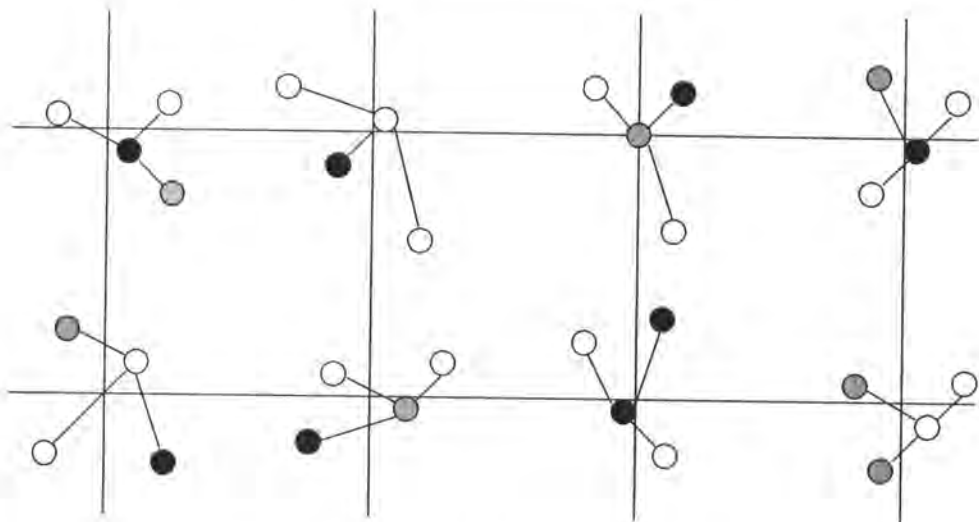


Figura 8. Representación de ocho grupos estructurales de cuatro árboles distribuidos en una red de muestreo.

CONCLUSIONES

Los índices considerados en este trabajo constituyen algunas de las opciones disponibles para la caracterización de la estructura de los ecosistemas forestales. Su aplicación debe basarse en los objetivos propuestos, así como en un análisis de las condiciones propias de las áreas a evaluar, considerando fundamentalmente las especies, su distribución espacial y las características dimensionales de los individuos.

Para evaluar los atributos espaciales, no es necesario medir distancias entre los árboles o establecer sus coordenadas. Las características espaciales se establecen simplemente a partir de la evaluación de los vecinos inmediatos de un número dado de árboles de referencia y pueden ser interpretadas fácilmente.

Los índices para describir la estructura espacial del bosque, basada en relaciones de vecindad, permiten una caracterización integral, fácilmente realizable en campo, dado que no se requiere la medición costosa de las posiciones de los árboles, ni la enumeración completa de las parcelas de muestreo.

REFERENCIAS

- Aguirre C., O. A.; J. Jiménez y B. Vargas. 1997. Análisis estructural del estrato arbóreo de ecosistemas forestales multicohortales. Memoria del III Congreso Mexicano sobre Recursos Forestales. pp. 36.
- Aguirre C., O. A.; H. Kramer und J. Jiménez. 1998a. Strukturuntersuchungen in einem Kiefern- Durchforstungsversuch Nordmexikos. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 168 (12):213-219.
- Aguirre C., O. A.; H. Kramer y J. Jiménez. 1998b. Análisis de la estructura de ecosistemas forestales. Un caso de estudio en Durango, México. Actas del Primer Congreso Latinoamericano IUFRO. Valdivia, Chile. 11 p.
- Albert, M.; K. V. Gadow und H. Kramer. 1995. Zur Strukturbeschreibung in Douglasien-Jungbeständen am Beispiel der Versuchsflächen Manderscheid und Uslar. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 166 (11):205-210.
- Biber, P. 1997. Analyse verschiedener Strukturaspekte von Waldbeständen mit dem Wachstumssimulator SILVA 2. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten. Sektion Ertragskunde. Jahrestagung in Grünberg. pp. 100-120.
- Clark, P. and F. C. Evans. 1954. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. Ecology 35 (4):445-453.
- De Camino, R. 1976. Zur Bestimmung der Bestandeshomogenität. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 147 (2/3):54-58.
- Füldner, K. and K. V. Gadow. 1994. How to Define a Thinning in a Mixed Deciduous Beech Forest. Mixed Stands. Research Plots. Measurements and Results. Models. Proceedings from the Symposium of the IUFRO Working Groups S4.01-03 S4-01-04 in Lousã/Coimbra. Portugal. pp. 31-42.
- Füldner, K. 1995. Strukturbeschreibung von Buchen – Edellaubholz – Mischwäldern. Tesis doctoral. Universidad de Göttingen. Cuvillier Verlag Göttingen. 145 p.
- Gadow, K. V. und K. Füldner. 1992. Zur Methodik der Bestandesbeschreibung. Arbeitsgruppe Forsteinrichtung. Jahrestagung in Klieken b. Dessau. pp. 122-138.
- Gadow, K. V. 1993. Zur Bestandesbeschreibung in der Forsteinrichtung. Forst und Holz 48 (21):602-606.
- Gadow, K. V. 1997. Strukturentwicklung eines Buchen-Fichten-Mischbestandes. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 168 (6-7):103-106.
- Gadow, K. V.; G. Y. Huy und M. Albert. 1998. Das Winkelmaß – ein Strukturparameter zur Beschreibung der Individualverteilung in Waldbeständen. Centralblatt für das Gesamte Forstwesen 155:1-9.
- Gleichmar, W. und D. Gerold. 1998. Indizes zur Charakterisierung der horizontalen Baumverteilung. Forstwissenschaftliches Centralblatt 117 (1):69-80.

- Jiménez, J.; O. Aguirre und H. Kramer. 1998. Bestandesstrukturanalyse im ungleichaltrigen Kiefern- Wacholder- Eichen- Mischwald Nordostmexikos. Forstarchiv. En prensa.
- Lockow, K. W. 1998. Durchforstung, Zuwachs und Struktur in ungleichaltrigen Kiefern-Buchen-Mischbeständen. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten. Sektion Ertragskunde. Jahrestagung in Kevelaer. pp. 157-183.
- Nagel, J. 1994. Structural analysis of the forest reserve Saubrink on the basis of a permanent sample plot data. Mixed Stands. Research Plots. Measurements and Results. Models. Proceedings from the Symposium of the IUFRO Working Groups S4.01-03 S4-01-04 in Lousã/Coimbra. Portugal. pp. 81-96.
- Nagel, J. 1998. Möglichkeiten der Einschätzung von Artendiversität und Struktur im Rahmen von Betriebsinventuren. Manuscrito. 24 p.
- Pielou, E. C. 1961. Segregation and Symmetry in two-species Populations as studied by nearest Neighbor Relations. *Journal of Ecology* 49:255-269.
- Pielou, E. C. 1977. *Mathematical Ecology*. John Wiley & Sons. New York. 385 p.
- Pommerening, A.; C. Wiegard und K. V. Gadow. 1996. Bestandesinventuren in strukturreichen Wäldern. Information für die Zielstärken- und Wertnachhaltigkeit. Projektbericht. Göttingen. 68 p.
- Pommerening, A. 1997. Eine Analyse neuer Ansätze zur Bestandesinventur in Strukturreichen Wäldern. Tesis doctoral. Universidad de Göttingen. Cuvillier Verlag, Göttingen. 150 p.
- Pretzsch, H. 1994. Analyse und Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen. Versuche mit dem Strukturgenerator STRUGEN. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstliche Versuchsanstalt 114. 87 p.
- Pretzsch, H. 1996. Strukturvielfalt als Ergebnis waldbaulichen Handels. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 67 (11): 213-221.
- Saborowsky, J. 1990. Schätzung von Varianzen und Konfidenzintervallen aus mehrstufigen Stichproben. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstliche Versuchsanstalt 99. 68 p.
- Shannon, C. E. 1948. The mathematical theory of communication. En C. E. Shannon; W. Weaver (Ed.): *The mathematical theory of communication*. Urbana, University of Illinois Press. pp. 3-91.
- Sterba, H. 1998. Das Randproblem bei der Erfassung von Strukturparametern. Facultad de Ciencias Forestales, Universidad de Göttingen. 16 p.
- Thomasius, H. und P. A. Schmidt. 1996. *Wald, Forstwirtschaft und Umwelt*. Economica Verlag. Bonn. 435 p.