

**UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN  
FACULTAD DE CIENCIAS FORESTALES  
SUBDIRECCIÓN DE POSGRADO**



**EFECTO DEL MANEJO FORESTAL EN LA DIVERSIDAD,  
COMPOSICIÓN Y ESTRUCTURA DE UN BOSQUE DE *Pinus  
arizonica* ENGELM. EN EL EJIDO EL LARGO, CHIHUAHUA, MÉXICO**

**TESIS**

QUE COMO REQUISITO PARCIAL PARA OPTAR POR EL TÍTULO DE:  
**DOCTOR EN CIENCIAS CON ESPECIALIDAD EN MANEJO DE RECURSOS  
NATURALES**

**PRESENTA:**

**JAVIER HERNÁNDEZ SALAS**

**Linares, Nuevo León, México**

**Diciembre, 2012**

**UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN  
FACULTAD DE CIENCIAS FORESTALES**

**SUBDIRECCIÓN DE POSGRADO**

**EFFECTO DEL MANEJO FORESTAL EN LA DIVERSIDAD,  
COMPOSICIÓN Y ESTRUCTURA DE UN BOSQUE DE *Pinus*  
*arizonica* ENGELM. EN EL EJIDO EL LARGO, CHIHUAHUA, MÉXICO**

**TESIS**


**QUE COMO REQUISITO PARCIAL PARA OPTAR POR EL TÍTULO DE:**

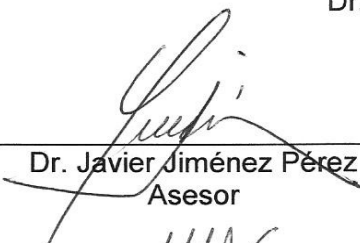
**DOCTOR EN CIENCIAS CON ESPECIALIDAD EN MANEJO DE RECURSOS  
NATURALES**

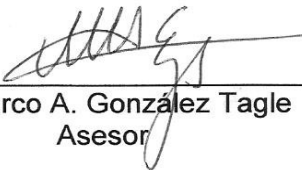
**PRESENTA:**

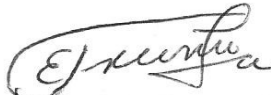
**JAVIER HERNÁNDEZ SALAS**


**COMITÉ DE TESIS:**

  
\_\_\_\_\_  
Dr. Óscar A. Aguirre Calderón  
Director de tesis

  
\_\_\_\_\_  
Dr. Javier Jiménez Pérez  
Asesor

  
\_\_\_\_\_  
Dr. Marco A. González Tagle  
Asesor

  
\_\_\_\_\_  
Dr. Eduardo J. Treviño Garza  
Asesor

  
\_\_\_\_\_  
Dr. Concepción Luján Álvarez  
Asesor externo

**Linares, Nuevo León, México**

**Diciembre del 2012**

*Manifiesto que la presente investigación es original y fue desarrollada para obtener el grado de Doctor en Ciencias con Especialidad en Manejo de Recursos Naturales, donde se utiliza información de otros autores se otorgan los créditos correspondientes.*

*Javier Hernández Salas*

*Diciembre del 2012*

## DEDICATORIA

A mi gran familia, biológica y política.

Especialmente a la gran memoria mi padre, Fermín Hernández González, que me dio ejemplo de elevados valores, a mis hermanos que han adelantado su partida: Fermín, Rodrigo e Hilda, que vivieron con tesón, esfuerzo, superación y compromiso.

Con gran nostalgia a la memoria de mi madre, Lucina Salas Villalobos, ejemplo de enorme sacrificio y esfuerzo, para quien no me alcanzó el tiempo y atención que deseaba dedicarle, que siempre estuvo pendiente de mí y me dio sus bendiciones, con el amor infinito y bondad que sólo ella prodigaba. Nunca tendré suficiente, como para no necesitar de mi madre....

A mi adorada familia, mis hijos, Javier Leopoldo, Luis Fermín y Laura Ivette, a mis hermosas nietecitas Laura Aidé y Zamira Guadalupe, y a mi esposa Laura Beatríz, a mi hija política Aidé (†) y al angelito que la acompañó, de quienes siempre sentí apoyo, con sus palabras de aliento, su actitud y sacrificio; que fueron mi inspiración y fortaleza para proseguir en el camino trazado.

A mis hermanos Juan, Ma. del Socorro, Ma. del Consuelo, Fidencio, Ma. Lucina y Carolina, por su apoyo y buenos deseos.

A todas aquellas personas, compañeros de trabajo y estudios en la FCF-UANL, amigos, colegas, que desinteresadamente siempre me dieron apoyo, consejos, confianza, palabras de aliento y su gran amistad.

## **AGRADECIMIENTOS**

A dios, por darme vida, fortaleza y voluntad para sobreponerme a diversos sucesos y superar las adversidades presentadas en este proceso, permitiéndome culminar el recorrido emprendido hasta lograr la meta fijada.

A la Universidad Autónoma de Nuevo León, especialmente a la Facultad de Ciencias Forestales, por brindarme la oportunidad de alcanzar mi propósito, por sus excelentes atenciones, facilidades otorgadas y trato fraternal.

A los destacados profesores, doctores, integrantes del comité de tesis, por brindarme su tiempo, darme facilidades, hacerme comentarios y sugerencias, guiar la elaboración y revisión de esta tesis y los trabajos que la fueron integrando. Especialmente al Dr. Óscar A. Aguirre Calderón, por su tiempo, amistad y confianza depositada en mí.

A los profesores de la Facultad de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma de Nuevo León, por su apoyo, trato cordial, aliento, consejos y extenderme su mano amiga. Principalmente al Dr. Eduardo Alanís Rodríguez, por su disponibilidad, invaluable y desinteresada asesoría en todo el proceso y brindarme su gran amistad. Muchas gracias, y que siempre conserve esa gran cualidad.

A la Universidad Autónoma de Chihuahua, representada por el C. M. C. Jesús Enrique Séañez Sáenz, rector de la misma, a la Facultad de Ciencias Agrícolas y Forestales, UACH, a cargo del M.C. Francisco Márquez Salcido, director, por brindarme la invaluable oportunidad de alcanzar una meta mas de mi vida; a la Coordinación de Gestoría y Fortalecimiento Externo, UACH, especialmente al

personal del Submódulo de Promep, que con su profesionalismo y esmerada atención hicieron posible que cumpliera mi objetivo.

A el Programa de Mejoramiento del Profesorado - SEP, por la beca otorgada y apoyos (PROMEPE/103.5/09/4421), que fueron determinantes para realizar este doctorado.

En especial a mi familia por su comprensión y sacrificio, que al ausentarme de casa le generé limitaciones y privaciones, aunado a la falta de un apoyo cercano.

A las autoridades ejidales, al Director Técnico Forestal, Ing. Luis Alfonso Domínguez Pereda, al Subdirector de la zona norte Ing. Víctor Gómez Herrera, especialmente al jefe del Departamento de Inventarios Ing. Santos Gregorio Rodríguez García y su personal de los servicios técnicos forestales del ejido El Largo y Anexos, por su exhaustivo e invaluable trabajo en la toma de datos de campo y facilitar la preciada información utilizada en esta investigación.

A la academia de profesores del programa de Ingeniero Forestal de la FCA y F, UACH, por su impulso e importante apoyo para cubrir mis tareas mientras yo atendía mi posgrado, los profesores Baca, Kiessling, Alanís, Bujanda, Chacón, Almanza, Trejo, Heredia y Tena. Especialmente a mis compañeros del cuerpo académico UACH-CA15 “Agroforestería Sustentable”, Ph. D. Jesús Miguel Olivas García y Ph. D. Concepción Luján Álvarez, por su ayuda permanente en diversos trámites y procesos.

## RESUMEN GENERAL

Los bosques de pino del ejido El Largo se han cosechado por más de 70 años, han tenido al menos cinco intervenciones silvícolas, benefician a más de 1600 ejidatarios y actualmente aportan la mayor producción maderable de México.

El propósito fue conocer el efecto del manejo forestal en la diversidad, composición y estructura del bosque, para contribuir a fortalecer o replantear las prácticas silvícolas que garanticen su sustentabilidad.

Se monitoreó durante 20 años el área de corta Moctezuma, mediante tres evaluaciones periódicas previas a las intervenciones silvícolas, con 58 parcelas permanentes de 0.1 ha cada una, distribuidas en 3650 ha, en las cuales se realizan aprovechamientos maderables cada 10 años. Las parcelas se ubican en las calidades de estación 2 (CE2) y 3 (CE3).

Se cuantificó la estructura, diversidad y composición de especies de individuos del estrato arbóreo con diámetro a la altura de pecho mayor a 7.5 cm, mediante diferentes índices ecológicos. Se evaluó la dinámica de crecimiento de los principales parámetros dasométricos que definen la estructura horizontal y vertical de una masa forestal. Asimismo, se determinaron los modelos de la función de densidad de probabilidad (fdp) Weibull de mejor ajuste para las distribuciones diamétricas.

La comparación de los indicadores ecológicos y parámetros dasométricos entre las evaluaciones mediante análisis de varianza, prueba de Kruskal-Wallis, prueba de t, y Nemenyi, permitió detectar cambios o estabilidad en la diversidad y la composición estructural del estrato arbóreo después de uno o dos ciclos de corte.

El estrato arbóreo de la CE2 registró siete especies, disminuyó en su diversidad alfa (índice de Shannon-Weiner  $-P \leq 0.1$ -) y modificó su composición un 16 % (diversidad beta). El género *Pinus* aumentó en sus indicadores ecológicos mientras *Quercus*

decreció. El *Pinus arizonica* fue la especie de mayor importancia ecológica (IVI=57.05 %).

El estrato arbóreo de la CE3 se integró por seis especies, no mostró diferencias en su diversidad alfa, y en diversidad beta tuvo un comportamiento similar a la CE2. La especie de mayor importancia ecológica fue *P. arizonica* (IVI=74.93 %). Los géneros *Pinus* y *Quercus* mantuvieron sus indicadores ecológicos.

Los parámetros dasométricos (área basal, diámetro cuadrático, altura media y volumen total árbol), del rodal y género *Pinus*, mostraron crecimiento significativo en el primer periodo, en el segundo sólo el diámetro cuadrático del bosque creció significativamente. Aunque la densidad arbórea decreció y el espaciamiento aumentó significativamente en el bosque, el índice de Hart-Becking no cambió.

Los modelos de la fdp Weibull que describen las distribuciones diamétricas con mejor ajuste en sus evaluaciones, fueron de tres parámetros, se determinaron por el método de cuadrados mínimos y mostraron una distribución unimodal cercana a la normal, típica de bosques coetaneos.

Se concluyó que el bosque es regular, en fase de crecimiento, mantiene la composición y diversidad arbórea y sostiene la producción mediante las cortas intermedias necesarias para su desarrollo.



## SUMMARY

Pine forests in ejido El Largo have been harvested for more than 70 years, have had at least five silvicultural interventions, produce benefits for more than 1600 landowners and currently are the largest timber producer in Mexico.

The purpose was to determine the effect of forest management on diversity, composition and forest structure, to help strengthen or redefine forestry practices to ensure forest sustainability.

The Moctezuma cutting area was monitored for 20 years, through three periodic assessments prior to silvicultural interventions, using 58 permanent plots of 0.1 ha each one, spread over 3650 ha. In these plots timber harvesting is done every 10 years. The plots are located in the site quality 2 (CE2) and 3 (CE3).

The species composition, structure and diversity of individuals from arboreal stratum with diameter at breast height greater than 7.5 cm, with different ecological indices, were quantified. The growth dynamics of the main parameters that define dasometric horizontal and vertical structure of a forest was evaluated. Probability density function (pdf) models for the best fit to Weibull diametric distributions were also determined.

Comparing the ecological indicators and dasometric parameters between evaluations by ANOVA, Kruskal-Wallis test, t test, and Nemenyi, allowed to detect changes or stability in diversity and structural composition of arboreal stratum after one or two cutting cycles.

The arboreal stratum of CE2 recorded seven species, decreased alpha diversity (Shannon-Weiner index  $-P \leq 0.1$ -) and changed its composition 16% (beta diversity). The genus *Pinus* increased in its ecological indicators while *Quercus* decreased. *Pinus arizonica* was the most important ecological species (IVI = 57.05%).

The arboreal stratum of CE3 was integrated by six species, showed no differences in alpha diversity, and beta diversity had a similar pattern to the CE2. The most important ecological species was *P. arizonica* (IVI = 74.93%). The genus *Pinus* and *Quercus* maintained their ecological indicators.

Dasometric parameters (basal area, quadratic diameter, average height and total volume of tree) for the forest and *Pinus*, showed significant growth in the first period. In the second period only quadratic diameter of the forest grew significantly. Although tree density decreased and spacing significantly increased in the forest, the Hart-Becking index did not change.

The pdf Weibull models describing the best-fitting diameter distributions in their assessments have three parameters; they were determined by the least squares method and showed a unimodal distribution close to normal, which is typical for even-age forests.

It was concluded that the forest is regular, is in growing phase, maintains the composition and diversity of trees, and sustains production through intermediate cuttings that are needed for its development.

## CONTENIDO

	Página
<b>Capítulo I.</b> Introducción general.....	1
<b>Capítulo II.</b> Efecto del manejo forestal en la diversidad y composición arbórea de un bosque templado del noroeste de México.....	11
<b>Capítulo III.</b> Dinámica y diversidad arbórea de un bosque templado manejado, en Chihuahua, México .....	29
<b>Capítulo IV.</b> Dinámica del crecimiento de un bosque templado bajo manejo en el noroeste de México .....	45
<b>Capítulo V.</b> Selección de modelos Weibull para describir la estructura y dinámica diamétrica de un bosque de pino en Chihuahua, México .....	64
<b>Capítulo VI.</b> Conclusiones generales.....	98
Literatura citada.....	103
Apéndice .....	111

## Capítulo I. INTRODUCCIÓN GENERAL

El manejo forestal sustentable de los bosques naturales en su dimensión ambiental, implica regular el aprovechamiento de acuerdo a la productividad del bosque y a sus ciclos productivos, y comprometerse a mantener las condiciones de biodiversidad y conservar la composición (Cabrera, Motta, & Ortiz, 2001), lo cual se evalúa con principios y criterios de sustentabilidad del ecosistema (Achkar, 2005; Simula, 2001) y hace del monitoreo de los ecosistemas forestales una actividad fundamental para la gestión eficiente del recurso (Côté, Fournier, & Egli, 2011).

En todo bosque que persigue mejorar el manejo, realizar un manejo sustentable o contar con certificación de buen manejo, se debe monitorear su logro (Simula, 2001; Susaeta, 1999), una forma es conociendo el comportamiento de la composición y diversidad del estrato arbóreo (Lara, 2004), que es la porción del ecosistema sujeta a aprovechamiento (Solís et al., 2006).

Como indicador de sustentabilidad se emplea la valorización de la degradación/apreciación de los activos naturales y medioambientales (Cerdeira et al., 2002).

Los índices de diversidad y estructura cada día tienen mayor importancia como criterios de comparación de alternativas y control de decisiones en el manejo forestal (Neumann & Starlinger, 2001). Una forma confiable y práctica de integrar aspectos de diversidad en el plan de manejo forestal es el control de la estructura de los rodales del ecosistema forestal (Ozdemir et al., 2012), dado que la diversidad de especies está correlacionada con la diversidad de hábitats (Neumann & Starlinger, 2001), específicamente, la estructura del estrato arbóreo es un buen indicador de la biodiversidad del sistema y es fácilmente modificable a través de la silvicultura (Solís, et al., 2006).

La biodiversidad contempla toda clase de variedad natural, diversidad de comunidades a nivel paisaje, entre comunidades y especies dentro de una misma comunidad (Del Río, Montes, Cañellas, & Montero, 2003), por lo que la diversidad de especies es un aspecto muy importante para el manejo forestal y la conservación (Aguirre, Hui, Gadow, & Jiménez, 2003).

La estructura arbórea es un indicador adecuado de la biodiversidad (Solís, et al., 2006), los árboles, se consideran los elementos más relevantes de la estructura del ecosistema forestal (Del Río, et al., 2003), por lo que la estructura arbórea es un elemento clave para evaluar la estabilidad de un sistema (Castellanos-Bolaños et al., 2008), que se modifica con facilidad mediante la aplicación de tratamientos silvícolas, cambiando la estructura de los rodales o masas forestales y en consecuencia el bosque, que es un conjunto de estas unidades (Castellanos-Bolaños, et al., 2008; Del Río, et al., 2003; Solís, et al., 2006).

La estructura de las masas forestales y su dinámica, está relacionada con su estabilidad ante factores bióticos y abióticos, por lo que su conocimiento es fundamental para el manejo del sistema y la generación sostenida de beneficios directos e indirectos (Del Río, et al., 2003; Jardel, 2011).

La estructura o condiciones de un rodal pueden describirse con tres características: 1) posición o distribución espacial, 2) diversidad y mezcla de especies, y 3) el arreglo de la diferenciación vertical y horizontal o diferenciación de tamaños (Jiménez *et al.*, 2001; Aguirre *et al.*, 2003; Castellanos *et al.* 2008).

Los índices de diversidad estructural también sirven para caracterizar los tratamientos silvícolas aplicados, ya que en una masa forestal mixta un aclareo produce una variación en los índices de mezcla y diferenciación de tamaños, por lo que las intervenciones deben adaptarse a cada masa (Del Río, *et al.*, 2003; Solís *et al.*, 2006).

Los inventarios y monitoreo de la diversidad informan sobre la respuesta del sistema a influencias naturales, actividades humanas o el manejo del área, para sustentar acciones de conservación y manejo de recursos naturales.

Una forma de evaluar la estructura horizontal, es mediante la modelación de distribuciones diamétricas, que permite caracterizar las masas forestales y proyectar su producción y rendimiento.

Para la modelación, se utilizan las funciones de distribución de probabilidad (fdp), la más utilizada en el ámbito forestal es la función Weibull, por su flexibilidad, facilidad de estimación de parámetros y expresión analítica cerrada (Vallejos *et al.*, 2009). Con esta función se determina la forma y amplitud de la distribución diamétrica, que son los elementos más frecuentemente usados en la caracterización de la estructura de un rodal (Pukkala, Lähde, & Laiho, 2010).

Esta fdp se ajusta a distribuciones diamétricas en su forma de dos o tres parámetros (2p, 3p), esta última es la más usada (Vallejos *et al.*, 2009). Los parámetros se obtienen por diferentes métodos, los más empleados son: cuadrados mínimos y máxima verosimilitud (Bueno y Bevilacqua, 2011). La expresión matemática de esta fdp [1] para una variable aleatoria D es:

$$f(D; a, b, c) = \frac{c}{b} \left(\frac{D-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\left(\frac{D-a}{b}\right)^c} \quad [1]$$

donde:

$D : \geq a$  , es el diámetro a 1.3 m (cm),

$a : = 0$ , para distribución Weibull de dos parámetros (2p), es el parámetro que define el origen o localización de la distribución,

$b : > 0$ , es el parámetro de escala,

$c : > 0$ , es el parámetro de forma.

Los bosques templados de México poseen la mayor diversidad de pinos y encinos, generan bienes y servicios a la sociedad pero están siendo degradados (Rodríguez-Trejo & Myers, 2010). El ejido El Largo es el más grande y mayor productor maderable de México (Madrid & Barrera, 2008); aporta alrededor del 20 % de la producción forestal maderable de Chihuahua, su posibilidad anual promedio es de 350,000 m<sup>3</sup> volumen total árbol (VTA) de los cuales 310,000 m<sup>3</sup> son del género *Pinus*, el resto es de *Quercus* (Semarnat, 2012; SmartWood, 2004). La producción en trozas es de 280,000 m<sup>3</sup> rollo año<sup>-1</sup>, que se obtienen de 151,759 ha de bosque en producción con certificado de buen manejo, el cual en 97.83 % es de regeneración natural (SmartWood, 2006).

Son bosques de segundo crecimiento, que han sido aprovechados por más de 70 años (Zepeda & Domínguez, 1998), con predominancia de coníferas. Las especies principales son *Pinus durangensis* Mtz., *P. arizonica* Engelm., *P. engelmannii* Carr., y asociaciones de *Pinus* sp. – *Quercus sideroxylla* (INEGI, 1984; Ruelas & Dávalos, 1999).

En estos bosques se establecieron gradualmente desde 1982, 1,300 sitios o parcelas permanentes de inventario forestal continuo (IFC) que se remiden antes de la corta, cuyo ciclo es de 10 años (SmartWood, 2004).

Dado que las parcelas permanentes son una herramienta para evaluar el impacto de las prácticas silvícolas sobre la estructura arbórea de masas forestales sujetas al aprovechamiento maderable (Solís, et al., 2006), se considera que las parcelas contempladas en este estudio, que tienen tres evaluaciones y dos pasos de corta después de establecidas, han generado información dasométrica silvícola con la que es factible evaluar el comportamiento de la composición, diversidad y estructura por efecto del aprovechamiento, así como la dinámica dasométrica de las masas generada por las prácticas silvícolas (Gadow, Sánchez, & Álvarez, 2007).

Por lo anterior, conocer el estado de la estructura y composición de estos bosques bajo manejo del área de corta Moctezuma, mediante el procesamiento parcial de los datos generados por el proyecto de Inventario Forestal Continuo, será de utilidad a corto y mediano plazo, tanto para constatar la sustentabilidad ecológica de estos bosques productores de bienes y servicios ambientales, como para aportar información utilizable en el manejo o gestión forestal de los mismos.

### **Hipótesis**

Las prácticas silvícolas y de aprovechamiento forestal maderable que se aplican en masas del área de corta Moctezuma del ejido El Largo sostienen la composición, estructura arbórea y producción de los bosques.

### **Objetivos**

#### ***Generales***

- Determinar el comportamiento de la composición, estructura y diversidad arbórea, derivado del aprovechamiento maderable, en bosques de dos diferentes calidades de sitio del área de corta “Moctezuma” ejido El Largo, Chihuahua.
- Conocer el grado de sustentabilidad de la composición y diversidad arbórea en las diferentes calidades de sitio del bosque del área de estudio y su efecto en la producción.

#### ***Específicos***

- Evaluar los efectos del manejo forestal de un bosque templado frío en la diversidad y composición arbórea.
- Comparar la estructura forestal previa a tres intervenciones silvícolas realizadas con intervalo de 10 años.
- Conocer la dinámica de los principales parámetros dasométricos del bosque de calidad de estación dos, en un periodo de 20 años, a partir de tres evaluaciones previas al aprovechamiento.



- Determinar los modelos Weibull de mejor ajuste para las distribuciones diamétricas previas a la corta de una masa forestal de bosque templado frío bajo manejo regular, en tres fechas diferentes (1986, 1996 y 2006).

### **Estructura de la Tesis**

La tesis contiene siete capítulos: Este primero proporciona una introducción general; el segundo y tercero tratan sobre la composición, estructura y diversidad arbórea del bosque en sus tres evaluaciones para las calidades de sitio o de estación dos y tres, respectivamente. El capítulo cuarto se refiere a la dinámica de crecimiento de los parámetros dasométricos que caracterizan el bosque de calidad de sitio dos y de mayor importancia para el manejo forestal. El quinto contiene la selección de los parámetros de la función de distribución de probabilidad Weibull para la modelación de las distribuciones diamétricas y dinámica del diámetro cuadrático. El capítulo sexto proporciona las conclusiones generales de los hallazgos del estudio en los capítulos anteriores. Al final, se incluye un apéndice con cuadros y figuras que indican la localización del área de estudio y complementan la información del capítulo cuarto.

En seguida se describen brevemente los capítulos que se han mencionado e integran la tesis:

Capítulo II. **Efecto del manejo forestal en la diversidad y composición arbórea de un bosque templado del noroeste de México.** Con una muestra de 46 parcelas del estrato arbóreo para el bosque de calidad de estación dos, se determinaron los indicadores ecológicos, la riqueza, composición e índices de diversidad alfa y beta para cada una de las tres evaluaciones de las parcelas de inventario continuo. Se compararon estos indicadores entre evaluaciones para detectar cambios en la estructura y diversidad de estos bosques como consecuencia del aprovechamiento y cultivo del bosque.

Capítulo III. **Dinámica y diversidad arbórea de un bosque templado manejado, en Chihuahua, México.** Con el propósito de conocer la dinámica de la estructura y diversidad arbórea, en este trabajo se determinaron y compararon los indicadores ecológicos de abundancia, dominancia, frecuencia, índice de valor de importancia, riqueza, composición de especies arbóreas e índices de diversidad alfa y beta en cada una de las tres diferentes evaluaciones para el bosque de calidad de sitio tres, a partir de datos de 12 parcelas permanentes de muestreo.

Capítulo IV. **Dinámica del crecimiento de un bosque templado bajo manejo en el noroeste de México.** En este estudio se determinaron las dimensiones de seis de los principales parámetros dasométricos que caracterizan una masa forestal en cada una de las tres evaluaciones periódicas. Se compararon sus dimensiones y crecimiento para conocer la dinámica del bosque en cada parámetro, como consecuencia de las prácticas silvícolas y decisiones del manejo forestal.

Capítulo V. **Selección de modelos Weibull para describir la estructura y dinámica diamétrica de un bosque de pino en Chihuahua, México.** En esta investigación se realizó la selección de los parámetros de los modelos Weibull que mejor describen la dinámica y distribución del diámetro cuadrático del arbolado con  $dap \geq 7.6$  cm de las 46 parcelas de calidad de sitio dos. Se probaron modelos de dos y tres parámetros por los métodos de máxima verosimilitud y cuadrados mínimos, finalmente se seleccionó un modelo para cada evaluación.

## **LITERATURA CITADA**

Achkar, B. M. (2005). Indicadores de sustentabilidad. In M. Achkar, V. Canton, R. Cayssials, A. Domínguez, G. Fernández & F. Pesce (Eds.), *Ordenamiento Ambiental del Territorio*. , Facultad de Ciencias. Montevideo (pp. 13). Montevideo: Comisión Sectorial de Educación Permanente, DIRAC.

- Aguirre, O., Hui, G., Gadow, K., & Jiménez, J. (2003). An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. *Forest Ecology and Management*, 183(1-3), 137-145. doi: 10.1016/S0378-1127(03)00102-6
- Cabrera, J., Motta, M. T., & Ortíz, R. (2001). Tendencias del mercado forestal y cálculo de rentabilidad: herramientas claves para el establecimiento de plantaciones forestales productivas (CORMADERA ed., pp. 137). Quito, Ecuador: OIMT-CORMADERA.
- Castellanos-Bolaños, J. F., Treviño-Garza, E. J., Aguirre-Calderón, Ó. A., Jiménez-Pérez, J., Musalem-Santiago, M., & López-Aguillón, R. (2008). Estructura de bosques de pino pátula bajo manejo en Ixtlán de Juárez, Oaxaca, México. *Madera y Bosques*, 14(2), 51-63.
- Cerda, A., Estay, C., Le Roy, A., Lira, V., Valenzuela, A., Cáceres, E., & Vera, C. (2002). Análisis crítico de sustentabilidad del sector forestal en Chile: bosque nativo y plantaciones periodo 1985-2000. In S. d. d. técnicos (Ed.), (EcoNativa ed., pp. 55). Valdivia, Chile: EcoNativa.
- Côté, J. F., Fournier, R. A., & Egli, R. (2011). An architectural model of trees to estimate forest structural attributes using terrestrial LiDAR. *Environmental Modelling & Software*, 26(6), 761-777. doi: 10.1016/j.envsoft.2010.12.008
- Del Río, M., Montes, F., Cañellas, I., & Montero, G. (2003). Revisión: Índices de diversidad estructural en masas forestales. *Invest. Agrar: Sist. Recur. For.*, 12(1), 159-176. doi: 10.5424/795
- Gadow, K., Sánchez, O. S., & Álvarez, G. J. G. (2007). Estructura y Crecimiento del Bosque Retrieved from [http://www.iww.forst.uni-goettingen.de/doc/kgadow/lit/kvgestructura\\_y\\_crecimiento\\_del\\_bosque.pdf](http://www.iww.forst.uni-goettingen.de/doc/kgadow/lit/kvgestructura_y_crecimiento_del_bosque.pdf)
- INEGI (Cartógrafo). (1984). Carta de uso de suelo y vegetación, H12-9 (Madera).
- Jardel, P. E. J. (2011). El manejo forestal en México: conceptos básicos, antecedentes, estado actual y perspectivas Retrieved from [http://eramx.org/Estudios\\_y\\_proyectos/Estudios/Edo\\_Bosques/Libro\\_2011/2\\_Jardel\\_Manajeo\\_3.doc](http://eramx.org/Estudios_y_proyectos/Estudios/Edo_Bosques/Libro_2011/2_Jardel_Manajeo_3.doc)
- Lara, A. (2004). Conservación de los ecosistemas boscosos: algunas lecciones de los últimos 20 años. *Ambiente y Desarrollo*, 20(2), 111-115.

- Madrid, L., & Barrera, J. M. (2008). La actividad forestal en el estado de Chihuahua. 6. Retrieved from [http://www.ccmss.org.mx/descargas/La\\_actividad\\_forestal\\_en\\_el\\_estado\\_de\\_Chihuahua.pdf](http://www.ccmss.org.mx/descargas/La_actividad_forestal_en_el_estado_de_Chihuahua.pdf)
- Neumann, M., & Starlinger, F. (2001). The significance of different indices for stand structure and diversity in forests. *Forest Ecology and Management*, 145(1), 91-106. doi: 10.1016/S0378-1127(00)00577-6
- Ozdemir, I., Ozkan, K., Mert, A., Ozkan, U. Y., Senturk, O., & Alkan, O. (2012). [Mapping forest stand structural diversity using RapidEye satellite data].
- Pukkala, T., Lähde, E., & Laiho, O. (2010). Optimizing the structure and management of uneven-sized stands of Finland. *Forestry*, 83(2), 129-142. doi: 10.1093/forestry/cpp037
- Rodríguez-Trejo, D. A., & Myers, R. L. (2010). Using oak characteristics to guide fire regime restoration in mexican pine-oak and oak forests. *Ecological Restoration*, 28(3), 304-323. doi: 10.1353/ecr.2010.0009
- Ruelas, M. L. C., & Dávalos, S. R. (1999). La industria forestal del estado de Chihuahua. *Madera y Bosques*, 5(2), 79-91.
- Semarnat. (2012). Anuario estadístico de la producción forestal 2011 S. Dirección General de Gestión Forestal y de Suelos (Ed.) Retrieved from [http://www.semarnat.gob.mx/temas/gestionambiental/forestalsuelos/Anuarios/ANUARIO\\_2011.pdf](http://www.semarnat.gob.mx/temas/gestionambiental/forestalsuelos/Anuarios/ANUARIO_2011.pdf)
- Simula, M. (2001). Comercio y medio ambiente en la producción forestal (D. D. s. D. M. ambiente, Trans.) (2001 ed., pp. 45). Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.
- SmartWood. (2004). Resumen público de certificación de ejido El Largo y anexos. In CCMSS (Ed.), (pp. 40). New York, USA: SmartWood URL: <http://bva.colech.edu.mx/xmlui/bitstream/handle/123456789/HASH016c2f2d352c24d4b2247857/bio012.pdf?sequence=3>.
- SmartWood. (2006). Informe de reevaluación para la certificación del manejo forestal de ejido El Largo y Anexos. In CCMSS (Ed.), *Reevaluación ejido El Largo* (pp. 37). New York, USA: Smarwood.

- Solís, M. R., Aguirre, C. Ó. A., Treviño, G. E. J., Jiménez, P. J., Jurado, Y. E., & Corral, R. J. (2006). Efecto de dos tratamientos silvícolas en la estructura de ecosistemas forestales en Durango, México. *Madera y Bosques*, 12(2), 49-64.
- Susaeta, E. (1999). Desarrollo forestal, sustentabilidad y certificación internacional. *Revista Ambiente y desarrollo CIPMA*, 15(4), 50-53.
- Zepeda, B. E. M., & Domínguez, P. L. A. (1998). Niveles de incremento y rendimiento maderable de poblaciones naturales de *Pinus arizonica* Engl., de El Poleo, Chihuahua. *Madera y Bosques*, 4(1), 27-39.

## Capítulo II. EFECTO DEL MANEJO FORESTAL EN LA DIVERSIDAD Y COMPOSICIÓN ARBÓREA DE UN BOSQUE TEMPLADO DEL NOROESTE DE MÉXICO



Referenciado como: Hernández-Salas, J.; Aguirre-Calderón, O.; Alanís- Rodríguez, E.; Jiménez-Pérez, J.; Treviño-Garza, E.J.; González-Tagle, M.A.; Luján-Álvarez, C.; Olivas-García, J.M. y Domínguez-Pereda, L.A. 2013. Efecto del manejo forestal en la diversidad y composición arbórea de un bosque templado del noroeste de México. Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente. Aceptado.

## EFFECTO DEL MANEJO FORESTAL EN LA DIVERSIDAD Y COMPOSICIÓN ARBÓREA DE UN BOSQUE TEMPLADO DEL NOROESTE DE MÉXICO

Javier Hernández-Salas<sup>1,3</sup>, Óscar A. Aguirre-Calderón<sup>2</sup>, Eduardo Alanís-Rodríguez<sup>2</sup>,  
Javier Jiménez-Pérez<sup>2</sup>, Eduardo J. Treviño-Garza<sup>2</sup>, Marco A. González-Tagle<sup>2</sup>,  
Concepción Luján-Álvarez<sup>3</sup>, Jesús M. Olivas-García<sup>3</sup>, L. Alfonso Domínguez-Pereda<sup>4</sup>

<sup>1</sup>Programa de posgrado, Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León. Carretera Linares-Cd. Victoria km 145, Linares, N. L. México. C. P. 67700. Correo: [jhemans@uach.mx](mailto:jhemans@uach.mx) (<sup>1</sup>Autor para correspondencia, Teléfono: +52 (639) 472-16-02).

<sup>2</sup>Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León. Carretera Linares-Cd. Victoria km 145, Linares, N. L. México. C. P. 67700.

<sup>3</sup>Facultad de Ciencias Agrícolas y Forestales, Universidad Autónoma de Chihuahua. Km 2.5 Carretera Delicias-Rosales, Cd. Delicias, Chih. México. C.P. 33000.

<sup>4</sup>Dirección Técnica Forestal, Ejido El Largo y Anexos. Cd. Madera, Chih. México.

### HIGHLIGHTS

- The importance value index of *Pinus*, increases while that of *Quercus* declines.
- The Shannon-Wiener diversity index decreases as the forest develops.
- Forest management does not affect species richness through time.
- Forest management increases abundance and dominance of *Pinus* but decreases these in *Quercus*.
- Beta diversity or change in tree composition was 0.16 in the period 1986 to 2006.

## RESUMEN

En la presente investigación se evaluó el efecto de las prácticas silvícolas en la diversidad y composición de especies arbóreas de un bosque templado del noroeste de México. Se establecieron 46 parcelas que fueron evaluadas cada 10 años (1986, 1996 y 2006). Se estimaron índices diversidad alfa y beta de la comunidad arbórea, y la abundancia, dominancia, frecuencia e índice de valor de importancia (IVI) de cada especie. Los resultados muestran que el aprovechamiento forestal modifica la diversidad y composición del estrato arbóreo. La comunidad arbórea mantiene su número de especies pero disminuye en los índices de Margalef y Shannon-Wiener de su diversidad alfa y modifica en un 16 % su composición (diversidad beta). El género *Pinus* aumenta sus valores relativos de abundancia, dominancia, frecuencia e IVI, mientras el género *Quercus* decrece. Las especies de mayor importancia ecológica son *Pinus arizonica* y *P. durangensis*.

**Palabras clave:** Indicadores ecológicos, *Pinus arizonica* Engelm., ejido El Largo, bosque de pino, aprovechamiento forestal, monitoreo de la calidad ecológica.

## ABSTRACT

In the present study, the effect of silvicultural practices in diversity and composition of tree species in a temperate forest in northwestern Mexico was evaluated. Forty six plots were established and every ten years were evaluated (1986, 1996 and 2006). Indices of species richness, alpha and beta diversity of the community of trees, and abundance, dominance, frequency and importance value index (IVI) of each species were estimated. The results show that forest management changed the diversity and composition of the tree stratum. The tree community retains its number of species, but decreases Margalef and Shannon-Wiener indexes of its alpha diversity, and composition changes in a 16 % (beta diversity). The genus *Pinus* increases its



relative abundance, dominance, frequency and IVI, while genus *Quercus* declines. *Pinus arizonica* and *P. durangensis* are the species of greater ecological importance.

**Key words:** Ecological indicators, *Pinus arizonica* Engelm., ejido El Largo, pine forest, forest harvesting, ecological quality monitoring.

## INTRODUCCIÓN

En el manejo sustentable de masas forestales es primordial conservar la biodiversidad, mantener la composición forestal, sus valores asociados y el paisaje del ecosistema. Se afirma que la estructura de un ecosistema es buen indicador de la biodiversidad del sistema y que las prácticas silvícolas y regímenes de manejo forestal modifican o deterioran el hábitat (Corral, Aguirre, Jiménez, & Corral, 2005; Del Río, Montes, Cañellas, & Montero, 2003). Estos cambios en la estructura y diversidad del bosque pueden ser generados por un aprovechamiento selectivo (Corral, et al., 2005). Las prácticas silvícolas habituales y simples tienden a favorecer un número reducido de especies, sin embargo, la tarea silvícola es compleja, si se pretende armonizar los criterios de sustentabilidad que implican conservar la biodiversidad (Gavilán & Rubio, 2005).

La evaluación de ecosistemas con los indicadores de diversidad, como la abundancia, dominancia y frecuencia de las especies, se utiliza para analizar la relación entre especies de una población (Jiménez, Aguirre, & Kramer, 2001), y se pueden determinar para diferentes estratos del sistema forestal (Gavilán & Rubio, 2005). Los índices de estructura y diversidad alfa (dentro del hábitat) pueden usarse para evaluar el efecto del aprovechamiento forestal sobre especies arbóreas del bosque (Aguirre, Hui, Gadow, & Jiménez, 2003; Corral, et al., 2005), medir diferencias en tiempo y espacio (Magurran, 2004), controlar los cambios provocados por los tratamientos silvícolas (Corral, et al., 2005), o para definir las prácticas que conduzcan a alcanzar un manejo forestal sustentable (Aguirre, Corral, Vargas, &

Jiménez, 2008). En diversos países se han realizado investigaciones que evalúan los efectos del manejo forestal en la biodiversidad de especies (Khanina, Bobrovsky, Komarov, & Mikhajlov, 2007).

En México, escasos estudios han evaluado los efectos del manejo forestal en la composición y diversidad del elemento arbóreo (Castellanos-Bolaños et al., 2008; Leyva, Velázquez, & Ángeles, 2010; Návar & González, 2009; Solís et al., 2006), y los realizados, no han considerado varios ciclos de corta.

Los bosques del noroeste de México son los de mayor importancia maderable; entre estos destacan los de Chihuahua, que aportan el 29.3 % del valor de la producción nacional (SEMARNAT, 2011). Bosques como el de este estudio, se han aprovechado por más de 80 años, inicialmente con cortas de selección, y desde 1978 como bosques regulares. Pese a esto, no se han desarrollado investigaciones que evalúen a mediano plazo la diversidad y composición arbórea.

Los objetivos de esta investigación fueron: 1) estimar índices de diversidad  $\alpha$  y  $\beta$  del estrato arbóreo, y los indicadores ecológicos de abundancia, dominancia, frecuencia, e índice de valor de importancia de las especies; y 2) analizar estas variables para conocer el efecto del aprovechamiento forestal sobre la diversidad y composición arbórea en el periodo de 1986 a 2006.

## **MATERIALES Y MÉTODOS**

### **Área de estudio**

La investigación se desarrolló para un bosque templado frío, en el área de corta "Moctezuma" de la zona norte del ejido El Largo y Anexos, Madera, Chihuahua, México; comprendido en las coordenadas 29° 49' 41" a 29° 55' 34" de latitud norte, y 108° 13' 28" a 108° 18' 34" de longitud oeste. El ecosistema es un bosque

maderable de *Pinus arizonica*, con presencia de *P. durangensis*, *P. engelmannii*, *P. leiophylla*, *Quercus sideroxyla* y *Q. fulva* (INEGI, 1984). El clima es tipo semifrío subhúmedo con verano fresco largo (CONABIO, 1998) y una precipitación media anual de 700 mm (INEGI, 1983). La altitud promedio es de 2,450 m.

### **Análisis de la vegetación**

Dentro del proyecto de Inventario Forestal Continuo, iniciado por la Unidad de Administración Forestal El Largo – Madera, se evaluó el elemento arbóreo cada 10 años (1986, 1996 y 2006), antes de la intervención silvícola, de 46 parcelas circulares permanentes de 0.1 ha, establecidas en 1986, con una distribución sistemática por conglomerados y una intensidad de muestreo de 0.2 %. Para estas parcelas, se inventarió e identificó la especie arbórea de todos los individuos con diámetro a la altura de pecho  $\geq 7.6$  cm, para los cuales, también se registró esta dimensión.

### **Análisis de la información**

Para cada especie arbórea, se determinaron los valores relativos de: abundancia (AR), considerando el número de individuos; dominancia (DR), en función del área basal; frecuencia (FR), atendiendo la presencia o ausencia en las parcelas muestreadas; e índice de valor de importancia (IVI), con el promedio de los indicadores ecológicos previos, en valores porcentuales de 0 a 100 (Alanís-Rodríguez et al., 2011; Magurran, 2004).

La diversidad alfa se determinó con la riqueza de especies, el índice de Margalef y el índice de diversidad de especies de Shannon-Wiener ( $H'$ ) (Leyva, et al., 2010; Moreno, 2001). Para probar la hipótesis nula de que las diversidades medidas con el índice  $H'$  son iguales en los tres monitoreos, se utilizó el procedimiento de Hutcheson

(1970), descrito por Moreno (2001) y Alanís-Rodríguez et al. (2010), el cual calcula un índice de diversidad ponderado ( $H_p$ ) para cada comunidad (año de medición). El nivel de significancia utilizado fue  $\alpha=0.1$ .

La diversidad beta o grado de reemplazamiento de especies se determinó con el índice de similitud de Sørensen para datos cuantitativos (Moreno, 2001), el cual permite comparar la composición de especies entre comunidades arbóreas (monitoreos).

Para el análisis estadístico de la densidad y área basal, previamente se comprobó la distribución normal y homocedasticidad de los datos, para usar el ANOVA de un factor o, en su defecto, su equivalente, la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis (Wheater & Cook, 2005), bajo la hipótesis nula de igualdad de medias o medianas, respectivamente. En las diferencias significativas, se usaron las pruebas correspondientes de comparaciones múltiples, de medias de Tukey y de rangos de Nemenyi (Wheater & Cook, 2005). El nivel de significancia fue  $\alpha=0.05$ , y se empleó el programa Minitab 15.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Se registraron tres familias, tres géneros y siete especies arbóreas (Cuadro 1). La familia Pinaceae es la más importante por su riqueza, con cinco especies de *Pinus*, las mismas del bosque de pino de esta región, registradas por el INEGI (1984).

### Abundancia

La densidad total mostró una tendencia descendente entre 1986 y 2006 (Cuadro 2), pero sin diferencias estadísticas significativas ( $F=2.865$ ,  $g.l.=2$ ,  $P=0.060$ ). El género más abundante fue *Pinus*, cuya densidad en 1986 ( $845.8 \text{ árboles} \cdot \text{ha}^{-1}$ ) representó el

89.9 % del total, ésta decreció para 1996 y aún más para 2006 (688.7 árboles·ha<sup>-1</sup>), sin presentar diferencias significativas ( $Chi^2=2.06$ ,  $g.l.=2$ ,  $P=0.356$ ), y su AR se incrementó, alcanzó el 96.1 % (Figura 1a). La especie con mayor densidad fue *P. arizonica*, que disminuyó gradualmente su NA·ha<sup>-1</sup> en las mediciones (Cuadro 2), pero sin diferencia significativa ( $Chi^2=1.70$ ,  $g.l.=2$ ,  $P=0.428$ ), y mantuvo una AR estable, superior al 68 %; sin embargo, esta proporción es muy inferior a la reportada por Nívar y González (2009) para *Pinus cooperi*, la especie más abundante (97 %) en un bosque templado de Durango.

Cuadro 1. Nombre científico y común, y familia de las especies registradas.

Nombre científico	Nombre común	Familia
<i>Pinus engelmannii</i> Carr.	Pino real	Pinaceae
<i>Pinus durangensis</i> Mtz.	Pino colorado	Pinaceae
<i>Pinus arizonica</i> Engelm.	Pino prieto	Pinaceae
<i>Pinus leiophylla</i> Schl. & Cham.	Pino cheguis	Pinaceae
<i>Pinus strobiformis</i> Engelm.*	Pino huiyoco	Pinaceae
<i>Quercus</i> spp.	Encino	Fagaceae
<i>Juniperus</i> sp.	Táscate	Cupressaceae

\*Sinonímia: *Pinus ayacahuite brachyptera* Shaw

El género *Quercus* redujo significativamente su densidad ( $Ch^2=6.92$ ,  $g.l.=2$ ,  $P=0.031$ ), su AR decreció 5.7 unidades % en el período de 20 años. El género con menor AR fue *Juniperus*, su densidad no mostró diferencias significativas ( $Chi^2=0.30$ ,  $g.l.=2$ ,  $P=0.861$ ) (Cuadro 2, Figura 1a) en las tres evaluaciones.

Las posiciones de abundancia de las especies se ajustan a un modelo exponencial negativo, con un  $R^2_{adj}=0.978$  (Figura 1b), que se mantiene aunque las posiciones de AR cambien; las especies de elevada abundancia son pocas y disminuyen progresivamente, y las escasamente representadas son la mayor proporción. Este comportamiento es propio tanto de ecosistemas maduros como de aquellos en proceso de sucesión (Alanís-Rodríguez, et al., 2011).

Cuadro 2. Indicadores ecológicos de las especies arbóreas registradas, previos al aprovechamiento, por año de medición.

Especie	1986						
	Abundancia		Dominancia		Frecuencia		IVI
	NA·ha <sup>-1</sup>	AR	ABm <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup>	DR	F abs	FR	
<i>P. engelmannii</i>	5.978	0.64	0.1515	0.77	15.22	6.03	2.48
<i>P. durangensis</i>	175.217	18.63	3.0356	15.50	36.96	14.66	16.26
<i>P. arizonica</i>	660.870	70.26	13.1254	67.02	86.96	34.48	57.25
<i>P. leiophylla</i>	0.217	0.02	0.0093	0.05	2.17	0.86	0.31
<i>P. strobiformis</i>	3.587	0.38	0.0478	0.24	13.04	5.17	1.93
<i>Quercus</i> spp.	81.304	8.64	2.9609	15.12	67.39	26.72	16.83
<i>Juniperus</i> sp.	13.478	1.43	0.2532	1.29	30.43	12.07	4.93
<b>Total</b>	<b>940.652</b>	<b>100.00</b>	<b>19.5838</b>	<b>100.00</b>	<b>252.17</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>
1996							
<i>P. engelmannii</i>	3.261	0.36	0.1255	0.53	17.39	6.45	2.45
<i>P. durangensis</i>	200.543	22.39	4.7143	19.89	41.30	15.32	19.20
<i>P. arizonica</i>	614.674	68.63	16.2046	68.36	89.13	33.06	56.69
<i>P. leiophylla</i>	0.217	0.02	0.0137	0.06	2.17	0.81	0.30
<i>P. strobiformis</i>	6.087	0.68	0.1000	0.42	19.57	7.26	2.79
<i>Quercus</i> spp.	57.609	6.43	2.1776	9.19	67.39	25.00	13.54
<i>Juniperus</i> sp.	13.261	1.48	0.3682	1.55	32.61	12.10	5.04
<b>Total</b>	<b>895.652</b>	<b>100.00</b>	<b>23.7040</b>	<b>100.00</b>	<b>269.57</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>
2006							
<i>P. engelmannii</i>	3.261	0.46	0.1260	0.57	13.04	5.00	2.01
<i>P. durangensis</i>	184.565	25.77	5.1731	23.33	43.48	16.67	21.92
<i>P. arizonica</i>	489.783	68.38	15.2109	68.61	89.13	34.17	57.05
<i>P. leiophylla</i>	0.217	0.03	0.0029	0.01	2.17	0.83	0.29
<i>P. strobiformis</i>	10.870	1.52	0.1863	0.84	23.91	9.17	3.84
<i>Quercus</i> spp.	20.870	2.91	1.1983	5.41	60.87	23.33	10.55
<i>Juniperus</i> sp.	6.739	0.94	0.2713	1.22	28.26	10.83	4.33
<b>Total</b>	<b>716.304</b>	<b>100.00</b>	<b>22.1689</b>	<b>100.00</b>	<b>260.87</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>

NA·ha<sup>-1</sup>, es el número de árboles por hectárea; AR, la abundancia relativa; AB m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>, el área basal por hectárea; DR, la dominancia relativa; F abs, la frecuencia absoluta; FR, la frecuencia relativa; IVI, el índice de valor de importancia.

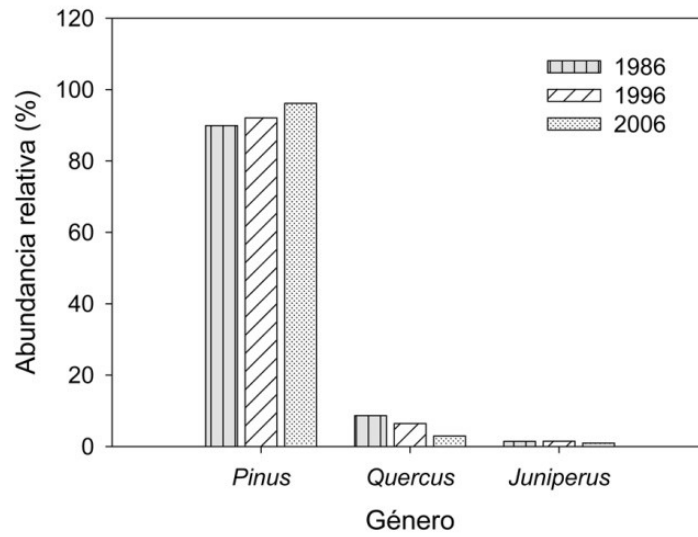


Figura 1a

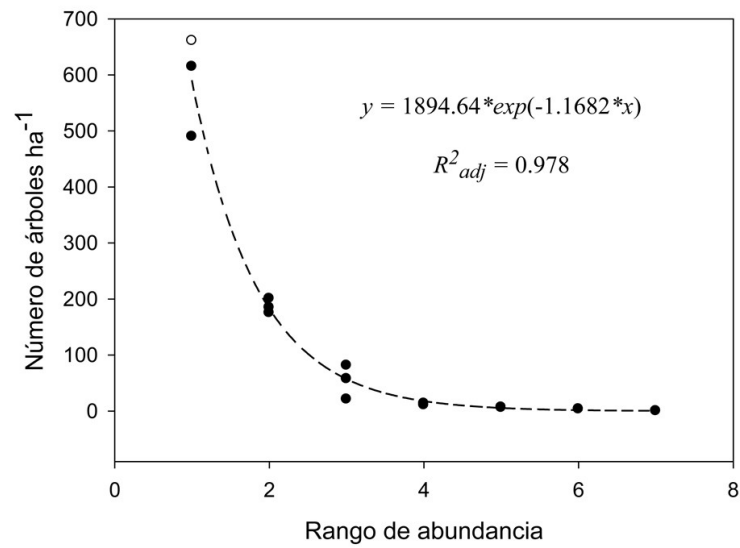


Figura 1b

Figura 1. a) Abundancia relativa por género y año, b) Comportamiento de las posiciones de abundancia de las siete especies en el área de estudio.

## Dominancia

El género *Pinus* fue el de mayor dominancia relativa (DR) en las tres evaluaciones, mostró una tendencia creciente; inició con 83.6 %, luego 89.3 % y finalizó con 93.4 % (Cuadro 2, Figura 2). En área basal, presentó diferencias significativas ( $F=5.719$ ,  $g.l.=2$ ,  $P=0.004$ ), en el período de 1986 a 1996 manifestó un incremento ( $4.8 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ) significativo ( $P=0.007$ ), y en el lapso 1996 a 2006, mostró un decremento ( $-0.5 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ) no significativo ( $P=0.954$ ). La especie dominante fue *P. arizonica*, que se mantuvo como tal; su área basal siguió el mismo patrón del género *Pinus*. La segunda especie en DR fue *P. durangensis*, que incrementó su área basal en forma sostenida y, en consecuencia, su dominancia aumentó a 23.3 % en 2006, siendo la especie con mayor incremento.

El género *Quercus* redujo su DR, de 15.1 % en 1986 a 5.4 % en 2006 (Cuadro 2, Figura 2), pero su área basal no mostró diferencias significativas ( $\text{Chi}^2=5.94$ ,  $g.l.=2$ ,  $P=0.051$ ). Esta reducción es debida a las intervenciones silvícolas, que favorecen el desarrollo del género *Pinus*, por su importancia maderable.

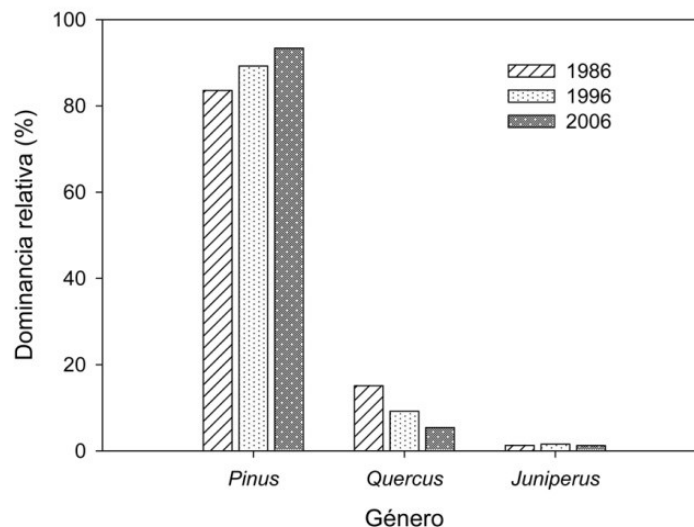


Figura 2. Dominancia relativa por género arbóreo y año, en el área de estudio.



## Frecuencia de especies

En frecuencia absoluta, *P. arizonica* mantuvo estable su presencia (89.1 %), seguida por el género *Quercus*, el cual decreció (5.5 unidades %) en 2006. La especie menos frecuente fue *P. leiophylla* (2.2 %), y en aumento se observó al *P. strobiformis*, incrementó 10.9 unidades % de 1986 al 2006 (Cuadro 2). A nivel de género, *Pinus* estuvo presente en todas las parcelas, 30.4 % son puras en 2006, y mostró una tendencia creciente en su FR, mientras que en *Quercus* fue decreciente y *Juniperus* mantuvo su presencia en 1996, pero decreció ligeramente en 2006 (Figura 3), y estuvo presente en el 28 % de las parcelas (Cuadro 2). Los tres géneros compartieron el 19.6 % de las parcelas en 2006. Este comportamiento de la FR se debe a la intensidad diferenciada de las intervenciones silvícolas sobre los distintos géneros y especies.

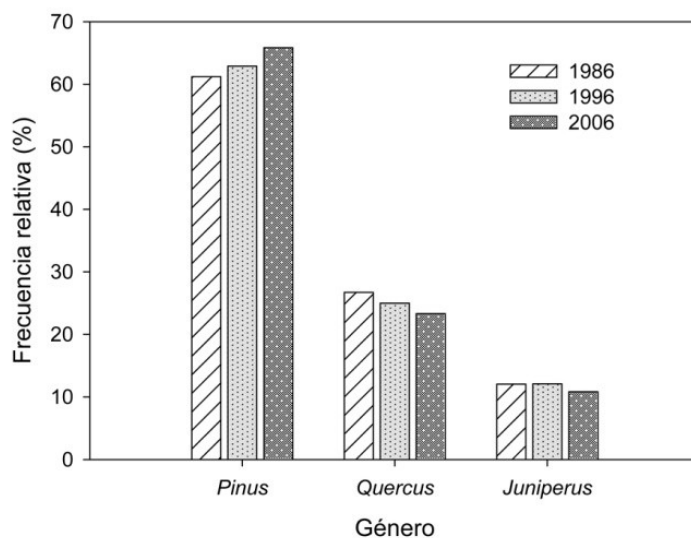


Figura 3. Frecuencia relativa por género y año, en el área de estudio.

## Índice de Valor de Importancia

El género *Pinus* obtuvo el 85.1 % del IVI en 2006, y registró un incremento de 7.1 unidades % (Figura 4). La especie *Pinus arizonica*, fue la de mayor importancia ecológica ( $IVI=57.05\%$ ), y se coincide con INEGI (1984), que tipifica esta área como bosque de *P. arizonica*, de uso maderable, y con menor presencia de *Quercus* sp. La fisiografía, clima y suelos del área de estudio, son los preferidos por *P. arizonica* en esta región, que siendo la especie de mayor aprovechamiento maderable, ha mantenido su IVI estable en el período analizado (Cuadro 2). Según Moreno (2001), el análisis del IVI permite monitorear el efecto de las perturbaciones para emitir recomendaciones y alertar de cambios como procesos empobrecedores.

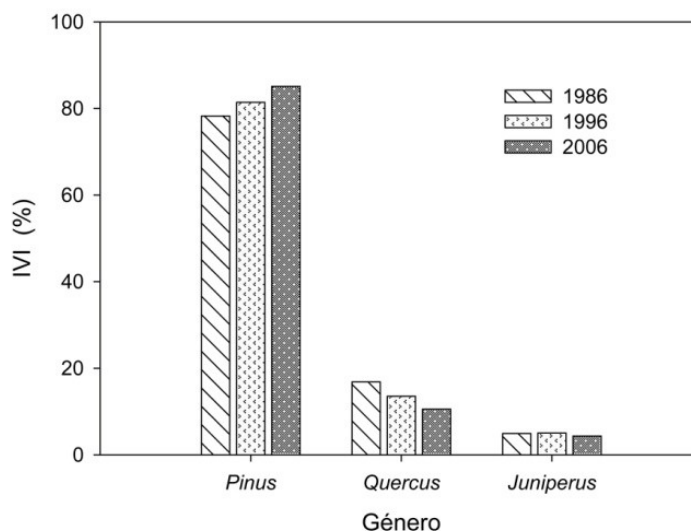


Figura 4. Índices de valor de importancia por género y año, en el área de estudio.

## Diversidad alfa ( $\alpha$ )

Existe una riqueza específica de siete especies, cantidad similar al promedio de los valores reportados por Nívar y González (2009) para bosques templados de Durango, y por Leyva et al. (2010), para un bosque de pino en Oaxaca.

El índice de riqueza de especies de Margalef ( $D_{Mg}$ ) no muestra diferencias significativas ( $F=0.270$ ,  $g.l.=2$ ,  $P=0.764$ ) a través del tiempo (Cuadro 3). Sus valores son ligeramente inferiores al promedio (1.04) reportado por Nívar y González (2009) para bosques con intensidad de corta del 30 % y superiores al promedio (0.77) de los cortados al 100 %.

Los promedios del índice de diversidad de Shannon–Wiener ( $H'$ ) en las tres evaluaciones (Cuadro 3), fueron inferiores al promedio (1.23) registrado por Nívar y González (2009) en bosques templados de Durango para una intensidad de corta del 30 %, e inclusive menores al promedio (0.57) para una intensidad del 100 %. También fueron inferiores al valor (0.72) determinado por Solís et al. (2006), para un bosque templado con manejo regular en Durango, que es el tipo de manejo utilizado en las masas objeto del presente estudio. La prueba de Hutcheson revela diferencias estadísticas significativas ( $P\leq 0.1$ ) para la diversidad de especies, medida con  $H'$ , entre 1996 y 2006 ( $t=1.944$ ,  $t_{(\alpha=0.1, 7085)}=1.645$ ); y entre 1986 y 2006 ( $t=1.952$ ,  $t_{(\alpha=0.1, 7199)}=1.645$ ), lo cual indica que la diversidad arbórea de 2006 difiere con la que existió 20 y 10 años atrás, y se rechaza la hipótesis de igualdad de diversidad arbórea en las tres evaluaciones.

Cuadro 3. Parámetros estadísticos del número de árboles e índices de riqueza y diversidad precorta, por año de medición.

Parámetro / año	NA en 0.1 ha			Índice de Margalef ( $D_{Mg}$ )			Índice de Shannon – Weiner ( $H'$ )		
	1986	1996	2006	1986	1996	2006	1986	1996	2006
	Promedio	94.1a*	89.6a	71.6a	0.812a	0.905a	0.900a	0.400a	0.401a
E. E.	7.4	7.4	6.1	0.100	0.097	0.105	0.058	0.055	0.048
D. E.	50.4	50.3	41.4	0.678	0.655	0.714	0.392	0.373	0.327
Mínimo	40.0	34.0	24.0	0.000	0.000	0.000	1.442	1.332	1.094
Máximo	248.0	286.0	237.5	2.974	2.392	2.367	0.000	0.000	0.000

NA: número de árboles; E.E.: error estándar; D.E. desviación estándar; \*Promedio con letras diferentes, indican diferencias estadísticas significativas.  $P\leq 0.05$ , (t de Hutcheson para  $H'$ ,  $P\leq 0.1$ ).

Los índices de riqueza ( $D_{Mg}$ ) y diversidad ( $H'$ ) tienen su mayor valor cuando es máxima el área basal (Cuadro 2 y 3), como lo reportan Nívar y González (2009).

### **Diversidad beta ( $\beta$ )**

De acuerdo a la diversidad beta, la proporción de especies que comparten los monitoreos, decrece, los valores fueron: 0.94 entre 1986 y 1996; 0.88 entre 1996 y 2006; y 0.84 entre 1986 y 2006. Esto indica que hubo disimilitud en la composición de especies (0.06) entre 1986 y 1996, y que esa disimilitud fue mayor (0.12) entre 1996 y 2006. El cambio de composición de la comunidad arbórea en el período evaluado de 20 años es del 0.16 (16 %). Lo anterior revela, que conforme se desarrolla la masa forestal se comparte un menor número de especies, pero la riqueza específica del bosque se mantiene, lo que puede deberse a las intervenciones silvícolas selectivas, dirigidas a reducir especies de menor valor comercial y a favorecer al género *Pinus* (Solís, et al., 2006).

## **CONCLUSIONES**

El aprovechamiento forestal modificó la diversidad y composición del estrato arbóreo en un bosque templado de segundo crecimiento. La comunidad arbórea en su diversidad alfa, mantuvo la riqueza de especies, pero disminuyó en los índices de Margalef y Shannon-Wiener, y modificó su composición (diversidad beta) en un 16 %. A nivel de género, *Pinus* aumentó sus valores relativos de abundancia, dominancia, frecuencia e IVI, mientras *Quercus* decreció y *Juniperus* no cambió. Las especies de mayor importancia ecológica son *Pinus arizonica* y *P. durangensis*. La densidad disminuyó en todos los géneros y el área basal se incrementó sólo en *Pinus*. Este comportamiento es normal en masas regulares, jóvenes y en desarrollo, tratadas con prácticas enfocadas a la producción maderable.

## AGRADECIMIENTOS

A la Universidad Autónoma de Chihuahua y al programa de mejoramiento del profesorado por la beca otorgada (PROMEP/103.5/09/4421) al primer autor. A las autoridades ejidales, director y personal de los servicios técnicos forestales del ejido El Largo y Anexos, por facilitar la información utilizada en este trabajo, especialmente al Ing. Santos Gregorio Rodríguez García.

## REFERENCIAS

- Aguirre, O., Corral, J. J., Vargas, B., & Jiménez, J. (2008). Evaluación de modelos de diversidad-abundancia del estrato arbóreo en un bosque de niebla. *Rev. Fitotec. Mex.*, 31(3), 281-289.
- Aguirre, O., Hui, G., Gadow, K., & Jiménez, J. (2003). An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. *Forest Ecology and Management*, 183(1-3), 137-145. doi: 10.1016/S0378-1127(03)00102-6
- Alanís-Rodríguez, E., Jiménez-Pérez, J., Pando-Moreno, M., Aguirre-Calderón, Ó. A., Treviño-Garza, E. J., & García-Galindo, P. C. (2010). Efecto de la restauración ecológica post-incendio en la diversidad arbórea del Parque Ecológico Chipinque, México. *Madera y Bosques*, 16(4), 39-54. URL: <http://redalyc.uaemex.mx/src/inicio/ArtPdfRed.jsp?iCve=61718402003>.
- Alanís-Rodríguez, E., Jiménez-Pérez, J., Valdecantos-Dema, A., Pando-Moreno, M., Aguirre-Calderón, O. A., & Treviño-Garza, E. J. (2011). Caracterización de la regeneración leñosa post-incendio de un ecosistema templado del parque ecológico Chipinque, México. *Revista Chapingo serie ciencias forestales y del ambiente*, 17(1), 31-39. doi: 10.5154/r.rchscfa.2010.05032
- Castellanos-Bolaños, J. F., Treviño-Garza, E. J., Aguirre-Calderón, Ó. A., Jiménez-Pérez, J., Musalem-Santiago, M., & López-Aguillón, R. (2008). Estructura de

- bosques de pino pátula bajo manejo en Ixtlán de Juárez, Oaxaca, México. *Madera y Bosques*, 14(2), 51-63.
- CONABIO (Cartógrafo). (1998). Clasificación climática. Recuperado de <http://infoteca.semarnat.gob.mx/>
- Corral, J. J., Aguirre, O. A., Jiménez, J., & Corral, S. (2005). Un análisis del efecto del aprovechamiento forestal sobre la diversidad estructural en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México. *Invest. Agrar: Sist. Recur. For.*, 14(2), 217-228. doi: 10.5424/885
- Del Río, M., Montes, F., Cañellas, I., & Montero, G. (2003). Revisión: Índices de diversidad estructural en masas forestales. *Invest. Agrar: Sist. Recur. For.*, 12(1), 159-176. doi: 10.5424/795
- Gavilán, R. G., & Rubio, A. (2005). *¿Pueden los índices de diversidad biológica ser aplicados como parámetros técnicos de la gestión forestal?* Artículo presentado en la I Reunión sobre ecología, ecofisiología y suelos forestales, Pontevedra. <http://www.secforestales.org/web/images/stories/c20.pdf>
- INEGI (Cartógrafo). (1983). Carta hidrológica de aguas superficiales, H12-9 (Madera).
- INEGI (Cartógrafo). (1984). Carta de uso de suelo y vegetación, H12-9 (Madera).
- Jiménez, J., Aguirre, O., & Kramer, H. (2001). Análisis de la estructura horizontal y vertical en un ecosistema multicohortal de pino-encino en el norte de México. *Invest. Agrar.: Sist. Recur. For.*, 10(2), 355-366. doi: 10.5424/729
- Khanina, L., Bobrovsky, M., Komarov, A., & Mikhajlov, A. (2007). Modeling dynamics of forest ground vegetation diversity under different forest management regimes. *Forest Ecology and Management*, 248(1-2), 80-94. doi: 10.1016/j.foreco.2007.03.021
- Leyva, J. C., Velázquez, A., & Ángeles, G. (2010). Patrones de diversidad de la regeneración natural en rodales mezclados de pino. *Revista Chapingo. Serie ciencias forestales y del ambiente*, 16(2), 227-239. doi: 10.5154/r.rchscfa.2010.06.038
- Magurran, A. E. (2004). *Measuring biological diversity*. Oxford, UK.: Blackwell publishing company. URL:

[http://books.google.es/books?id=iHoOAAAAQAAJ&hl=es&source=gbs\\_similar\\_books](http://books.google.es/books?id=iHoOAAAAQAAJ&hl=es&source=gbs_similar_books).

- Moreno, C. E. (2001). Métodos para medir la biodiversidad. (Vol. 1, pp. 83). Zaragoza, España: Cytel, Orcyt/Unesco & SEA.
- Návar, C. J. J., & González, G. S. (2009). Diversidad, estructura y productividad de bosques templados de Durango, México. *Polibotánica*, (27), 71-87 URL: <http://redalyc.uaemex.mx/pdf/621/62111396005.pdf>
- SEMARNAT. (2011). Anuario estadístico de la producción forestal 2009. México: Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales. Recuperado de <http://www.semarnat.gob.mx/temas/gestionambiental/forestalsuelos/Anuarios/>.
- Solís, M. R., Aguirre, C. Ó. A., Treviño, G. E. J., Jiménez, P. J., Jurado, Y. E., & Corral, R. J. (2006). Efecto de dos tratamientos silvícolas en la estructura de ecosistemas forestales en Durango, México. *Madera y Bosques*, 12(2), 49-64.
- Wheater, C. P., & Cook, P. A. (2005). *Using statistics to understand the environment* (Routledge, Taylor & Francis e-Library ed.). London, UK: Routledge. URL: <http://www.eBookstore.tandf.co.uk>.

**Capítulo III. DINÁMICA Y DIVERSIDAD ARBÓREA DE UN BOSQUE TEMPLADO  
MANEJADO, EN CHIHUAHUA, MÉXICO**

**DYNAMIC AND ARBOREAL DIVERSITY OF A MANAGED TEMPERATE FOREST  
IN CHIHUAHUA, MEXICO**



Referenciado como: Hernández-Salas, J.; Aguirre-Calderón, O.; Alanís- Rodríguez, E.; Jiménez-Pérez, J.; Treviño-Garza, E.J.; González-Tagle, M.A.; Luján-Álvarez, C.; Olivas-García, J.M. y Domínguez-Pereda, L.A. 2012. Dinámica y diversidad arbórea de un bosque templado manejado, en Chihuahua, México. Revista Forestal Baracoa. Aceptado.



**DINÁMICA Y DIVERSIDAD ARBÓREA DE UN BOSQUE TEMPLADO MANEJADO,  
EN CHIHUAHUA, MÉXICO**

**DYNAMIC AND ARBOREAL DIVERSITY OF A MANAGED TEMPERATE FOREST  
IN CHIHUAHUA, MEXICO**

M.C. Javier Hernández-Salas<sup>1,3</sup>; Dr. Oscar A. Aguirre-Calderón<sup>2</sup>; Dr. Javier Jiménez-Pérez<sup>2</sup>; Dr. Eduardo J. Treviño-Garza<sup>2</sup>; Dr. Marco A. González-Tagle<sup>2</sup>; Ph.D. Concepción Luján-Álvarez<sup>3</sup>; Dr. Eduardo Alanís-Rodríguez<sup>2</sup>; Ph.D. Jesús Miguel Olivas-García<sup>3</sup>; Ing. Luis Alfonso Domínguez-Pereda<sup>4</sup>

<sup>1</sup>Estudiante de Doctorado en Ciencias en Manejo de Recursos Naturales, Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León, Carretera Nacional Km 145, CP 67700, Linares, Nuevo León, México. e-mail: jhernans@uach.mx, Telef.: +52 (821) 212 4251.

<sup>2</sup>Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León, Carretera Nacional Km 145, CP 67700, Linares, Nuevo León, México.

<sup>3</sup>Facultad de Ciencias Agrícolas y Forestales, Universidad Autónoma de Chihuahua, Km 2.5 carretera Delicias – Rosales, CP 33000, Cd. Delicias, Chihuahua, México.

<sup>4</sup>Dirección Técnica Forestal, Ejido el Largo y Anexos, Cd. Madera, Chihuahua, México.

## RESUMEN

El bosque estudiado, bajo aprovechamiento maderable, es importante por los bienes tangibles y servicios ecológicos que proporciona. En 1986, previo a la corta, se le establecieron parcelas permanentes, transcurrido el periodo de recuperación, antes de cada reintervención silvícola, se remidieron en 1996 y 2006. Se realizó un análisis comparativo de la diversidad arbórea entre las evaluaciones, el propósito fue determinar la existencia de diferencias estadísticas en la diversidad y estructura arbórea. Las parcelas analizadas son las de menor calidad de estación del área de corta. Se registraron tres familias, tres géneros y seis especies. *Pinus* fue el género más abundante y *P. arizonica* Engelm. la especie dominante. En diversidad alfa: riqueza ( $D_{Mg}$ ), abundancia ( $H'$ ) y dominancia de especies, no hubo diferencias significativas entre muestreos. En diversidad beta ( $I_{Scuant}$ ), entre evaluaciones, se encontró alta similitud. Los resultados sugieren que el manejo y aprovechamiento forestal realizados, mantienen la composición y diversidad arbórea.

**Palabras clave:** *Pinus arizonica*, estructura arbórea, indicadores ecológicos, manejo forestal sustentable, monitoreo silvícola.

## ABSTRACT

The studied forest is under timber harvesting and is important for both, tangible goods and ecological services that provides. Permanent plots were established in 1986, previous to extraction. Those plots were re-measured in 1996 and 2006, after the recovery period, before each silvicultural reintervention. A comparative analysis of tree diversity between assessments was carried out. The purpose was to determine the existence of statistical differences in diversity and arboreal structure. The analyzed plots have the lowest site quality of the cutting area. Three families, three genera and six species were found. *Pinus* was the most abundant genus and *P. arizonica* Engelm. the dominant species. There were no differences between samples

in alpha diversity: richness ( $D_{Mg}$ ), abundance ( $H'$ ) and species dominance. Beta diversity ( $I_{Scuant}$ ) showed high similarity between assessments. The results suggest that forest management and utilization, maintain the composition and arboreal diversity.

**Key words:** *Pinus arizonica*, arboreal structure, ecological indicators, sustainable forest management, forest monitoring.

## INTRODUCCIÓN

La conservación de los niveles de diversidad es un mecanismo para lograr la producción forestal sostenible (Blockhus et al. 1995); sin embargo, en México, la diversidad y composición arbórea de los bosques templados ha sido poco estudiada (Alanís-Rodríguez et al. 2010; Castellanos-Bolaños et al. 2008; Solís et al. 2006). Para la Sierra Madre Occidental, principal productor maderable del país, los escasos estudios existentes se han efectuado en bosques el estado de Durango (Aguirre et al. 2003; Návar and González 2009; Solís, Aguirre, Treviño, Jiménez, Jurado and Corral 2006), pero no hay información sobre el tema para los bosques del estado de Chihuahua. Algunos bosques han sido aprovechados por más de 80 años (Zepeda and Domínguez 1998), como el sujeto de estudio, para los que es necesario conocer el efecto de las prácticas silvícolas sobre la composición y diversidad arbórea, que permitan rediseñar las estrategias de manejo forestal (Aguirre et al. 2008; Corral et al. 2005). Para contribuir a satisfacer esta necesidad, se evaluó y comparó la diversidad alfa y beta e indicadores ecológicos de un bosque manejado, a partir de información dasométrica de tres monitoreos realizados en los años 1986, 1996 y 2002.

## MATERIALES Y MÉTODOS

El bosque templado estudiado, denominado área de corta “Moctezuma” del ejido El Largo y Anexos, se ubica entre las coordenadas 29°49’41” a 29°55’34” de latitud norte, y 108°13’28” a 108°18’34” de longitud oeste, tiene una precipitación media anual de 700 mm y una altitud promedio de 2 450 m (INEGI 1983) y comprende 3 650 ha. En 1986 se establecieron 12 parcelas permanentes circulares de 0,1 ha en calidad de estación pobre, y se midieron antes del aprovechamiento. Transcurrido el periodo de recuperación de 10 años, previo a la reintervención silvícola, se remidieron en 1996 y 2006. Se tomó información de individuos con DAP  $\geq 7,6$  cm, de especie, DAP, altura y número de árboles. Para las tres evaluaciones se calcularon los valores relativos de: abundancia (AR), con el número de individuos; dominancia (DR), a partir del área basal; frecuencia (FR), por la presencia o ausencia de la especie en las parcelas muestreadas; e índice de valor de importancia (IVI), como promedio porcentual de los indicadores ecológicos anteriores, de acuerdo al procedimiento de Alanís-Rodríguez et al. (2011). Para determinar diferencias significativas ( $P < 0.05$ ) en los promedios de densidad ( $\text{Na} \cdot \text{ha}^{-1}$ ) y área basal ( $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ) entre años de medición, se realizaron pruebas de ANOVA, previa verificación del cumplimiento de los supuestos de distribución normal de datos (prueba de Kolmogorov-Smirnov) y homogeneidad de varianzas (prueba de Bartlett); en su defecto, se empleó la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis (K-W), de acuerdo con Dytham (2011). Los programas estadísticos utilizados fueron SPSS (PASW 18) y Minitab 15.

La diversidad alfa se determinó con el índice de riqueza específica de Margalef ( $D_{Mg}$ ) y la diversidad de especies con el índice de Shannon-Weiner ( $H'$ ); y para comparar el  $H'$  entre años de medición, se usó la prueba de hipótesis de igualdad en diversidad-abundancia de  $t$  de Hutcheson, por el procedimiento de Moreno (2001).

La diversidad beta se determinó mediante el coeficiente de similitud de Sørensen para datos cuantitativos, que relaciona la abundancia de las especies compartidas con la abundancia total de las dos muestras (Moreno 2001).

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Con la información registrada se obtuvieron los indicadores ecológicos por especie y género para las tres evaluaciones (Tabla 1).

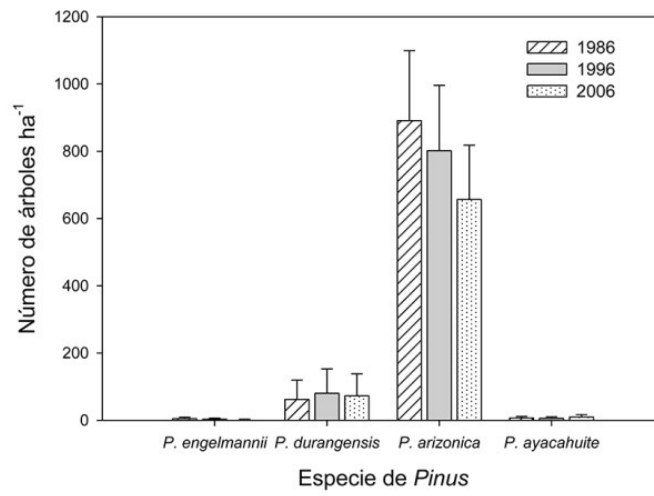
### Abundancia

El género *Pinus* es el más abundante, incrementó su AR de 96,34 a 97,16 % durante el periodo total de evaluación (Tabla 1). Consistentemente, la especie de mayor abundancia en los tres monitoreos fue *Pinus arizonica*, seguida de *P. durangensis*, que en 1986 constituyeron el 86,12 y 9,50 %, respectivamente. La especie de menor AR fue *Juniperus* sp. (0,18 a 0,33 %). Se registraron variaciones de abundancia de especies entre la primera y la última evaluación, la especie que más incrementó fue *P. ayacahuite*, 0,6 puntos porcentuales (85,5 %), y la que más perdió fue *P. engelmannii* (-56,2 %). Este comportamiento es normal, propio de la elasticidad de las estructuras ecosistémicas (Blaser and Sabogal 2011). Respecto a la Densidad ( $\text{NA}\cdot\text{ha}^{-1}$ ), la prueba K-W no encontró diferencias significativas ( $\alpha=0,05$ ) entre evaluaciones para especies de *Pinus*, géneros y total (Tablas 1 y 2; Figuras 1a y 1b). Aunque la densidad decreció visiblemente en *P. arizonica*, *Pinus* y total, debido a las intervenciones silvícolas, para favorecer el desarrollo natural de los rodales coetáneos juveniles (Zepeda and Domínguez 1998).

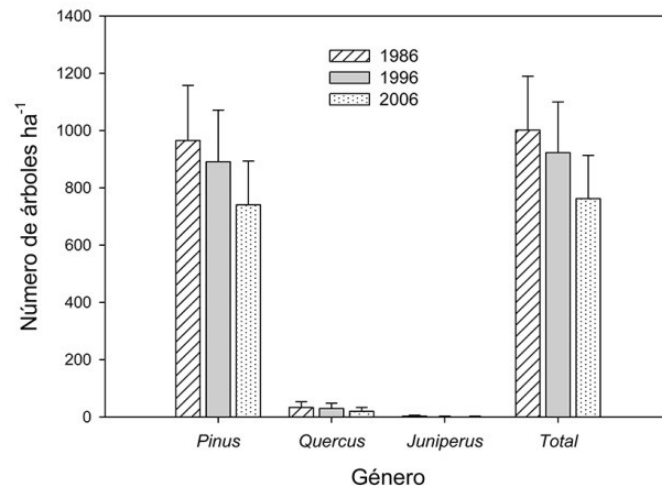
Tabla 1. Indicadores ecológicos de las especies arbóreas registradas, previos al aprovechamiento, por año de medición.

Especie	1986						
	Abundancia		Dominancia		Frecuencia		IVI
	NA•ha <sup>-1</sup>	AR	ABm <sup>2</sup> •ha <sup>-1</sup>	DR	F abs	FR	
<i>P. engelmannii</i>	5,00	0,50	0,7231	3,83	0,167	8,01	4,11
<i>P. durangensis</i>	62,08	6,20	0,6498	3,44	0,333	15,98	8,54
<i>P. arizonica</i>	890,83	88,93	15,9794	84,62	0,917	44,00	72,52
<i>P. ayacahuite</i>	7,08	0,71	0,3016	1,60	0,250	12,00	4,77
<i>Quercus</i> sp.	33,33	3,33	1,0050	5,32	0,250	12,00	6,88
<i>Juniperus</i> sp.	3,33	0,33	0,2244	1,19	0,167	8,01	3,18
<b>Total</b>	<b>1001,67</b>	<b>100,00</b>	<b>18,8833</b>	<b>100,00</b>	<b>2,084</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>
Especie	1996						
	Abundancia		Dominancia		Frecuencia		IVI
	NA•ha <sup>-1</sup>	AR	ABm <sup>2</sup> •ha <sup>-1</sup>	DR	F abs	FR	
<i>P. engelmannii</i>	3,33	0,36	0,3235	1,43	0,083	4,33	2,04
<i>P. durangensis</i>	84,02	9,04	1,3893	6,13	0,333	17,38	10,85
<i>P. arizonica</i>	801,67	86,27	19,4664	85,95	1,000	52,19	74,81
<i>P. ayacahuite</i>	5,83	0,63	0,0816	0,36	0,167	8,72	3,23
<i>Quercus</i> sp.	32,73	3,52	1,2476	5,51	0,250	13,05	7,36
<i>Juniperus</i> sp.	1,67	0,18	0,1393	0,61	0,083	4,33	1,71
<b>Total</b>	<b>929,24</b>	<b>100,00</b>	<b>22,6477</b>	<b>100,00</b>	<b>1,916</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>
Especie	2006						
	Abundancia		Dominancia		Frecuencia		IVI
	NA•ha <sup>-1</sup>	AR	ABm <sup>2</sup> •ha <sup>-1</sup>	DR	F abs	FR	
<i>P. engelmannii</i>	1,67	0,22	0,1978	0,90	0,083	4,35	1,82
<i>P. durangensis</i>	72,50	9,51	1,4469	6,61	0,333	17,39	11,17
<i>P. arizonica</i>	656,67	86,12	18,9429	86,50	1,000	52,18	74,93
<i>P. ayacahuite</i>	10,00	1,31	0,1712	0,78	0,167	8,70	3,60
<i>Quercus</i> sp.	20,00	2,62	0,9026	4,12	0,250	13,04	6,60
<i>Juniperus</i> sp.	1,67	0,22	0,2373	1,08	0,083	4,35	1,88
<b>Total</b>	<b>762,50</b>	<b>100,00</b>	<b>21,8988</b>	<b>100,00</b>	<b>1,917</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

NA•ha<sup>-1</sup>, es el número de árboles por hectárea; AR, la abundancia relativa; AB m<sup>2</sup>•ha<sup>-1</sup>, el área basal por hectárea; DR, la dominancia relativa; F abs, la frecuencia absoluta; FR, la frecuencia relativa; IVI, el índice de valor de importancia.



a



b

Figura 1. Número de árboles·ha<sup>-1</sup> y año: a, para especies de *Pinus*; b, para géneros y total.

Tabla 2. Pruebas de análisis de varianza y Kruskal-Wallis entre evaluaciones, para el número de árboles y área basal por hectárea de las especies de *Pinus*, géneros y total.

Variable	Prueba estadística	Estadístico	g.l.	valor <i>P</i>	Significancia
NA <i>P. engelmannii</i>	K-W	0,55	2	0,761	ns
NA <i>P. durangensis</i>	K-W	0,03	2	0,984	ns
NA <i>P. arizonica</i>	K-W	0,77	2	0,679	ns
NA <i>P. ayacahuite</i>	K-W	0,21	2	0,900	ns
NA <i>Quercus</i> spp.	K-W	0,04	2	0,982	ns
NA <i>Juniperus</i> sp.	K-W	0,00	2	0,998	ns
NA <i>Pinus</i>	K-W	0,91	2	0,635	ns
NA Total	K-W	1,00	2	0,606	ns
G <i>P. engelmannii</i>	K-W	0,55	2	0,761	ns
G <i>P. durangensis</i>	K-W	0,08	2	0,962	ns
G <i>P. arizonica</i>	ANOVA	0,519	2	0,600	ns
G <i>P. ayacahuite</i>	K-W	0,55	2	0,759	ns
G <i>Quercus</i> spp.	K-W	0,05	2	0,976	ns
G <i>Juniperus</i> sp.	K-W	0,01	2	0,997	ns
G <i>Pinus</i>	ANOVA	0,944	2	0,399	ns
G Total	ANOVA	0,970	2	0,390	ns

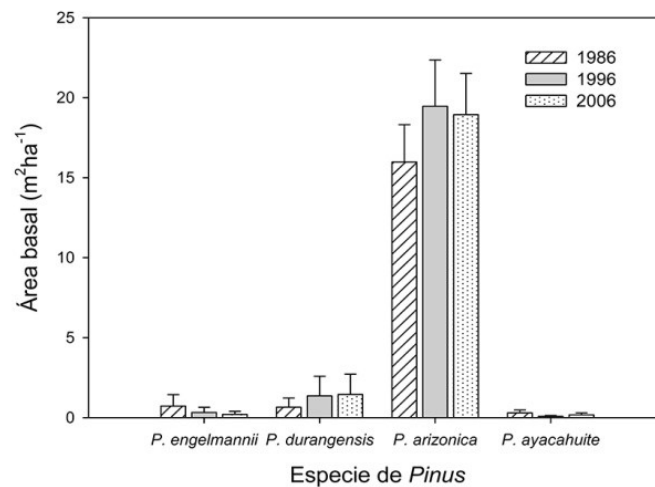
NA: número de árboles ha<sup>-1</sup>; G: área basal (m<sup>2</sup>•ha<sup>-1</sup>); Estadístico: estadístico de la prueba: H para K-W; F para ANOVA; g.l.: grados de libertad. ns: no significativo ( $\alpha=0,05$ ).

## Dominancia

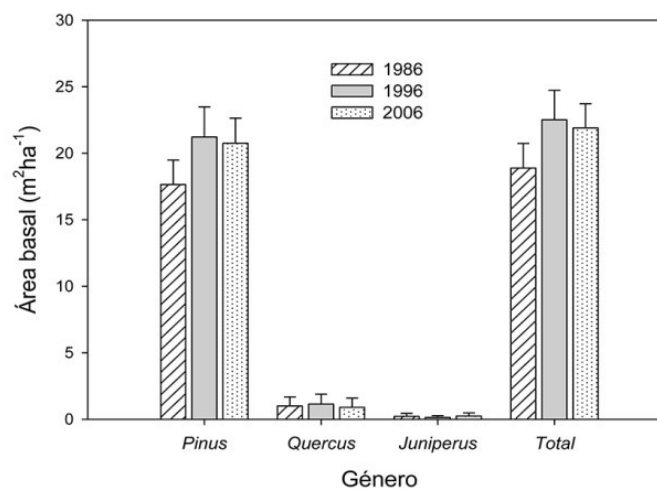
La dominancia del género *Pinus* es evidente, incrementó ligeramente durante los 20 años de observación, de 93,49 % a 94,80 % (Tabla 1). La especie dominante fue *P. arizonica*, seguida de *Quercus* sp. en 1986, pero en las dos evaluaciones posteriores el segundo lugar en DR fue *P. durangensis*, con valores de 86,50 y 6,61 % respectivamente, en 2006. La especie de menor dominancia al final del periodo fue *P. ayacahuite* (0,78 %). Entre las evaluaciones de 1986 y 2006, el mayor incremento en DR lo manifestó *P. durangensis* (92,0 %) y la especie de mayor decremento fue *P. engelmannii* (-76,4 %). El área basal por hectárea (m<sup>2</sup>•ha<sup>-1</sup>) incrementó, alcanzó su valor máximo en 1996 para *Pinus arizonica*, *Pinus*, *Quercus* y total (Figuras 2a y 2b),



pero el ANOVA y la prueba K-W no encontraron diferencias significativas ( $\alpha=0,05$ ) entre las tres evaluaciones para el área basal de especies de *Pinus*, géneros y total (Tablas 1 y 2; Figuras 2a y 2b). Esta variación en área basal es producto del desarrollo de la masa y las intervenciones silvícolas, necesarias para evitar el empobrecimiento relativo de especies comerciales y asegurar el valor futuro del bosque (Blaser and Sabogal 2011).



a



b

Figura 2. Área basal ( $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ) por año: a, para especies de *Pinus*; b, para géneros y total.

## Frecuencia

El género *Pinus* estuvo presente en todas las parcelas en los tres monitoreos. El género *Juniperus* y *P. engelmannii*, en la primera evaluación estuvieron presentes en el 16,7 % de las parcelas y en los muestreos posteriores sólo en el 8,3 % (una parcela), por lo que se constituyen en las especies con mayor pérdida de FR (-45,76 %). En tanto que *P. arizonica*, en la primera evaluación estuvo presente en el 91,7 % de las parcelas y en las evaluaciones posteriores en el 100 %, es la especie más frecuente, seguida de *P. durangensis*, que tuvo una presencia del 33,3 % en las tres evaluaciones (Tabla 1). La especie con mayor ganancia en FR fue *P. arizonica* (18,57 %) y el 58.3 % de las parcelas fueron masas puras de esta especie. La pérdida de frecuencia de *Juniperus* y *Quercus* (Tabla 1) puede obedecer a las prácticas silvícolas orientadas a la producción maderable, que tratan de favorecer a las especies comerciales de mayor valor (Blaser and Sabogal 2011).

## Índice de valor de importancia

El IVI del género *Pinus* se incrementó de 89,9 % en 1986, a 91,5 % en 2006, y en consecuencia, el IVI conjunto de *Quercus* y *Juniperus* decreció 1,6 unidades porcentuales, pérdida que principalmente correspondió a este último (Tabla 1).

En la tres evaluaciones, la especie de mayor importancia ecológica fue *P. arizonica*, que para 2006 obtuvo un 74,93 %, seguida de *P. durangensis*, con 11,17 %, y en conjunto representaron en los dos últimos monitoreos más del 85 % del IVI, con una tendencia de incremento sostenida (Tabla 1). La especie más rara, la de menor IVI (Godínez and López 2002), fue *P. engelmannii* con 1,82 %. La mayor ganancia en IVI durante todo el periodo de evaluación la obtuvo *P. durangensis*, que incrementó 2,63 puntos porcentuales, y la mayor pérdida fue para *P. engelmannii*, que decreció 2,29 puntos porcentuales.

El 50 % de los taxones presentes obtuvieron y mantuvieron en las tres evaluaciones, un IVI menor al 5 %, estos fueron: *P. engelmannii*, *Juniperus* sp. y *P. ayacahuite*, los que según Alvis (2009), por su escaso IVI, pueden considerarse especies de menor importancia ecológica.

### **Riqueza y diversidad**

La riqueza específica arbórea, en las tres evaluaciones, se mantuvo constituida por seis taxones (Tabla 1), pertenecientes a tres familias, cada una con un género, la más representada es la Pinaceae, con cuatro especies de *Pinus*, las familias Fagaceae y Cupressaceae con los géneros *Quercus* y *Juniperus*, respectivamente (Tabla 1). Návar y González (2009) reportan un número similar de especies y géneros para bosques templados de pino-encino en Durango. La riqueza promedio fue de 1,944 especies por parcela, en el periodo, en la primera evaluación fue de 2, en las dos posteriores de 1,916.

El índice de Margalef ( $D_{Mg}$ ) mostró pequeños incrementos a través de los tres monitoreos, indicador de una ligera pero continua ganancia en riqueza específica arbórea del bosque (Tabla 3). La prueba K-W ( $H=0,05$ ; g.l.=2;  $P=0,975$ ) no encontró diferencias significativas ( $\alpha=0.05$ ) entre evaluaciones para este índice, lo que sugiere que se conservó la riqueza específica.

El índice de Shannon-Weiner refleja un incremento progresivo, que alude una mayor equidad entre especies conforme transcurre el tiempo. Sin embargo, la prueba de t de Hutcheson (Moreno 2001) mediante comparaciones pareadas (Tabla 3), determinó que las diversidades arbóreas medidas con éste índice para cada uno de los tres muestreos, no difieren significativamente ( $\alpha=0,05$ ) entre sí. Según Alanís-Rodríguez et al. (2010), esta igualdad estadística indica que las actividades de

manejo aplicadas a estas masas forestales no afectan la proporción y abundancia de especies arbóreas.

Tabla 3. Índices de riqueza y diversidad por monitoreo y comparaciones.

Año	D <sub>Mg</sub>	H'	Par	t de Hutcheson	g.l.	t <sub>α=0,05</sub>	I <sub>Scuant</sub>
1986	0,7236	0,4703	1986-1996	-1,1962 <sup>ns</sup>	1928	1,9612	0,9398
1996	0,7316	0,5259	1996-2006	-0,1141 <sup>ns</sup>	1623	1,9614	0,8965
2006	0,7534	0,5315	1986-2006	1,2450 <sup>ns</sup>	1663	1,9614	0,8493

D<sub>Mg</sub>: índice de Margalef, H': índice de Shannon-Weiner, g.l.: grados de libertad, I<sub>Scuant</sub>: Coeficiente de similitud de Sørensen para datos cuantitativos, <sup>ns</sup>: no significativo (P<0.05).

La diversidad beta, evaluada con el coeficiente de similitud de Sørensen para datos cuantitativos refleja pérdida progresiva de similitud entre monitoreos, a una tasa de 4 a 5 unidades porcentuales, al final del periodo descendió al 84,9 %, sigue siendo alta, pero conforme pasa el tiempo, incrementa la diferencia en la composición arbórea (Tabla 3).

Lo anterior refleja que el bosque difiere de un tiempo a otro, pero que las especies arbóreas registradas van ganando representatividad en el bosque con el transcurso del tiempo, lo que conduce a una mayor riqueza de especies arbóreas.

## CONCLUSIONES

La diversidad y composición arbórea previa a las tres últimas intervenciones silvícolas, para el bosque y calidad de sitio estudiado, no ha presentado cambios significativos. Por lo que se considera que el sistema de manejo utilizado en estos bosques, permite acercarse al concepto de ordenación forestal sustentable, dado que el estrato arbóreo como principal indicador de sustentabilidad ecológica no presentó indicios de degradación.

## **AGRADECIMIENTOS**

A la Universidad Autónoma de Chihuahua y al programa de mejoramiento del profesorado por la beca otorgada (PROMEP/103.5/09/4421) al primer autor. A las autoridades ejidales, director y personal de los servicios técnicos forestales del ejido El Largo y Anexos, por facilitar la información utilizada en éste trabajo, especialmente al Ing. Santos Gregorio Rodríguez García.

## **BIBLIOGRAFÍA**

AGUIRRE, O., J. J. CORRAL, B. VARGAS AND J. JIMÉNEZ Evaluación de modelos de diversidad-abundancia del estrato arbóreo en un bosque de niebla. Rev. Fitotec. Mex., 2008, 31(3), 281-289.

AGUIRRE, O., G. HUI, K. GADOW AND J. JIMÉNEZ An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. Forest Ecology and Management, 2003, 183(1-3), 137-145.

ALANÍS-RODRÍGUEZ, E., J. JIMÉNEZ-PÉREZ, M. PANDO-MORENO, Ó. A. AGUIRRE-CALDERÓN, et al. Efecto de la restauración ecológica post-incendio en la diversidad arbórea del Parque Ecológico Chipinque, México. Madera y Bosques, 2010, 16, 39-54.

ALANÍS-RODRÍGUEZ, E., J. JIMÉNEZ-PÉREZ, A. VALDECANTOS-DEMA, M. PANDO-MORENO, et al. Caracterización de la regeneración leñosa post-incendio de un ecosistema templado del parque ecológico Chipinque, México. Revista Chapingo serie ciencias forestales y del ambiente, 2011, 17(1), 31-39.

ALVIS, G. J. F. ANÁLISIS ESTRUCTURAL DE UN BOSQUE NATURAL LOCALIZADO EN ZONA RURAL DEL MUNICIPIO DE POPAYAN. Facultad de ciencias agropecuarias, 2009, 7(1), 115-122.

BLASER, J. AND C. SABOGAL. Directrices Revisadas de la OIMT para la ordenación sustentable de los bosques tropicales naturales. Informe completo. In.: OIMT, 2011, p. 110.

BLOCKHUS, J. M., M. DILLENBECK, J. A. SAYER AND P. WEGGE *Conservación de la diversidad biológica en los bosques tropicales bajo régimen de ordenación*. edited by P.D.C.D.B.D.L. UINC. Edtion ed. Gland, Suiza: UICN, 1995. ISBN 2831702518.

CASTELLANOS-BOLAÑOS, J. F., E. J. TREVIÑO-GARZA, Ó. A. AGUIRRE-CALDERÓN, J. JIMÉNEZ-PÉREZ, et al. Estructura de bosques de pino pátula bajo manejo en Ixtlán de Juárez, Oaxaca, México. *Madera y Bosques*, 2008, 14(2), 51-63.

CORRAL, J. J., O. A. AGUIRRE, J. JIMÉNEZ AND S. CORRAL Un análisis del efecto del aprovechamiento forestal sobre la diversidad estructural en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México. *Invest. Agrar: Sist. Recur. For.*, 2005, 14(2), 217-228.

DYTHAM, C. *Choosing and using statistics: a biologist's guide*. Edtion ed. Oxford, UK.: Wiley-Blackwell, 2011. 303 p. ISBN 9781405198394.

GODÍNEZ, I. O. AND M. L. LÓPEZ Estructura, composición, riqueza y diversidad de árboles en tres muestras de selva mediana subperennifolia. *Anales del Instituto de Biología, Serie Botánica*, 2002, 73(2), 283-314.

INEGI. Carta hidrológica de aguas superficiales, H12-9 (Madera). In. México: Instituto nacional de estadística, geografía e informática, 1983, p. Carta hidrológica de aguas superficiales H12-19 (Madera).

MORENO, C. E. Métodos para medir la biodiversidad. In. Zaragoza, España: Cyted, Orcyt/Unesco & SEA., 2001, vol. 1, p. 83.

NÁVAR, C. J. J. AND G. S. GONZÁLEZ Diversidad, estructura y productividad de bosques templados de Durango, México. *Polibotánica*,, 2009, (27), 71-87 URL: <http://redalyc.uaemex.mx/pdf/621/62111396005.pdf>

SOLÍS, M. R., C. Ó. A. AGUIRRE, G. E. J. TREVIÑO, P. J. JIMÉNEZ, et al. Efecto de dos tratamientos silvícolas en la estructura de ecosistemas forestales en Durango, México. *Madera y Bosques*, 2006, 12(2), 49-64.

ZEPEDA, B. E. M. AND P. L. A. DOMÍNGUEZ Niveles de incremento y rendimiento maderable de poblaciones naturales de *Pinus arizonica* Engl., de El Poleo, Chihuahua. *Madera y Bosques*, 1998, 4(1), 27-39.

## **RESEÑA CURRICULAR**

Autor principal: Javier Hernández Salas

Ingeniero agrónomo forestal, candidato a doctor en ciencias en manejo de recursos naturales, por la Facultad de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma de Nuevo León, México. Profesor investigador de la Facultad de Ciencias Agrícolas y Forestales de la Universidad Autónoma de Chihuahua, México, en los programas de Ingeniero Forestal y Maestría en Ciencias en Desarrollo Forestal Sustentable. Imparte cursos de Viveros Forestales, Medición Forestal, Silvicultura y Manejo Forestal. Ha laborado en el servicio forestal oficial, en la iniciativa privada y participado en eventos nacionales e internacionales.

## Capítulo IV. DINÁMICA DEL CRECIMIENTO DE UN BOSQUE TEMPLADO BAJO MANEJO EN EL NOROESTE DE MÉXICO



Referenciado como: Hernández-Salas, J.; Aguirre-Calderón, O.; Alanís- Rodríguez, E.; Jiménez-Pérez, J.; Treviño-Garza, E.J.; González-Tagle, M.A.; Luján-Álvarez, C.; Olivas-García, J.M. y Domínguez-Pereda, L.A. 2013. Dinámica del crecimiento de un bosque templado bajo manejo en el noroeste de México. Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente. Sometido.



## DINÁMICA DEL CRECIMIENTO DE UN BOSQUE TEMPLADO BAJO MANEJO EN EL NOROESTE DE MÉXICO

Javier Hernández-Salas<sup>1,3</sup>, Óscar A. Aguirre-Calderón<sup>2</sup>, Eduardo Alanís-Rodríguez<sup>2</sup>, Javier Jiménez-Pérez<sup>2</sup>, Eduardo J. Treviño-Garza<sup>2</sup>, Marco A. González-Tagle<sup>2</sup>, Concepción Luján-Álvarez<sup>3</sup>, Jesús M. Olivas-García<sup>3</sup>, L. Alfonso Domínguez-Pereda<sup>4</sup>

<sup>1</sup>Programa de posgrado, Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León. Carretera Linares-Cd. Victoria km 145, Linares, N. L. México. C. P. 67700. Correo: jhernans@uach.mx (<sup>1</sup>Autor para correspondencia, Teléfono: +52 (639) 472-16-02).

<sup>2</sup>Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León. Carretera Linares-Cd. Victoria km 145, Linares, N. L. México. C. P. 67700.

<sup>3</sup>Facultad de Ciencias Agrícolas y Forestales, Universidad Autónoma de Chihuahua. Km 2.5 Carretera Delicias-Rosales, Cd. Delicias, Chih. México. C.P. 33000.

<sup>4</sup>Dirección Técnica Forestal, Ejido El Largo y Anexos. Cd. Madera, Chih. México.

### HIGHLIGHTS

- The average tree growth was greater in the first period than in the second one.
- Forest management emphasizing the purpose of production, favored the dominance of *Pinus*.
- *Pinus* recovered 97.8 % of the basal area, and 102 % of the volume, from the last cut.

## RESUMEN

Se analizó la dinámica del elemento arbóreo de bosques naturales de segundo crecimiento de *Pinus* en el noreste de México. Para ello, a partir de datos previos a las intervenciones silvícolas, se evaluó el comportamiento de diferentes parámetros dasométricos relacionados con la densidad y dimensiones del arbolado. Se utilizaron registros de todos los individuos con  $\text{dap} \geq 7.6$  cm, provenientes de tres monitoreos periódicos (años 1986, 1996 y 2006) de parcelas permanentes. A los parámetros dasométricos se les realizaron pruebas de comparación de medias entre evaluaciones. Las diferencias en dimensiones de los parámetros, en evaluaciones sucesivas, resaltan la dinámica de crecimiento y desarrollo propia de masas regulares. El crecimiento de árboles promedio y parcelas, mostró un incremento individual mayor en el primer periodo, que se mantuvo a nivel bosque en el último periodo, lo que sugiere un rendimiento continuo, producto de un sistema de manejo forestal sustentable. En conclusión, el bosque es regular, incrementó las dimensiones del arbolado y el volumen de la masa, y sostiene la producción maderable con las intervenciones silvícolas aplicadas para su desarrollo.

**Palabras clave:** Ejido El Largo, estructura forestal, inventario forestal continuo, parámetros dasométricos, *Pinus arizonica* Engelm.

## ABSTRACT

The dynamics of the tree component of second-growth natural forests of *Pinus* in northwestern Mexico was analyzed. For this, the behavior of different dasometric parameters related to the density and dimensions of trees was evaluated, from data obtained previous to silvicultural interventions. Records of all individuals with  $\text{dbh} \geq 7.6$  cm were used, from three periodic inventories of permanent plots (1986, 1996 and 2006). Mean test comparisons were carried out for the dasometric parameters

among assessments. Differences in dimensions of the parameters in successive evaluations denote the dynamics of growth and development belonging to a regular forest. The average trees and plots growth, showed higher individual increment in the first period. This behavior was constant at the forest level in the last period, suggesting a continuous yield, which is produced by a sustainable forest management system. In conclusion, the studied forest is an even-aged forest which increased the size of trees and the volume of the stands, and sustains timber production with silvicultural interventions applied for its development.

**Key words:** Ejido El Largo, forest structure, continuous forest inventory, dasometric parameters, *Pinus arizonica* Engelm.

## INTRODUCCIÓN

La dinámica de una masa forestal se modifica temporalmente cuando el manejador la interviene para aprovecharla o para obtener una estructura determinada, debido a la apertura del dosel y a la extracción de arbolado, (Manzanero & Pinelo, 2004). Asimismo, dado que las intervenciones silvícolas determinan la estructura del bosque residual, también condicionan las intervenciones subsecuentes (Reque, Sarasola, Gyenge, & Fernández, 2007), por lo cual, la conservación de los bosques depende de la calidad del manejo forestal (McGinley & Finegan, 2001). Por lo tanto, conocer la dinámica de crecimiento y estructura horizontal y vertical de un bosque, contribuye a validar o replantear su manejo silvícola y aprovechamiento (Manzanero & Pinelo, 2004; Reque, et al., 2007). Por otra parte, la caracterización de dos poblaciones arbóreas permite su comparación, y conocer el grado de discrepancia en determinado atributo o variable (Aguirre, Hui, Gadow, & Jiménez, 2003).

Los bosques del ejido El Largo y Anexos, se han aprovechado en forma ordenada por más de 80 años. En las últimas tres décadas, las áreas de corta se intervienen cada 10 años, con base en los programas de manejo y la normatividad vigente

(SmartWood, 2004). Se asume, que este periodo e intensidad de intervención silvícola, son adecuados para mantener y en lo posible incrementar la capacidad productiva maderable del bosque, bajo los principios del manejo forestal sustentable.

Sin embargo, para estos bosques como para los del resto de México, son escasas las evaluaciones de los efectos de su uso antropogénico (Návar & González, 2009). Por lo anterior, se consideró necesario evaluar el crecimiento de algunos parámetros dasométricos, y a partir de la comparación de sus valores antes de la intervención silvícola, conocer la dinámica y estructura del bosque, para constatar su sostenibilidad productiva o permitir replantear una gestión forestal sustentable del área estudiada.

## **MATERIALES Y MÉTODOS**

### **Área de estudio**

Se ubica en un bosque templado frío, natural, de segundo crecimiento, denominado área de corta “Moctezuma”, en la zona norte del ejido El Largo y Anexos, Madera, Chihuahua, México; en las coordenadas 29° 49' 41" a 29° 55' 34" de latitud norte, y 108° 13' 28" a 108° 18' 34" de longitud oeste. Según el INEGI (1984), es un bosque maderable de *Pinus arizonica*, con poca presencia de *P. durangensis*, *P. engelmannii*, *P. leiophylla*, *P. ayacahuite*, *Quercus sideroxylla*, *Q. fulva* y *Juniperus*; de suelo rocoso y pendiente ligera. La altitud promedio es de 2,450 m, el clima semifrío subhúmedo con verano fresco largo y la precipitación media anual es de 700 mm (CONABIO, 1998).

### **Método de muestreo**

En 1986, dentro del proyecto de Inventario Forestal Continuo del ejido, previo a la corta, se establecieron 46 parcelas circulares permanentes de 0.1 ha, con una distribución sistemática y una intensidad de muestreo de 0.2 %. En éstas, se inventariaron y enumeraron todos los árboles con diámetro a 1.3 m de altura ( $d \geq 7.6$  cm, de los que se registró la especie, diámetro ( $d$ ) y altura total. Las parcelas se remidieron con intervalos de 10 años (1996 y 2006), antes de cada intervención silvícola.

### Tratamiento de los datos

**Densidad.** Este parámetro y cinco más, se determinaron y analizaron para cada parcela. El número de árboles ( $N$ ) por unidad de área (ha), es probablemente la evaluación estructural más básica y utilizada como medida de densidad (Bettinger, Boston, Siry, & Grebner, 2009).

**Área basal.** En un rodal, es muy importante para su caracterización (Prodan, Peters, Cox, & Real, 1997), es una medida de densidad de arbolado ampliamente usada en la dasonomía (Bettinger, et al., 2009). A partir de los datos de diámetro ( $d$ ), se calculó el área basal individual [1a] y de la parcela, proyectada a una hectárea [1b].

$$g_i = d_i^2 \cdot 0.7854 \quad [1a] \quad G = \sum g_i \cdot 10 \quad [1b]$$

Donde:  $g_i$ , es el área basal ( $m^2$ ) de un árbol dado ( $i$ );  $d$ , el diámetro (m) a 1.3 m de altura;  $G$ , área basal de la parcela ( $m^2$ ), multiplicada por 10, se obtiene el área basal por ha ( $m^2 \cdot ha^{-1}$ ).

**Diámetro cuadrático.** Representa el diámetro del árbol de área basal promedio del rodal (Bettinger, et al., 2009). Es fundamental para rodales de distribución diamétrica

regular y es el más utilizado para caracterizar un rodal (Prodan, et al., 1997). Se calculó con el área basal y número de árboles [2].

$$Dg=(1.27324 \cdot G/N)^{0.5} \quad [2]$$

Donde:  $Dg$ , es el diámetro medio cuadrático (m);  $G$  y  $N$  son el área basal ( $m^2$ ) y número de árboles de la parcela, respectivamente.

**Altura media.** Caracteriza al conjunto de la masa, permite comparar el tamaño de los árboles entre rodales y está fuertemente relacionada con la calidad del sitio (Bettinger, et al., 2009). Es utilizada como altura de entrada a las tablas de rendimiento (Prodan, et al., 1997). Se estimó con la fórmula de Lorey [3]:

$$H_L=(g_1h_1+g_2h_2+\dots+g_nh_n)/G \quad [3]$$

Donde:  $g$ , es el área basal de cierto árbol ( $m^2$ );  $h$ , la altura de ese mismo árbol (m); y  $n$  el número de árboles contenidos en la parcela;  $G$ , el área basal total de la parcela ( $m^2$ ).

**Volumen.** Es la medida más común en un inventario y en producción maderable; en un plan de manejo forestal está relacionado con la factibilidad económica de las actividades (Bettinger, et al., 2009). Se calculó con las ecuaciones de volumen individual que determinó y usa el servicio técnico forestal del ejido El Largo y Anexos. Para el género *Pinus* se usó la ecuación [4]:

$$VTA=0.000074986(d^2H)^{0.956224} \quad [4]$$

Donde:  $VTA$ , es el volumen total árbol con corteza ( $m^3$ );  $d$ , es el diámetro a la altura de 1.3 m con corteza (cm);  $H$ , es la altura total del árbol (m).

En los géneros *Quercus* y *Juniperus* se utilizó la ecuación [5]:

$$VTA=0.0002186(d^2H)^{0.8737002} \quad [5]$$

**Espesura.** En el manejo de la densidad de un régimen silvícola, los índices de espaciamiento se utilizan para determinar la necesidad e intensidad de un aclareo (Prodan, et al., 1997). Una opción es el índice de Hart-Becking [6], que es el cociente o proporción, entre el espaciamiento promedio de los árboles de un rodal y su altura dominante (Diéguez A. et al., 2009; Gadow, Sánchez, & Álvarez, 2007). Este espaciamiento relativo ( $S\%$ ), es eficaz para comparar espesuras de masas regulares, su valor es inversamente proporcional a la espesura (Serrada, 2008).

$$\text{Espesura: } S\%=(a/Ho)\cdot 100 \quad [6]$$

Donde:  $a$ , es el espaciamiento medio de los árboles (m), en masas naturales asume una distribución en tresbolillo [7];  $Ho$ , la altura dominante de la parcela (m) de Assmann.

$$\text{Espaciamiento: } a=(20000/N\cdot 1.732)^{0.5} \quad [7]$$

Siendo  $N$ , la densidad, el número de árboles por hectárea.

**Análisis estadístico.** A cada parámetro dasométrico se le constató la distribución normal (prueba de Kolmogórov-Smirnov) y homocedasticidad de los datos (prueba de Bartlett), para usar el ANOVA de un factor o, en su ausencia, su equivalente, la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis, bajo la hipótesis nula de igualdad de medias o medianas entre evaluaciones, respectivamente. Para las diferencias significativas, se usaron las pruebas correspondientes de comparaciones múltiples, de medias de Tukey y de rangos de Nemenyi (Wheater & Cook, 2005). El nivel de

significancia para todas las pruebas fue  $\alpha=0.05$ , en los programas SPSS PASW statistics 18 y Minitab 15.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Densidad

La densidad total del arbolado disminuyó significativamente ( $Chi^2=7.63$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.022$ ), en el año 1986 el N promedio ( $\pm$  desviación estándar) fue de  $940.7 \pm 504.5$  árboles·ha<sup>-1</sup> y en 2006 descendió a  $716.3 \pm 413.7$  árboles·ha<sup>-1</sup>, un 23.8 % (Figura 1). El género *Pinus*, decreció 18.6 % en ese periodo, de esta merma, el 86.6 % se dio entre 1996 y 2006 (Figura 1), pero la prueba K-W no encontró diferencias significativas entre las mediciones ( $Chi^2=2.06$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.356$ ). En 1986 la media fue  $845.9 \pm 539.0$  árboles·ha<sup>-1</sup> y en 2006,  $688.7 \pm 417.9$  árboles·ha<sup>-1</sup>. El género *Quercus* mostró diferencias significativas ( $Chi^2=6.92$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.031$ ), la media de 1986,  $81.3 \pm 102.1$  árboles·ha<sup>-1</sup>, fue diferente a la de 2006,  $20.87 \pm 22.49$  árboles·ha<sup>-1</sup>, decreció 74.3 %. El *Juniperus* no presentó diferencias significativas ( $Chi^2=0.30$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.861$ ).

Destaca el incremento proporcional de *Pinus* y el descenso de *Quercus*, por efecto de las intervenciones silvícolas, en 1986 constituían 89.9 % y 8.6 %, y para 2006 representaron, 96.15 % y 2.91 %, del N total, respectivamente. *Juniperus* con poca variación, participó con 0.94 %.

En coincidencia con Serrada (2008), el N del bosque descendió con el paso del tiempo, el crecimiento de los árboles aumentó la espesura, por lo cual se aplicaron dos intervenciones silvícolas para evitar la mortalidad natural. Según Gadow et al. (2007), en los aclareos se eliminan individuos que compiten con los árboles deseables o de futura cosecha, por lo que el N, como en este bosque, es uno de los



parámetros más significativos en la conducción del crecimiento de un rodal (Gadow & Hui, 2001).

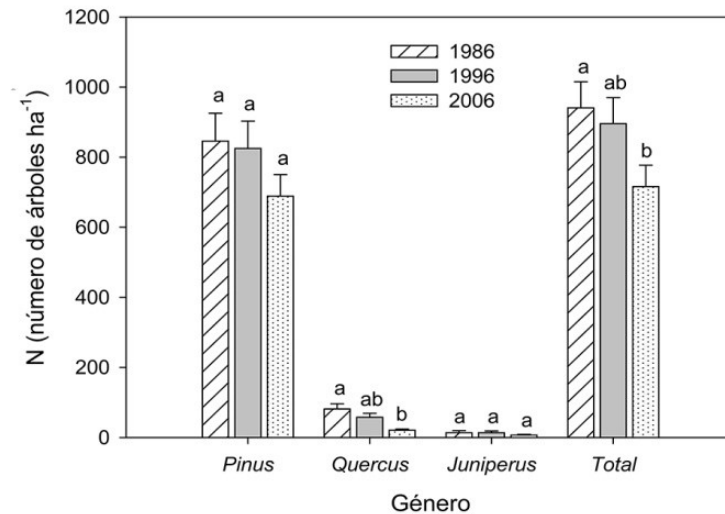


Figura 1. Promedio del número de árboles por ha por género y total. Barras con error estándar y medias con letras distintas indican diferencia significativa ( $P<0.05$ ).

### Área basal

El G total incrementó 21.0 %, en el primer intervalo, luego decreció 6.4 %, en el segundo. Presentó diferencias significativas ( $F=4.255$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.016$ ), entre 1986 y 1996, ascendió de  $19.58 \pm 6.81 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$  a  $23.70 \pm 7.30 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ; posteriormente descendió a  $22.17 \pm 6.40 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$  en 2006 (Figura 2).

El G de *Pinus* tuvo un incremento de 29.2 % en la primera década, superior al bosque, en la segunda decreció un 2.2 % (Figura 2). Mostró diferencias significativas ( $F=5.719$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.004$ ), la media del año 1986 ( $16.37 \pm 7.42 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ) fue estadísticamente menor a las de 1996 ( $21.16 \pm 8.19 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ) y 2006 ( $20.69 \pm 6.8 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ).

Para el género *Quercus* la prueba K-W no registró diferencias significativas ( $Chi^2=5.94$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.051$ ), aunque su G decreció 59.4 %, de 1986 a 2006.

El total del bosque y *Pinus*, no recuperaron su nivel previo de G en el año 2006, quizá por la corta de aclareo que provocó un descenso de N mayor al del periodo anterior (Figuras 1 y 3), que si es intenso, afecta la recuperación de la masa (Prodan, et al., 1997); aunado al descenso en la tasa de crecimiento diamétrico (Figuras 2 y 3) y probable menor reclutamiento.

Según Prodan et al. (1997), el G tiene fuerte relación con la densidad y el volumen, y su incremento, señalan Gadow, et al. (2007), esto se puede observar en el comportamiento similar del G y VTA (Figuras 2 y 5), y la relación directa entre el menor crecimiento en G con la menor densidad, N (Figuras 1 y 2) en el año 2006.

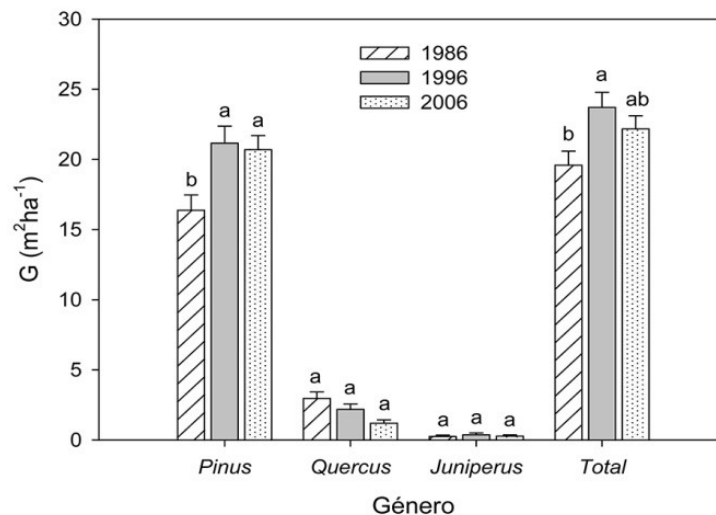


Figura 2. Promedios de Área basal por género y total. Barras con error estándar y medias con letras distintas indican diferencia significativa ( $P<0.05$ ).

### **Díámetro cuadrático**

El Dg total arbóreo incrementó 23.7 % (4.03 cm) entre 1986 y 2006, del cual, 55.3 % (2.22 cm) correspondieron al primer intervalo. Mostró incrementos significativo en las tres mediciones ( $F=18.610$ ;  $g.l.=2$ ;  $P<0.001$ ). Los valores promedios fueron  $16.99 \pm 3.18$  cm,  $19.22 \pm 2.97$  cm y  $21.02 \pm 3.35$  cm, respectivamente (Figura 3).

El Dg de *Pinus* incrementó 25.1 % (4.19 cm) entre 1986 y 2006, del cual el 59.9 % (2.51 cm) correspondió al primer intervalo (Figura 3). Los Dg de *Pinus* fueron inferiores a los totales en las tres mediciones debido a que los de *Quercus* fueron superiores. El ANOVA encontró diferencias significativas ( $F=17.540$ ;  $g.l.=2$ ;  $P<0.001$ ) entre evaluaciones, el Dg promedio de 1986,  $16.65 \pm 3.35$  cm, resultó estadísticamente menor a  $19.16 \pm 3.35$  cm y  $20.84 \pm 3.63$  cm, correspondientes a 1996 y 2006.

La prueba K-W, no mostró diferencias significativas en el Dg de *Quercus* ( $Chi^2=0.80$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.670$ ), pero si en *Juniperus* ( $Chi^2=13.44$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.001$ ). En estos géneros, los diámetros promedio de 1986, de  $23.97 \pm 9.6$  cm y el de 1996, de  $17.81 \pm 5.19$  cm, respectivamente, se pueden considerar representativos (Figura 3).

Según Gadow & Hui (2001), los aclareos aplicados a bosques secundarios jóvenes, como el estudiado, favorecen el incremento en diámetro, en éste, después de dos intervenciones silvícolas, hubo incremento del Dg, en *Pinus*, *Juniperus* y total (Figura 3).

En las tres evaluaciones, el valor del Dg promedio de *Pinus* y total, fue similar a la mediana, según Prodan et al. (1997) y Bettinger et al. (2009), esto ocurre en rodales con distribuciones diamétricas simétricas, típicas de masas regulares.

Las diferencias significativas en Dg, de *Pinus* y total, avalan su incremento sostenido, lo que supone que los tratamientos silvícolas fueron favorables, ya que, según (Gadow, et al., 2007), la distribución diamétrica no solo está determinada por el crecimiento de los árboles sino también por las intervenciones silvícolas.

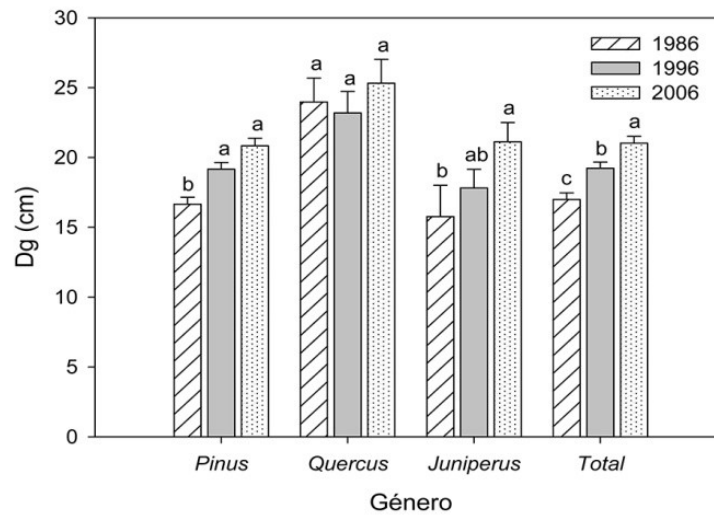


Figura 3. Promedios de diámetro cuadrático por género y total. Barras con error estándar. Medias con letras distintas indican diferencia significativa ( $P < 0.05$ ).

### Altura media de Lorey

La  $H_L$  del estrato arbóreo incrementó 19.7 % (2.06 m) entre 1986 y 2006, el 62.6 % (1.29 m) correspondió a la primera década (Figura 4). Mostró diferencias significativas ( $F=9.721$ ;  $g.l.=2$ ;  $P < 0.001$ ) entre mediciones, la  $H_L$  media de 1986,  $10.48 \pm 2.58$  m, fue diferente a las de 1996,  $11.77 \pm 2.16$  m y 2006,  $12.54 \pm 2.03$  m. El género *Pinus*, incrementó 21.26 % (2.22 m) entre 1986 y 2006, el 69.4 % correspondió al primer intervalo (Figura 4). Mostró diferencias significativas ( $F=9.685$ ;  $g.l.=2$ ;  $P < 0.001$ ) entre mediciones, la  $H_L$  media de 1986,  $10.44 \pm 2.91$  m, difirió de las medias de 1996,  $11.98 \pm 2.37$  m y 2006,  $12.66 \pm 2.08$  m. En *Quercus* no reveló diferencias significativas ( $F=0.471$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.626$ ), un representativo es la media de 2006,  $10.60 \pm 3.27$  m. En *Juniperus*, la prueba K-W encontró diferencias significativas ( $Chi^2=10.47$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.005$ ).

En masas regulares, la altura media incrementa hasta la edad madura, en tanto que la densidad (N) declina (Bettinger, et al., 2009), este comportamiento es evidente con

las diferencias significativas del crecimiento en altura de *Pinus* y total y el descenso de la densidad de los mismos (Figuras 1 y 4), ratificando que la masa estudiada es regular y está en desarrollo. Asimismo, existe una relación directa entre la producción total en volumen de un rodal y su altura media, sin considerar la calidad de estación (Diéguez A., et al., 2009), en la masa estudiada se confirma esta relación  $H_L$ -VTA, específicamente para *Pinus*, en las diferentes evaluaciones (Figuras 4 y 5).

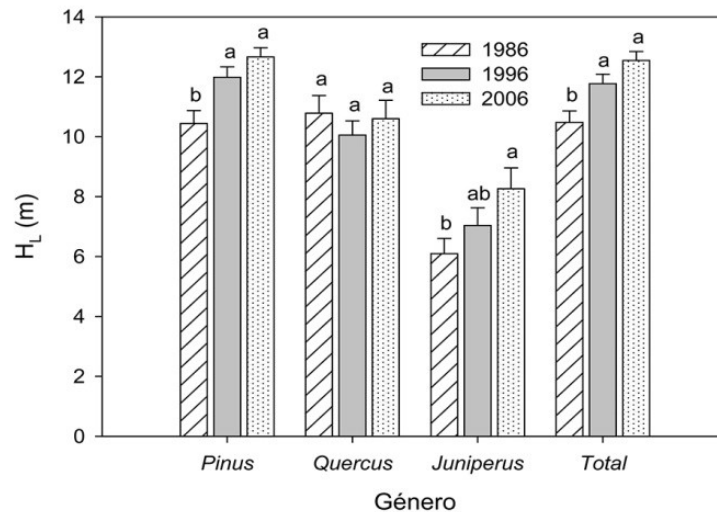


Figura 4. Promedios de altura promedio de Lorey, por género y total. Barras con error estándar. Medias con letras distintas indican diferencia significativa ( $P < 0.05$ ).

### Volumen total árbol

La masa arbórea alcanzó su máximo en 1996, luego decreció, obtuvo un aumento final de 27.3 % (Figura 5). El ANOVA encontró diferencias significativas ( $F=7.258$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.001$ ), debidas a que el volumen de 1986,  $143.82 \pm 58.34 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ , fue diferente al de 1996,  $189.20 \pm 68.60 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$  y 2006,  $183.12 \pm 58.51 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ . En *Pinus*, el VTA conservó una tendencia creciente, a diferencia de los otros géneros; aumentó un 49.4 % entre la primera y última medición, mostró diferencias significativas ( $F=11.020$ ;  $g.l.=2$ ;  $P < 0.001$ ) entre monitoreos, en 1986 registró  $112.85 \pm 57.97 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ , que difirió de los alcanzados en 1996,  $165.3 \pm 72.60 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$  y 2006,

168.60 ± 60.30 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> (Figura 5). El volumen de *Quercus* no presentó diferencias significativas ( $Chi^2=5.00$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.082$ ) entre monitoreos, aunque decreció 57.8 %. En *Juniperus* no existieron diferencias ( $Chi^2=0.14$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.934$ ).

Según Návar & González (2009), la productividad o incremento en volumen, aumenta con el índice de mezcla de pinos y encinos, y por aumento en la densidad, en bosques de Durango, México; en este estudio, se aprecia que el aumento en proporción (N) de *Pinus* (96.1 %,) en 2006, generó un incremento del volumen corriente (2.0 %), muy inferior al del periodo anterior (46.4 %), cuando su proporción era menor (89.9 % en 1996) y existía mayor mezcla; aunque en este caso, la densidad disminuyó y se desconoce su valor al inicio de cada periodo (Figuras 1 y 5).

Los valores de G y VTA son previos a la corta, en las remediciones están afectados por el aprovechamiento y el reclutamiento, ambos no cuantificados, por lo que las diferencia entre evaluaciones, no es estrictamente incremento; en ocasiones decrecen, por lo tanto, no es posible determinar el rendimiento neto de la masa. En la última evaluación, el género *Pinus* no recuperó su área basal pero si su volumen previo (Figuras 2 y 5).

En el total del bosque y *Pinus*, entre las dos últimas evaluaciones de VTA, no se encontró diferencia significativa, *Pinus* incrementó 2.0 % y el total descendió 3.2 %, por la merma de *Quercus* (-41.5 %), lo que indica, que el rendimiento no incrementó, relativamente se mantuvo, con una producción maderable sostenida (Figura 5).

El VTA de *Pinus* en las dos remediciones superó los valores previos e incrementó su proporción respecto al total del bosque, de 78.5 % en 1986, pasó a 92.1 % en 2006, en este último año, el VTA de *Quercus* representó 6.7 % y el de *Juniperus* 1.2 % del total.

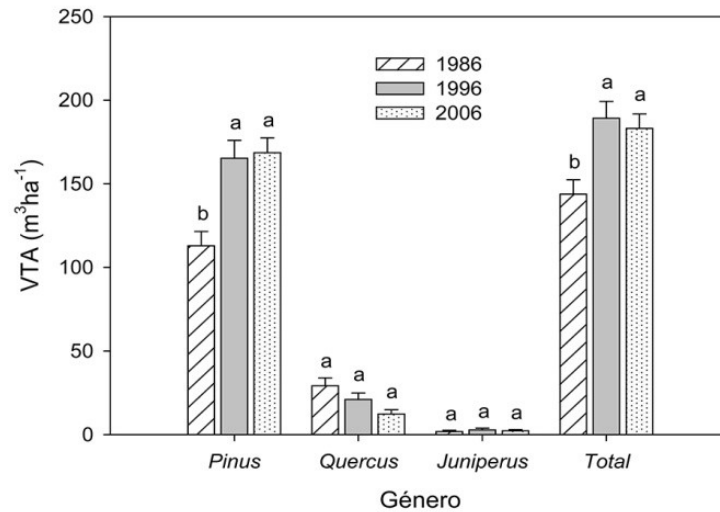


Figura 5. Promedio de volumen total árbol  $\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ , por género y total. Barras con error estándar. Medias con letras distintas indican diferencia significativa ( $P < 0.05$ ).

## Espesura

Sólo se evaluó para el arbolado total y *Pinus*, *Quercus* y *Juniperus* estuvieron ausentes en varias parcelas. No presentó diferencias significativas en el bosque ( $\text{Chi}^2=1.53$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.466$ ), ni en *Pinus* ( $\text{Chi}^2=2.11$ ;  $g.l.=2$ ;  $P=0.348$ ), entre evaluaciones, sus promedios en el año 2006 fueron  $30.10 \pm 8.29$  % y  $30.97 \pm 9.75$  % y la menor espesura se registró en 1986, con  $30.80 \pm 13.07$  % y  $36.22 \pm 17.59$  %, respectivamente.

La ausencia de cambios significativos en  $S\%$ , denota un adecuado manejo de la masa forestal, su menor valor (mayor espesura) se registró en 1996 (28.01 y 30.16 %), lo cual coincide con la mayor  $G$  en ambos, y  $VTA$  para el bosque total. Diéguez et al. (2009), en España, proponen mantener constante una espesura de 20 % en plantaciones de *Pseudotsuga menziesii*, para bosques naturales de *Quercus robur* de 23.3 % y para *Betula alba* del 30 %, para propiciar el crecimiento en diámetro. Estos valores son antes del aclareo, después de la intervención, para *B. alba*, proponen dejar un  $S\%$  de 40 %. Según Serrada (2008), en los bosques naturales de

Norteamérica, el silvicultor debe reducir la espesura para aumentar el crecimiento individual y mejorar la productividad.

## CONCLUSIONES

El bosque y el género *Pinus*, crecieron significativamente en sus parámetros, exceptuando N y S% en el primer periodo. En la segunda remediación solo el Dg total fue diferente. Su tendencia fue similar, excepto en VTA, el bosque decreció en la última evaluación por efecto de *Quercus* y *Pinus* creció ligeramente; incrementaron sostenidamente en Dg y H<sub>L</sub>, y disminuyeron en N, pero mantuvieron la espesura. *Quercus*, decreció en sus parámetros, excepto en Dg, derivado del manejo silvícola orientado a la productividad de *Pinus*. *Juniperus* incrementó sus dimensiones manteniéndose en N.

El comportamiento de los parámetros dasométricos del bosque, mostró que el rendimiento maderable incrementó en el primer periodo y en el segundo se sostuvo.

Entre parcelas y rodales se mantuvo la heterogeneidad, pero el bosque conservó homogeneidad, esta dinámica de crecimiento general de los parámetros dasométricos, corresponde a un bosque regular, que tiene principio y fin, por lo que se cree, deberá replantearse la gestión forestal a largo plazo, con el propósito de mantener la producción y lograr una gestión forestal sustentable.

En general, este bosque incrementó su volumen y las dimensiones del arbolado, y mantuvo su producción maderable con el aprovechamiento de las cortas intermedias, necesarias para su crecimiento.



## REFERENCIAS

- Aguirre, O., Hui, G., Gadow, K., & Jiménez, J. (2003). An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. *Forest Ecology and Management*, 183(1-3), 137-145. doi: 10.1016/S0378-1127(03)00102-6
- Bettinger, P., Boston, K., Siry, J. P., & Grebner, D. L. (2009). *Forest management and planning*. San Diego, Ca., USA: Academic Press URL: <http://store.elsevier.com/product.jsp?isbn=9780123743046>.
- CONABIO (Cartógrafo). (1998). Clasificación climática. Recuperado de <http://infoteca.semarnat.gob.mx/>
- Diéguez A., U., Rojo A., A., Castedo D., F., Álvarez G., J. G., Barrio A., M., Crecente C., F., . . . Sánchez R., F. (2009). *Herramientas selvícolas para la gestión forestal sostenible en Galicia*. Lugo: Tórculo artes gráficas, S.A. URL: [http://www.medioruralemar.xunta.es/fileadmin/archivos/publicacions/herramientas\\_selvicolas.pdf](http://www.medioruralemar.xunta.es/fileadmin/archivos/publicacions/herramientas_selvicolas.pdf).
- Gadow, K., & Hui, G. (2001). Modelling stand development. In K. H. Gadow, G. (Ed.), *Modelling Forest Development* (pp. 26-60). Dordrecht, The Netherlands: Kluwer academic pub. URL: <http://www.springerlink.com/content/wq201836t7k4636r/>.
- Gadow, K., Sánchez, O. S., & Álvarez, G. J. G. (2007). Estructura y Crecimiento del Bosque Retrieved from [http://www.iww.forst.uni-goettingen.de/doc/kgadow/lit/kvgestructura\\_y\\_crecimiento\\_del\\_bosque.pdf](http://www.iww.forst.uni-goettingen.de/doc/kgadow/lit/kvgestructura_y_crecimiento_del_bosque.pdf)
- INEGI (Cartógrafo). (1984). Carta de uso de suelo y vegetación, H12-9 (Madera).
- Manzanero, M., & Pinelo, G. (2004). Plan silvicultural en unidades de manejo forestal *Reserva de la Biosfera Maya, Petén, Guatemala* (pp. 49): Fondo Mundial para la Naturaleza & PROARCA. San Francisco de Dos Ríos, C.R. URL: [http://assets.panda.org/downloads/wwfca\\_plansivi.pdf](http://assets.panda.org/downloads/wwfca_plansivi.pdf).
- McGinley, K., & Finegan, B. (2001). Criterios e indicadores para evaluar la sostenibilidad ecológica: un conjunto integrado para bosques manejados en Costa Rica. *Revista Forestal Centroamericana*(34), 23-27 URL: <http://web.catie.ac.cr/informacion/RFCA/rev34/pag23.pdf>.

- Návar, C. J. J., & González, G. S. (2009). Diversidad, estructura y productividad de bosques templados de Durango, México. *Polibotánica*, (27), 71-87 URL: <http://redalyc.uaemex.mx/pdf/621/62111396005.pdf>
- Prodan, M., Peters, R., Cox, F., & Real, P. (1997). *Mensura forestal*. San José, Costa Rica: IICA-BMZ/GTZ URL: <http://ingenieriaforestalut.blogspot.mx/2010/01/libro-mensura-forestal.html>.
- Reque, J., Sarasola, M., Gyenge, M., & Fernández, M. E. (2007). Caracterización silvícola de ñirantales del norte de la Patagonia para la gestión forestal sostenible. *Bosque*, 28(1), 33-45. doi: 10.4067/S0717-92002007000100006
- Serrada, H. R. (2008). Apuntes de selvicultura. In S.-p. didácticas (Series Ed.) E. F. Servicio de Publicaciones, UPM (Ed.) Retrieved from [http://www.secforestales.org/web/index.php?option=com\\_content&task=blogcategory&id=15&Itemid=67](http://www.secforestales.org/web/index.php?option=com_content&task=blogcategory&id=15&Itemid=67)
- SmartWood. (2004). Resumen público de certificación de ejido El Largo y anexos. In CCMSS (Ed.), (pp. 40). New York, USA: SmartWood URL: <http://bva.colech.edu.mx/xmlui/bitstream/handle/123456789/HASH016c2f2d352c24d4b2247857/bio012.pdf?sequence=3>.
- Wheater, C. P., & Cook, P. A. (2005). *Using statistics to understand the environment* (Routledge, Taylor & Francis e-Library ed.). London, UK: Routledge. URL: <http://www.eBookstore.tandf.co.uk>.

**Capítulo V. SELECCIÓN DE MODELOS WEIBULL PARA DESCRIBIR LA ESTRUCTURA Y DINÁMICA DIAMÉTRICA DE UN BOSQUE DE PINO EN CHIHUAHUA, MÉXICO**



Se referenciará: Hernández-Salas, J.; Aguirre-Calderón, O.; Alanís- Rodríguez, E.; Jiménez-Pérez, J.; Treviño-Garza, E.J.; González-Tagle, M.A.; Luján-Álvarez, C.; Olivas-García, J.M. y Domínguez-Pereda, L.A. 2013. Selección de modelos Weibull para describir la estructura y dinámica diamétrica de un bosque de pino en Chihuahua, México. Revista Mexicana de Ciencias Forestales. Se someterá.

# SELECCIÓN DE MODELOS WEIBULL PARA DESCRIBIR LA ESTRUCTURA Y DINÁMICA DIAMÉTRICA DE UN BOSQUE DE PINO EN CHIHUAHUA, MÉXICO

## WEIBULL MODEL SELECTION TO DESCRIBE THE DIAMETER STRUCTURE AND DINAMIC OF A PINE FOREST IN CHIHUAHUA, MEXICO

Javier Hernández-Salas<sup>1,2,¶</sup>, Óscar A. Aguirre-Calderón<sup>1</sup>, Javier Jiménez-Pérez<sup>1</sup>, Eduardo J. Treviño-Garza<sup>1</sup>, Maro A. González-Tagle<sup>1</sup>, Concepción Luján-Álvarez<sup>2</sup>, Luis A. Domínguez-Pereda<sup>3</sup>, S. Gregorio Rodríguez<sup>3</sup>, J. Miguel Olivas-García<sup>2</sup>.

<sup>1</sup>Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León. Linares, N. L., MÉXICO. Correo-e: [jhernans@uach.mx](mailto:jhernans@uach.mx) (¶ Autor para correspondencia).

<sup>2</sup>Facultad de Ciencias Agrícolas y Forestales, Universidad Autónoma de Chihuahua. Cd. Delicias, Chih., MÉXICO

<sup>3</sup>Dirección Técnica Forestal, Ejido el Largo y Anexos, Cd. Madera, Chih., MÉXICO

### RESUMEN

Se determinaron los modelos de la función de densidad de probabilidad Weibull para describir las distribuciones diamétricas de cada una de tres series de datos, correspondientes a diferentes fechas de medición (1986, 1996 y 2006) de 46 parcelas permanentes de investigación silvícola en un bosque de pino. Con los diámetros cuadráticos (dg's) de cada fecha se generaron de tres a cuatro modelos de dos y/o tres parámetros con los programas Minitab y EasyFit, por los métodos de cuadrados mínimos y máxima verosimilitud. Para cada serie, se probó la bondad de ajuste de los modelos, con seis indicadores, tres con las frecuencias por clase

diamétrica, y tres comparando los 46 datos de la serie. Con los valores de los índices de ajuste se hizo un ranking por serie para seleccionar el modelo de mejor ajuste de la serie. A los modelos seleccionados se les evaluó y verificó su significancia estadística. Estos modelos son de tres parámetros y corresponden a los determinados por el método de cuadrados mínimos. Se consideran adecuados para modelar las distribuciones diamétricas de los dg's de la serie correspondiente y generar proyecciones de crecimiento y rendimiento del bosque que provienen.

**Palabras clave:** Bosque natural, Ejido El Largo, distribución diamétrica, dinámica de diámetros, aprovechamiento sostenido, *Pinus arizonica* Engelm.

### **ABSTRACT**

Models were determined based on the Weibull probability density function to describe the diameter distributions of each of three data sets corresponding to different measurement dates (1986, 1996 and 2006) of 46 permanent forest research plots in a forest pine. With the quadratic diameter (dg's) for each date were generated from three to four models of two and / or three parameters with Minitab and EasyFit software, by the methods of least squares and maximum likelihood. For each series, we tested the goodness of fit of the models, with six indicators, three frequencies in diameter classes, and three comparing the 46 data series. With the values of fit indices was made by a ranking series to select the most appropriate model in the series. The selected models were evaluated and verified its statistical significance. These models are three parameters and correspond to those determined by the least squares method. Are considered adequate for modeling the diameter distribution of the dg's of the corresponding series and generate projections of growth and yield of forest they come from.

**KEY WORDS:** Natural forest, Ejido El Largo, diameter distribution, dynamics of diameters, sustainable harvesting, *Pinus arizonica* Engelm.

## INTRODUCCIÓN

El manejador forestal necesita de conocer las distribuciones diamétricas presentes y futuras, en las diferentes etapas de desarrollo de la masa forestal, como parte fundamental de la estructura del bosque para planear las intervenciones silvícolas y estimar la cantidad y dimensiones del arbolado residual y por aprovechar.

La estimación y descripción de las distribuciones diamétricas es posible, a partir de diámetros del arbolado muestreados a la altura de pecho (DAP) utilizando funciones de densidad de probabilidad (fdp), como la Weibull (Quezada y Trincado, 2002; Bueno y Bevilacqua, 2011), las cuales describen la frecuencia relativa y/o absoluta de los distintos tamaños de árboles (Prodan *et al.*, 1997). Esta descripción, constituye la información básica de la estructura horizontal de una masa forestal para programar intervenciones silvícolas o predecir su producción y valor (Lei, 2008; Bueno y Bevilacqua, 2011).

En la dasometría y específicamente para modelar distribuciones diamétricas, las funciones de mayor importancia son la normal, exponencial, SB-Johnson, Beta y Weibull (Quezada y Trincado, 2002).

La fdp Weibull fue presentada por Fisher y Tippet (1928), posteriormente fue aplicada por Weibull en 1939 y es empleada en el área forestal en 1973 (Prodan *et al.*, 1997; Álvarez y Ruíz, 1998, Pece *et al.* 2000; Vallejos y Aedo, 2010).

La función de distribución de probabilidad de Weibull de tres parámetros (3p) es la más usada para modelar las distribuciones diamétricas del arbolado de masas forestales (Green *et al.*, 1994; Navar y Contreras, 2000; Pece *et al.*, 2000; Quezada y Trincado, 2002; Torres, 2005; Lei, 2008; Vallejos *et al.*, 2009; Bueno y Bevilacqua, 2011), desde Bailey y Dell (1973) y posteriormente por muchos otros autores debido a su grado de flexibilidad de forma distribucional (Wang y Rennolls, 2005), poseer

una integral definida (Vallejos *et al.*, 2009), por ser una forma cerrada en su función de distribución acumulativa (Pece, *et al.*, 2000; Quezada y Trincado, 2002; Navar 2010; Bueno y Bevilacqua, 2011) y por su capacidad para representar distribuciones con asimetría negativa o positiva (Álvarez y Ruíz, 1998; Wang y Rennolls, 2005). Gadow (1984), citado por Quezada y Trincado (2002), menciona que las funciones apropiadas para rodales coetáneos son la distribución de SB-Johnson y Weibull. Podlaski (2008), encontró que la distribución Birnbaum-Saunders es más precisa que la Weibull y gamma para modelar bosques multiestratificados de *Abies* y *Fagus*. Vallejos *et al.* (2009), utilizaron la distribución Weibull de tres parámetros [1] en plantaciones de *Pinus taeda*. Es la función más ampliamente usada para la simulación del desarrollo de rodales (Prodan *et al.*, 1997) y modelos de producción forestal (Pece *et al.*, 2000). La expresión matemática de esta función de distribución de la probabilidad para una variable aleatoria D es:

$$f(D; a, b, c) = \frac{c}{b} \left(\frac{D-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\left(\frac{D-a}{b}\right)^c} \quad [1]$$

donde:

$D$  :  $\geq a$ , es el diámetro a 1.3 m (cm),

$a$  :  $=0$ , para distribución Weibull de dos parámetros (2p), es el parámetro que define el origen o localización de la distribución,

$b$  :  $>0$ , es el parámetro de escala,

$c$  :  $>0$ , es el parámetro de forma.

El tercer parámetro Weibull, de localización, es importante en distribuciones unimodales, de forma muy regular, como es el caso de masas coetáneas (Torres, 2005).

Para la representación de distribuciones diamétricas de árboles, el valor de  $a$  es positivo. La fdp tiene una expresión analítica cerrada o integral definida identificada como función de distribución de probabilidad acumulada [2].

$$f(D) = 1 - e^{-\left(\frac{D-a}{b}\right)^c} \quad [2]$$

En base a esta función, es factible conocer la proporción de la población con distribución Weibull con valores superiores a L, y menores que U, diámetros menor y mayor, respectivamente, de una clase diamétrica dada, está determinada por ecuación [3] siguiente (Bueno y Bevilacqua, 2011):

$$P(L < x < U) = \exp\left[-\left(\frac{L-a}{b}\right)^c\right] - \exp\left[-\left(\frac{U-a}{b}\right)^c\right] \quad [3]$$

Con la cual es factible estimar la frecuencia de árboles por clase diamétrica (DAP) una vez que se cuenta con la definición de parámetros de la función Weibull para una masa forestal.

Esta función está definida para valores de  $D > a$  y  $a \geq 0$ ,  $b > 0$  y  $c > 0$ .

Para explicar la estructura de la masa, se requiere la estimación de los parámetros de las fdp, éstos se pueden definir con modelos de recuperación o de predicción (García *et al.*, 2002). Los modelos de predicción tienen preferencia respecto a los de recuperación porque generan mejores estimaciones al proyectar en el tiempo una distribución, ya que obtienen los parámetros de las distribuciones futuras a partir de variables dasométricas proyectadas, mediante ecuaciones que relacionan cada parámetro con dichas variables (García *et al.*, 2002). En contraste, Quezada y Trincado (2002) mencionan que la desventaja de la predicción de parámetros es la menor sensibilidad de los parámetros estimados a variaciones de los atributos de rodal.

Los métodos para estimar los parámetros de las funciones de distribución diamétrica más frecuentemente usados son: máxima verosimilitud, percentiles, momentos (García *et al.*, 2002; Maldonado y Navar, 2002) y cuadrados mínimos (Prodan, 1997;



Navar y Contreras, 2000) o la función de distribución acumulativa de regresión (Bueno y Bevilacqua, 2011).

En la definición de parámetros se han utilizado diferentes programas, como el Statgraphics (Pece *et al.*, 2000; Podlaski, 2008), el West (Torres, 2005), e incluso se han elaborado programas específicos como el Weibull\_fit (Vallejos y Aedo, 2010), los cuales usan diferentes métodos para su determinación. Lei (2008) menciona que el método de máxima verosimilitud es frecuentemente usado, Podlaski (2008), recomienda su uso por ser un procedimiento universal con buena definición de algoritmos y frecuentemente empleado en programación. Para proyectar el desarrollo de una masa forestal en el tiempo se pueden relacionar los parámetros de fdp con las variables dasométricas, usando cualquier programa estadístico comercial (Vallejos y Aedo, 2010).

Los investigadores y manejadores forestales han utilizado las fdp en los modelos de producción por clase diamétrica, para programar en los rodales las intervenciones silvícolas, a partir de predecir el número de árboles actuales y estimar el número de árboles futuros por clase diamétrica para definir el turno óptimo y rendimiento de una masa coetánea (Lei, 2008; Vallejos *et al.*, 2009; Bueno y Bevilacqua, 2011). Estas acciones están orientadas a un manejo responsable, con el convencimiento de que el manejo sustentable de los ecosistemas forestales será posible, sí los forestales comprenden la dinámica natural (Fuhrer, 2000; citado por Huber, 2011).

Existe una relación entre la etapa de desarrollo del rodal, estructura de bosque, si es biestratificado o multiestratificado, puro o mezclado y el tipo de fdp adecuada para su caracterización diamétrica (Podlaski, 2006; 2008).

Respecto al método para obtener los estimadores de la fdp Weibull, existe diversidad de opiniones, Navar y Contreras (2000), encontraron que para masas irregulares de pino en Durango, el método de cuadrados medios presentó mejor bondad de ajuste pero estimó parámetros con mayor varianza y sesgo, resultando ineficiente. García *et*

*al.* (2002), señalan que los estimadores con menor varianza son los obtenidos por el método de percentiles pero tienen mayor sesgo que el método de máxima verosimilitud, el cual es considerado el de mejor ajuste (Navar y Contreras, 2000; Lei, 2008). En contraste, Green *et al.* (1994) afirman que para la Weibull 3P, el método de máxima verosimilitud es frecuentemente inapropiado cuando los datos son de arbolado joven, debido a que estima un parámetro de localización negativo. Según Quevedo *et al.* (2003), para la distribución diamétrica de una plantación de teca y Vallejos *et al.* (2009), quienes trabajaron con datos de una plantación de *Pinus taeda*, la forma de determinar los estimadores de la fdp Weibull 3P, con mejor ajuste, es el método de percentiles. En tanto que Lei (2008), concluyó que el método de momentos, fue el mejor para estimar los parámetros de la distribución diamétrica en la función Weibull para *Pinus tabulaeformis*.

Sobre la función Weibull de dos parámetros, se afirma que es más segura y da mayor libertad al parámetro de forma (Maltamo, Puumalinen y Paivinen, 1995; citado por Pece *et al.*, 2000).

La bondad de ajuste de la fdp estimada a la distribución diamétrica observada, se evalúa con diversas pruebas, las más comunes son la de Kolmogorov-Smirnov, Anderson Darling,  $X^2$  de Pearson y Cramer-von Mises (García *et al.*, 2002; Vallejos *et al.*, 2009; Bueno y Bevilacqua, 2011). Según Reynolds *et al.* (1988, citado por García *et al.*, 2002), así como Evans *et al.*, (1989), citado por Vallejos *et al.*, (2009), para la función de distribución de probabilidad Weibull 3P, la prueba más estricta es la Anderson-Darling.

García *et al.* (2002), mencionan que en España es la de mayor uso y la utilizaron para modelizar distribuciones diamétricas de masas regulares de *Pinus pinea* L. Merganič y Sterba (2006), recomiendan su uso solo para rodales con distribución diamétrica unimodal, con un diámetro promedio superior a 7 cm. En México, la función Weibull ha sido empleada por Navar y Contreras (2000) para modelar estructuras diamétricas de bosques en Durango, para plantaciones de pino en

Durango (Maldonado y Navar, 2002) y estructuras de bosques en Nuevo León (Navar, 2010); Torres *et al.* (2000) y Torres (2005) han estudiado y publicado trabajos sobre la factibilidad de predicción de distribuciones diamétricas de masas forestales.

La aplicación de una función matemática como la Weibull en la distribución diamétrica, se basa en la hipótesis de que la distribución de diámetros de una masa puede ajustarse a una función de densidad de probabilidad (Bueno y Bevilacqua, 2011).

El objetivo de este estudio fue definir las funciones Weibull que mejor modelan las distribuciones diamétricas observadas antes de la corta, de tres series (mediciones) de 46 datos de dg provenientes de igual número de parcelas de investigación, en un bosque de pino bajo aprovechamiento, con intervalo de 10 años entre cortas y remediciones. Estos modelos serán la base para conocer la dinámica de la estructura diamétrica del bosque e inferir planes de manejo orientados a la sustentabilidad en la producción y rendimiento maderable, mediante proyecciones del desarrollo de la masa.

## **MATERIALES Y MÉTODOS**

### **Área de estudio**

Los datos provienen del área de corta Moctezuma, del ejido El Largo y Anexos, en el municipio de Madera, al noroeste del estado de Chihuahua, México, en la parte norte de la provincia fisiográfica de la Sierra Madre Occidental, subprovincia Sierras y Cañadas del Norte (INEGI, 1983). Contiene 5140 ha, de las 130000 ha que posee el ejido bajo manejo forestal, comprendida entre las coordenadas 29.822 a 29.932° de latitud N y 108.222 a 108.322° de longitud W, con una altitud promedio de 2,450 m.

Las topoformas son mesas y laderas de pendientes suaves y medias con valores de 5 a 40 %.

El clima de acuerdo a la clasificación Köppen, modificada por García es Cb'(w2) tipo semifrío subhúmedo con verano fresco largo, temperatura media anual entre 5 y 12 °C, la temperatura del mes más frío entre -3 y 18 °C y la temperatura del mes más caliente bajo 22 °C. La precipitación del mes más seco menor a 40 mm, lluvias de verano y porcentaje de lluvia invernal mayor al 10.2 % del total anual (CONABIO, 1998). Según INEGI (1983), esta área registra una precipitación media anual de 700 mm, tiene un coeficiente de escurrimiento de 10 a 20 % y una temperatura media anual de 10 °C; su mayor porción se ubica en la región hidrológica Sonora Sur (RH9), en la cuenca Río Yaqui (B), subcuenca Río Bavispe - La Angostura (e) y una reducida superficie en la región Cuencas Cerradas del Norte (RH34), cuenca Río Casas Grandes (D), subcuenca Río Piedras Verdes (k).

Los suelos son de origen volcánico, de profundidad somera a media, predomina el feozem háplico con textura lítica gruesa (Semarnat, 2002). Presentan afloraciones de rocas ígneas, cuya edad corresponde al periodo Terciario, representadas por rocas ígneas extrusivas de tipo basalto de color gris oscuro, con fuerte intemperismo que han originado suelos residuales, característicamente forman mesetas con escarpes pronunciados y sobreyacen a la secuencia volcánica silícica del Terciario Inferior. En los valles, se localiza la unidad Riolita – Toba ácida, formada con alternancia irregular de rocas ígneas extrusivas: tobas silícicas, riolitas y brechas volcánicas (INEGI, 1982).

La vegetación predominante es característica de bosque templado frío, predominando las masas prácticamente regulares, puras de pino y muy escasa presencia de mezcla pino - encino. Las especies predominantes son *Pinus arizonica* Engelm., *P. durangensis* Mtz., y con menor frecuencia *P. engelmannii* Carr., *P. leiophylla* Schl. & Cham. *P. ayacahuite brachyptera* Shaw. Los géneros de hojosas ocasionalmente presentes son *Quercus* y rara vez *Arbutus*. Otro género esporádico

es *Juniperus*. El INEGI (1984), clasifica el área como bosque de pino de la especie *Pinus arizonica*, con uso maderable; reporta la presencia de *P. durangensis*, *P. engelmannii* y *P. leiophylla*, en el estrato de 15 a 18 m; *Quercus sideroxyla* y *Q. fulva* en el estrato de 6 a 8 m, que tienen uso maderable y libre ramoneo de bovinos.

### **Descripción de los datos de campo**

Los diámetros a la altura de pecho (DAP) provienen de tres mediciones previas a la corta, en un muestreo sistemático de parcelas permanentes, con intervalo de remediación de 10 años. Se utilizan valores de arbolado con DAP de 7.6 cm (categoría diamétrica 10 cm, arbolado de incorporación) y mayores (categoría diamétrica 15 cm y superiores, arbolado comercial) de 46 sitios de inventario forestal continuo (IFC), cada uno constituido por dos parcelas circulares concéntricas, de 400 y 1000 m<sup>2</sup>, para arbolado de incorporación y comercial, respectivamente. Estas parcelas se ubican en una calidad de estación media (dos), de acuerdo a la clasificación de calidad de estación empleada por los técnicos responsables del manejo forestal, en masas prácticamente puras con dominancia de *Pinus arizonica* Engelm.

Los datos por serie son el diámetro del árbol de área basal media (dg o diámetro medio cuadrático) de cada una de las parcelas o sitios de IFC y las tres series corresponden a las mediciones realizadas en los años 1986, 1996 y 2006. El dg, es el más usado para caracterizar un rodal y siempre es mayor al diámetro medio aritmético (Prodan *et al.*, 1997). Las características diamétricas y otros parámetros por serie se muestran en el Cuadro 1 y las frecuencias diamétricas observadas en la Figura 1.

Cuadro 1. Información dasométrica y estadística de la masa de *Pinus-Quercus* con  $DAP \geq 7.6$  cm obtenida del inventario periódico de 46 sitios.

Serie	dgp	dgm	dgM	R	dgm <sub>e</sub>	DE	CV	EE	As	Cu	G ha <sup>-1</sup>	NA ha <sup>-1</sup>
1986	16.99	11.13	25.62	14.49	16.73	3.1801	0.1873	0.4689	0.507	0.392	19.5858	940.7
1996	19.22	13.50	26.06	12.56	19.43	2.9670	0.1543	0.4375	-0.111	-0.380	23.7040	895.7
2006	21.02	13.72	27.88	14.16	21.10	3.3516	0.1595	0.4942	-0.170	-0.515	22.1689	716.3

dgp: diámetro medio cuadrático (área basal media) promedio; dgm: diámetro medio cuadrático menor; dgM: diámetro medio cuadrático mayor; R: rango; dgm<sub>e</sub>: mediana de diámetro medio cuadrático; DE: desviación estándar; CV: coeficiente de variación; As: asimetría; Cu: curtosis; G y NA: área basal promedio y número de árboles promedio, respectivamente, extrapolados a la ha a partir de sitios de muestreo de 400 y 1000 m<sup>2</sup>.

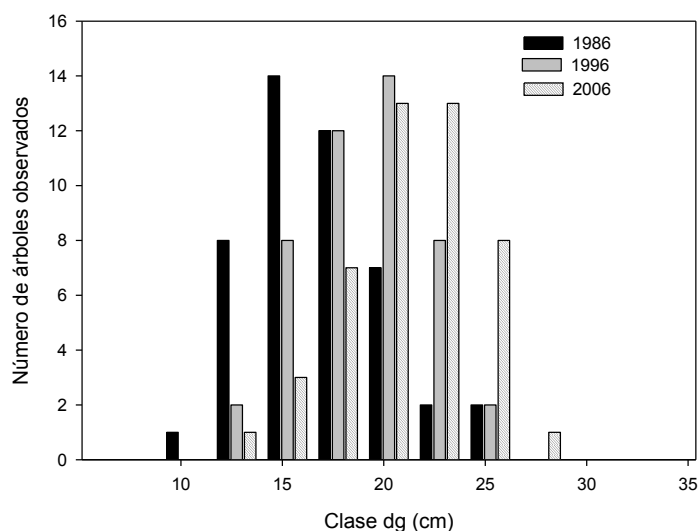


Figura 1. Distribuciones diamétricas observadas en clases de 2.5 cm (10.25 a 27.75 cm).

## Generación de Modelos

La selección de modelos de ajuste de las distribuciones diamétricas a la función de probabilidad de densidad de Weibull se realizó en dos etapas: la primera fue la generación (6 por serie) y preselección de modelos (3 a 4 para cada serie) mediante

dos programas de cómputo, Minitab<sup>®</sup> 15.1.20.0 e EasyFit<sup>®</sup> 5.5. La segunda etapa fue la selección de modelos en base a su calificación en seis índices de bondad de ajuste.

### **Generación y preselección de modelos**

En Minitab, se introdujeron los 46 datos de dg por serie, sin manipular el número de clases, amplitud de clase o valor mínimo del rango. Se estimaron las funciones de distribución probabilística Weibull, de dos y tres parámetros, por los métodos de cuadrados mínimos (CM) y máxima verosimilitud (MV). Este programa tiene cuatro opciones para generar los parámetros de la fdp Weibull, los dos métodos, cada uno con la opción de 2p o 3p. Una vez generados los cuatro modelos, se eligió uno para cada serie, a excepción de la serie 1996, se eligieron dos (Cuadro 2), atendiendo el valor de la prueba Anderson – Darling y en CM, que muestra el coeficiente de correlación, también se consideró. Otro criterio fue el gráfico de dispersión de ajuste de probabilidad con intervalos de confianza del 95 %.

El programa proporciona como indicadores de bondad de ajuste para el método de CM el estadígrafo Anderson-Darling ( $A^2$ ) a un nivel de confianza del 95 % y el coeficiente de correlación, y para el método MV el estadígrafo  $A^2$ . Se sabe que la distribución con ajuste más cercano a la que siguen los datos es aquella que presenta el menor estadístico  $A^2$ .

De forma similar, se procedió con el programa EasyFit, que utiliza sólo el método MV con las opciones 2p y 3p. Para verificar la bondad de ajuste de los modelos estimados a la distribución de datos observados, el programa proporciona el valor P(K-S) con una  $\alpha=0.05$  y tres estadígrafos: Kolmogorov-Smirnov, (K-S);  $A^2$ ; y Chi cuadrada ( $X^2$ ), en base a los cuales proporciona un valor de ranking entre diferentes distribuciones, dentro de estas la Weibull 2p y 3p, e indica si se acepta o rechaza la  $H_0$  (los datos siguen la fdp especificada). Los dos modelos generados por serie por

este programa se preseleccionaron (Cuadro 2). En total se preseleccionaron 10 modelos.

Con los parámetros estimados como datos para asistente estadístico (StatAssit) de EasyFit, se determinaron estadísticas como la mediana,  $M_o$  y rangos para valores observados y de cada modelo.

### **Bondad de ajuste**

El primer paso fue elaborar la tabla de frecuencias observadas (Cuadro 5) para cada una de la serie de datos, con el auxilio de Excel. Se determinó un número de clases tal, que permita validar el ajuste de los modelos estimados por Minitab y EasyFit, previamente seleccionados. Para esto, se tomó como guía la regla de Sturges, donde el número de clases,  $k = 1+3.322 (\text{Log } n)$ , y  $n$  es el número de datos observados (Daniel, 2009); tomando en cuenta el rango o recorrido de datos y que en los extremos exista un valor de cero o muy cercano a este, en cada serie se consideraron ocho clases con un intervalo de clase de 2.5 cm. El número de clases se incrementó a 11 para hacer que las tres series tuvieran clases comunes. El centro de la primera clase se fijó en 7.75 cm, por lo que la última clase tiene un centro de 32.75 cm. La ubicación del primer centro de clase determina el de las demás y la configuración del histograma, el cual se buscó que conformara una distribución unimodal armónica.

Algunos autores utilizan clases de 1 cm (Álvarez y Ruíz, 1998) o de 2 cm (Gadow *et al.*, 2007; Bueno y Bevilacqua, 2011), se debe considerar que las clases vacías contribuyen a la subestimación o generan estimadores poco robustos ya que el modelo Weibull es sensible a la presencia continua de clases de DAP en el rango de datos (Torres-Rojo, 2005; Bueno y Bevilacqua, 2011). En cuanto al número de clases diamétricas, Álvarez y Ruíz (1998) procuran tener un mínimo de 10 para mejorar el



ajuste, pero se observó que EasyFit generó 6 y Minitab 11 y aplicando la regla de Sturges son 7.

Con la fórmula [3] se procedió a estimar las frecuencias, y con estas el número de árboles estimados (Cuadro5) con la fórmula [4].

$$NA_{ej} = P_j * n \quad [4]$$

Donde,  $NA_{ej}$  es el número de árboles estimados en la clase diamétrica  $j$ ,  $P$  la frecuencia o probabilidad estimada para la clase  $j$ ; y  $n$ , el número de datos, en este caso 46.

Esta etapa del proceso es determinante, se observó que el mayor número de clases no genera el mejor ajuste, el cual depende de la amplitud de clase y el rango de los datos, por lo que conviene graficar las frecuencias de clase observadas y estimadas en histograma (Figura 2), para visualizar la armonía entre ambas gráficas, y decidir el número de clases, amplitud y rango de las mismas que se utilizará, ya que las diferencias entre el número de árboles observados y estimados se hacen mayores cuando existe fuerte diferencia entre las frecuencias observadas de dos clases diamétricas consecutivas.

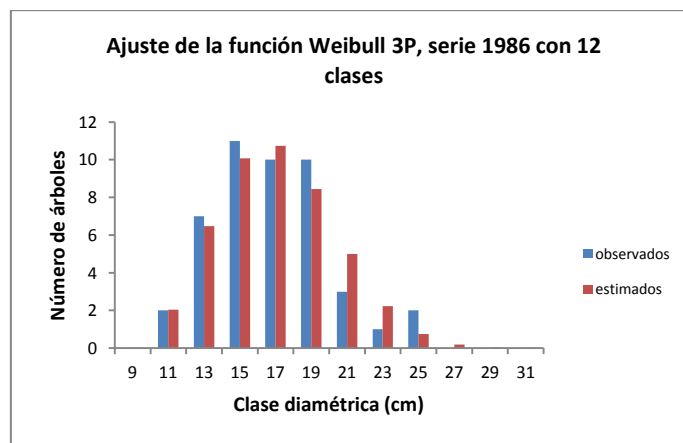


Figura 2. Muestra el grado de ajuste entre frecuencias estimadas y observadas.

Un elemento para seleccionar el conjunto de estimadores más eficientes es el índice de error de Reynolds (IER), Torres *et al.*, (2000) mencionan que es la suma ponderada de la diferencia absoluta entre el número de árboles estimado y el observado en cada categoría diamétrica y que la ponderación puede hacerse con volumen o cualquier otro ponderador, ellos utilizaron área basal. Algunos autores lo utilizan sin ponderar (Lei, 2008; Vallejos *et al.*, 2009; Bueno y Bevilacqua, 2011), indican que este índice son las diferencias de las frecuencias estimadas y observada en el total de la distribución. Cuantifica el número de árboles erróneamente estimados por exceso o defecto a través de las clases diamétricas, el menor valor del IE [5] manifiesta mejor bondad de ajuste de la fdp, similar al criterio de las pruebas de bondad de ajuste (Vallejos *et al.*, 2009).

$$IE = \sum_{j=1}^k |n_j - \hat{n}_j| \quad [5]$$

Donde  $n_j$  y  $\hat{n}_j$  son el número de árboles observados y estimados respectivamente en la clase diamétrica  $j$ ,  $k$  el número total de clases diamétricas. Para estimar la frecuencia de la primera clase diamétrica aunque es un valor pequeño (y para el cual no existe frecuencia observada) se modificó el valor del límite inferior, haciéndolo coincidir con el valor del parámetro de localización para evitar valores negativos [3] y de esta forma hacer posible la potenciación con el parámetro de forma y su estimación (Vallejos, 2010).

En este estudio se utilizó índice de error de Reynolds ponderado [6] con el área basal ( $G$ ) de cada clase diamétrica ( $j$ ) con el propósito de evaluar el valor predictivo de los diferentes modelos (Torres *et al.*, 2000).

$$IER_p = \frac{\sum_{j=1}^k |n_j - \hat{n}_j| G_j}{\sum_{j=1}^k G} \quad [6]$$

Otra forma de comparar las distribuciones observadas y estimadas es a través del índice de error denominado discrepancia relativa [7] (relative discrepancy,  $rD$ ), que determina la proporción relativa que debe ser intercambiada entre las clases diamétricas de ambas distribuciones para obtener la distribución observada a partir de la estimada (Quezada y Trincado, 2002). A esta forma de evaluar la similitud de las frecuencias también se le conoce como distancia genética (Gadow *et al.*, 2007).

$$rD = 1/2 \sum_{i=1}^n |H_i - \hat{H}_i| \quad [7]$$

Donde:

$rD$  – índice de error o discrepancia relativa;

$H_i$  - frecuencia relativa observada en una clase diamétrica dada [12];

$\hat{H}_i$  - frecuencia relativa estimada en una clase diamétrica dada [3]; y

$n$  – número de clases diamétricas.

De acuerdo a la formula previa, la proporción común o de coincidencia entre clases diamétricas estimadas y observadas es  $1-rD$ . Cuando  $rD=1$ , las distribuciones o frecuencias no tienen nada en común y cuando  $rD=0$  son iguales. Un  $rD$  de valor pequeño indica elevada semejanza entre las distribuciones diamétricas observadas y estimadas (Quezada y Trincado, 2002; Gadow *et al.*, 2007). Una proporción común de 86 % es considerada aceptable y acorde a otras referencias (Quezada y Trincado, 2002).

Un procedimiento de verificación de ajuste (Lei, 2008; Bueno y Bevilacqua, 2011) es a través de la suma de cuadrados del error (SCE) y cuadrado medio del error (MSE), que usan los valores de la frecuencia estimada y observada, con las fórmulas [8] y [9]:

$$SCE = \sum_i^n \{\hat{F}(Di) - F(Di)\}^2 \quad [8] \quad \text{y} \quad MSE = \frac{\sum_i^n \{\hat{F}(Di) - F(Di)\}^2}{n-m} \quad [9]$$

Donde:  $\hat{F}(Di) = 1 - \exp\left(-\frac{Di}{\hat{b}}\right)^{\hat{c}}$  [10] ó  $\hat{F}(Di) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{Di-\hat{a}}{\hat{b}}\right)^{\hat{c}}\right)$  [11], son las funciones de la distribución acumulativa (CDF) de la distribución Weibull para dos y tres parámetros, evaluada a determinado  $dg$  del árbol  $i$ , usando diferentes estimadores o modelos (este cálculo de densidad acumulada es factible obtenerlo con el modulo StatAssit de EasyFit);  $F(Di)$  es la probabilidad acumulativa observada del árbol  $i$ ;  $n$  es el número de árboles ( $dg$ ),  $m$  es el número de  $\beta_i$  parámetros, exceptuando  $\beta_0$ .

La frecuencia observada se calculó en forma simple, a partir de los diámetros ( $dg$ ) observados, ordenados de menor a mayor, se utilizó la fórmula:

$$F(Di_{ao}) = \frac{(Di-Dm)}{(DM-Dm)} \quad [12]$$

Donde:  $F(Di_{ao})$ , es la frecuencia acumulada observada hasta un diámetro dado ( $Di$ ),  $Dm$  y  $DM$  son el diámetro menor y mayor observados en el conjunto de datos, respectivamente.

Un indicador para medir el error de los modelos propuestos fue la desviación media absoluta [13], cuyo valor muestra el error promedio de las frecuencias acumuladas estimadas.

$$DMA = \frac{\sum_{i=1}^n |\hat{F}(Di) - F(Di)|}{n} \quad [13]$$

### **Ponderación de índices de bondad de ajuste**

Una vez que se tuvieron los diferentes indicadores del poder predictivo de los modelos (Cuadro 3) se utilizó el método de categorización relativa (ranking), el cual muestra la posición relativa de los modelos, definida como  $R_i$  (Poudel, 2011):

$$R_i = 1 + \frac{(m-1)(S_i - S_{min})}{(S_{max} - S_{min})} \quad [14]$$

Donde:

$R_i$ : Rango relativo del modelo  $i$  ( $i = 1, 2, 3, \dots, m$ );

$S_i$ : Estadístico de bondad de ajuste producido por el modelo  $i$ ; y

$S_{min}$  y  $S_{max}$ : Valor mínimo y máximo del estadístico de bondad de ajuste.

Este sistema de categorización da una posición relativa (de 1 a  $m$ ) al mejor y al peor modelo (Cuadro 4).

### Validación estadística

Con las frecuencias de número de árboles observadas por clase de 2.5 cm para cada serie, y estableciendo como centro de la clase menor de los datos 7.75 cm, se validaron los tres modelos seleccionados en SigmaPlot® 10.0, con el modelo Weibull de cinco parámetros [15]. A partir de la tabla de frecuencias del número de árboles observados se generó la gráfica del histograma, y sobre éste, mediante el procedimiento de ajuste de curva asistido, se asignaron los valores de los parámetros del modelo en validación:

$$y = y_0 + a \left( \frac{c-1}{c} \right)^{\frac{1-c}{c}} \left[ \frac{x-x_0}{b} + \left( \frac{c-1}{c} \right)^{\frac{1}{c}} \right]^{c-1} e^{- \left[ \frac{x-x_0}{b} + \left( \frac{c-1}{c} \right)^{\frac{1}{c}} \right]^c} + \frac{c-1}{c} \quad [15]$$

Donde:  $y$ , es el número de árboles a estimar;  $y_0$ , intersección de la curva en el eje y –número de árboles–;  $a$ , el número de árboles en la clase moda;  $b$ , el parámetro de escala;  $c$ , el parámetro de forma;  $x_0$ , la moda;  $x$ , una clase diamétrica dada. Con este procedimiento se generan las frecuencias (número de árboles) estimadas por clase (Cuadro 5) y los valores de ajuste y significancia estadística para el modelo (Cuadro 6). El número de datos observados o frecuencias fue 11 (datos con valores diferentes

a cero, fueron 7, 6 y 7, respectivamente), para las tres series, los cuales constituyen la muestra de validación y permiten la comparación entre éstas (Cuadro 5).

### **Métodos de estimación**

Una vez validados los parámetros de los modelos de cada serie es factible estimar el número de árboles por clase diamétrica o rango de diámetro con la fórmula 3.

## **RESULTADOS Y DISCUSIÓN**

### **Selección de modelos para la función de distribución de la probabilidad Weibull**

Considerando la bondad de ajuste, se preseleccionaron cuatro modelos estimados por Minitab, al menos uno para cada serie, resultando ser diversos, de 2p y 3p, así como determinados por CM y por MV (Cuadro, 2). Dos de ellos para la serie 1996, ya que el estadístico A-D fue muy similar en los métodos de MV y de CM; además, un modelo es de 2p y el otro 3p. De los modelos generados por EasyFit se preseleccionaron seis, que son determinados por MV, dos para cada serie, de 2p y 3p respectivamente.

Se sabe que la estimación de parámetros de la función de probabilidad de densidad, depende del método empleado, de la naturaleza y manejo de los datos, como el número de clases que se definen, y su amplitud, entre otros.

Cuadro 2. Parámetros de las funciones de distribución de probabilidad Weibull estimados con los diámetros del árbol de área basal media (dg).

Núm. Mod.	Serie	Tipo	A-D $\alpha=0.05$	P (K-S) $\alpha=0.05$	Parámetros estimados				
					a (loc.)	b (escala)	c (forma)	Mo <sup>z</sup>	NA <sub>cMo</sub> <sup>z</sup>
1	1986	W 3p-CM	0.561	--	9.5907	8.3532	2.4781	16.372	13.5240
2	1996a	W 2p-MV	0.479	--	0.0000	20.4769	7.3305	20.071	14.8454
3	1996b	W 3p-CM	0.485	--	9.0997	11.2015	3.7495	19.411	14.3644
4	2006	W 3p-CM	0.505	--	8.8413	13.4257	3.9907	21.331	12.7604
5	1986a	W 3p-MV	0.288	0.810	10.3400	7.5009	2.2242	16.075	14.9903
6	1986b	W 2p-MV	0.690	0.668	0.0000	18.000	6.4896	17.542	13.8564
7	1996a	W 2p-MV	0.237	0.980	0.0000	20.286	7.4958	19.902	15.0481
8	1996b	W 3p-MV	0.267	0.955	10.1790	10.070	3.4713	19.310	14.6054
9	2006a	W 2p-MV	0.281	0.917	0.0000	22.243	7.1519	21.779	13.4174
10	2006b	W 3p-MV	0.274	0.863	9.4582	12.773	3.9821	21.336	13.3593

Modelos 1 a 4 determinados con Minitab 15.1 y de 5 a 10 con EasyFit 5.5; W 3p y W2p: Función de distribución de la probabilidad Weibull de dos y tres parámetros respectivamente; CM: determinado por el método de cuadrados mínimos, y MV, máxima verosimilitud; A-D: prueba de bondad de ajuste Anderson – Darling (a menor valor mejor ajuste); P (K-S): valor P(K-S) de la prueba Kolmogorov-Smirnov, a mayor valor mejor ajuste del modelo, Sí  $p < \alpha$ , se rechaza la  $H_0$ , donde  $H_0$ : Los datos siguen una distribución Weibull con sus parámetros b, c, y frecuentemente a; Mo: Moda dg (cm) antes de la corta; NA<sub>cMo</sub>: Número de árboles en la clase moda con intervalo de 2.5 cm. <sup>z</sup>: estimadores para Weibull de 5 parámetros.

Cuadro 2. Continuación....

Mod.	Serie	Media	Mediana	DE	CV <sup>†</sup>	C Corr	K-S <sub><math>\alpha=0.05</math></sub>	Asimetría <sup>†</sup>
1	1986	17.001	16.795	3.1958	0.18798	0.995	nd	0.3685
2	1996a	19.200	19.478	3.0906	0.16097	nd	nd	-0.4883
3	1996b	19.211	19.258	3.0087	0.15658	0.989	nd	-0.0341
4	2006	21.001	21.089	3.4207	0.16282	0.993	nd	-0.0854
5	1986a	16.983	16.701	3.1565	0.18586	nd	0.091	0.4952
6	1986b	16.771	17.012	3.0227	0.18024	nd	0.104	-0.4202
7	1996a	19.043	19.318	3.0023	0.15766	nd	0.066	-0.5002
8	1996b	19.236	19.240	2.8873	0.15010	nd	0.072	0.0324
9	2006a	20.430	21.132	3.4308	0.16470	nd	0.079	-0.4750
10	2006b	21.033	21.108	3.2604	0.15501	nd	0.085	-0.0836

DE: desviación estándar; CV: coeficiente de variación; C Corr: coeficiente de correlación; K-S: prueba de bondad de ajuste Kolmogorov – Smirnov (a menor valor mejor ajuste).nd: no disponible; <sup>†</sup> Obtenidos con el complemento StatAssist del programa EasyFit.

Cuadro 3. Valores de los índices de bondad de ajuste de los modelos estimados.

Mod.	Tipo	IE <sub>Rp</sub>	rD	SCE	RMSE	MSE/n-m	DMA
1	M-W 3P-CM-86	0.8944	0.0647	0.7215	0.1252	0.0168	0.1018
2	M-W 2P-MV-96a	0.8792	0.0597	0.2817	0.0783	0.0064	0.1222
3	M-W 3P-CM-96b	0.3944	0.0327	0.3042	0.0813	0.0071	0.0646
4	M-W 3P-CM-06	1.0719	0.0713	0.1986	0.0657	0.0046	0.0571
5	E-W 3P-MV-86a	0.6050	0.0495	0.7980	0.1317	0.0186	0.1089
6	E-W 2P-MV-86b	2.2215	0.1420	0.8141	0.1330	0.0185	0.0991
7	E-W 2P-MV-96a	0.8108	0.0571	0.3884	0.0919	0.0088	0.0708
8	E-W 3P-MV-96b	0.5108	0.0390	0.3475	0.0869	0.0081	0.0698
9	E-W 2P-MV-06a	0.6337	0.0460	0.2329	0.0712	0.0053	0.0623
10	E-W 3P-MV-06b	0.8015	0.0569	0.2520	0.0740	0.0059	0.0642

M, E: estimado con Minitab y EasyFit, respectivamente; Tipo de modelo: W 2P y W 3P, son Weibull de dos y tres parámetros; el método de estimación de parámetros: CM y MV, son cuadrados mínimos y máxima verosimilitud; serie: año de medición, respectivamente; IE<sub>Rp</sub>: índice de error de Reynolds ponderado; rD: discrepancia relativa; SCE: suma de cuadrados de error; RMSE: raíz del error cuadrado medio; MSE: cuadrados medios del error; DMA: desviación media absoluta.

Cuadro 4. Rangos relativos de los modelos de estimación de parámetros Weibull.

No. Mod.	Tipo	Rango Relativo						Suma	Prom.
		IE <sub>Rp</sub>	rD	SCE	RMSE	MSE	DMA	Rangos	Rangos
1	M-W 3P-CM-86	1.36	1.33	1.00	1.00	1.00	1.55	<b>7.23</b>	<b>1.21</b>
2	M-W 2P-MV-96a	4.00	4.00	1.00	1.00	1.00	4.00	15.00	2.50
3	M-W 3P-CM-96b	1.00	1.00	1.63	1.66	1.83	1.00	<b>8.13</b>	<b>1.35</b>
4	M-W 3P-CM-06	3.00	3.00	1.00	1.00	1.00	1.00	<b>10.00</b>	<b>1.67</b>
5	E-W 3P-MV-86a	1.00	1.00	2.65	2.67	3.00	3.00	13.32	2.22
6	E-W 2P-MV-86b	3.00	3.00	3.00	3.00	2.94	1.00	15.94	2.66
7	E-W 2P-MV-96a	3.58	3.71	4.00	4.00	4.00	1.32	20.61	3.43
8	E-W 3P-MV-96b	1.72	1.70	2.85	2.90	3.08	1.27	13.51	2.25
9	E-W 2P-MV-06a	1.00	1.00	2.29	2.33	2.09	2.46	11.16	1.86
10	E-W 3P-MV-06b	1.77	1.86	3.00	3.00	3.00	3.00	15.63	2.60

M, E: estimado con Minitab y EasyFit, respectivamente; IRP: índice de error de Reynolds ponderado; rD: discrepancia relativa; SCE: suma de cuadrados de error; RMSE: raíz del error cuadrado medio; MSE: cuadrados medios del error; DMA: desviación media absoluta. A menor suma o promedio, mejor ajuste.

Con los valores de rangos relativos o categorización se elaboró una gráfica radial para cada serie, el modelo está representado por un hexágono, donde el que tiene



menor área corresponde al mejor modelo y el de mayor área al peor. Así mismo, el área corresponde a la magnitud de la suma o promedio (Cuadro 4).

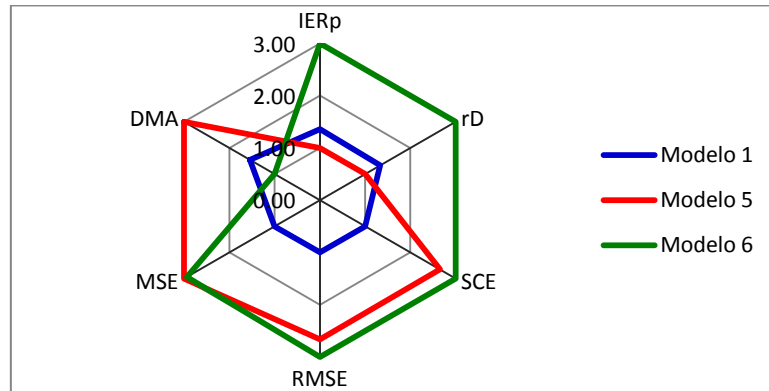


Figura 3. Rangos relativos de los modelos de estimación Weibull propuestos para la serie 1986.

Para la serie 1986, el modelo número 1, de tres parámetros, estimado con Minitab por el procedimiento de cuadrados mínimos, resultó ser el mejor precisión (Cuadro 4, Figura 3).

En la serie 1996 se seleccionó el modelo 3, es de tres parámetros y fue estimado con Minitab por el procedimiento de cuadrados mínimos (Cuadro 4, Figura 4).

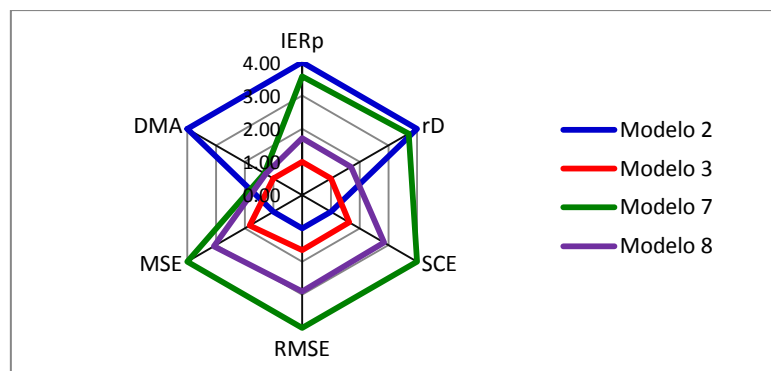


Figura 4. Rangos relativos de los modelos de estimación Weibull propuestos para la serie 1996.

Para la serie 2006, se selecciona el modelo 4, fue estimado en Minitab por el procedimiento de cuadrados mínimos y resultó ser superior en precisión a los demás (Cuadro 4, Figura 5).

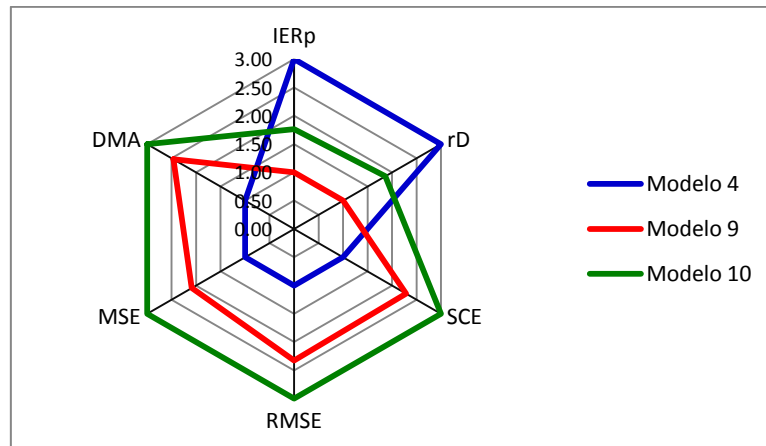


Figura 5. Rangos relativos de los modelos de estimación Weibull propuestos para la serie 2006.

Los modelos seleccionados 1, 3 y 4 (Cuadro 2 y 6), presentan el mejor el ajuste para estimar la distribución o probabilidad de las clases diamétricas (usando las fórmulas 3 y 4) para los datos (dg) observados en las series correspondientes (Cuadro 5).

Los resultados del proceso de selección de modelos, confirman lo observado por Torres (2005), el tercer parámetro de localización es importante en distribuciones unimodales de forma muy regular propias de masas coetaneas, en las que los modelos de tres parámetros mostraron mejor ajuste.

Ninguno de los modelos seleccionados (por su bondad de ajuste) se determinó por el método de máxima verosimilitud, este resultado coincide con Green *et al.* (1994), que lo consideran inapropiado en modelos Weibull de tres parámetros para arbolado joven, por estimar un parámetro de localización negativo, aunque en el presente estudio dicho parámetro resultó positivo.

El procedimiento de asignación de categoría o rango relativo a los valores de los seis índices utilizados para comprobar la bondad de ajuste en modelos propuestos,

mostró que no existe relación entre la bondad de ajuste y el estadístico A-D, cuyo menor valor fue en los modelos determinados por EasyFit, pero ninguno superó en ajuste a los obtenidos con Minitab por el método de CM. Tampoco existe relación considerando el valor del estadístico A-D o P(K-S) dentro de los subgrupos de modelos generados por los dos programas.

Cuadro 5. Valores observados y estimados con los modelos de mejor ajuste seleccionados (Modelos: 1, 1986; 3, 1996 y 4, 2006).

Clase dg (cm)			NA observados			NA estimados		
Centro	Li	Ls	1986	1996	2006	1986	1996	2006
7.75	6.5	9.0	0	0	0	-8.2e-24	-7.2e-25	3.2e-23
10.25	9.0	11.5	1	0	0	0.781	0.072	0.039
12.75	11.5	14.0	8	2	1	7.257	1.696	0.830
15.25	14.0	16.5	14	8	3	12.840	6.499	3.483
17.75	16.5	19.0	12	12	7	12.566	12.624	8.090
20.25	19.0	21.5	7	14	13	7.690	13.872	12.217
22.75	21.5	24.0	2	8	13	2.995	7.926	11.777
25.25	24.0	26.5	2	2	8	0.735	1.990	6.586
27.75	26.5	29.0	0	0	1	0.111	0.176	1.848
30.25	29.0	31.5	0	0	0	0.010	4.22e-3	0.217
32.75	31.5	34.0	0	0	0	0.000	0.000	8.52e-3

Li, Ls: Límites inferior y superior de clase diamétrica, respectivamente; NA: número de árboles.

### Validación estadística

Los tres modelos seleccionados y sus estimadores fueron validados estadísticamente con el programa SigmaPlot 10.0, mediante un modelo Weibull 5p, a partir del histograma de las frecuencias de número de árboles observadas por clase diamétrica (Cuadro 5), mediante el procedimiento de ajuste de curva asistido (Figura 6), proporcionando los cinco parámetros como predeterminados. Resultaron ser significativos con  $p \leq 0.05$ , tanto los parámetros básicos de cada modelo, escala (b) y forma (c), mediante la prueba de *t*-student; como el modelo de regresión con la prueba de *F* (Cuadro 6). El coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  ajustada) y el

error estándar estimado (*EE Est*) como medidas de bondad de ajuste respaldan la significancia estadística de los modelos.

Los supuestos del análisis de regresión también se cumplen; la normalidad e independencia serial de los residuales, determinados respectivamente por con el test de Kolmogorov-Smirnov y test Durbin-Watson; no así el de homocedasticidad (prueba de Levene), que se atribuye a las escasas observaciones o clases diamétricas.

Los programas de cómputo utilizados en el proceso y presentación de la información fueron: procesador de datos Microsoft Excel, procesador de texto Microsoft Word, EasyFit 5.1, Minitab 15 y SigmaPlot 10.

Cuadro 6. Modelos Weibull con mejor ajuste estadístico en las clases diamétricas de 2.5 cm a partir de 7.75 cm para las tres series de datos (dg).

No. Mod	Serie	Parámetros Weibull			R <sup>2</sup> ajustada	EE Est	valor de P		
		a (local.)	b	c			b	c	Mod.
1	1986	9.5907	8.3532	2.4781	0.967	0.944	<0.0001	0.0003	<0.0001
3	1996	9.0997	11.2015	3.7495	0.981	0.747	0.0058	0.0071	<0.0001
4	2006	8.8413	13.4257	3.9907	0.961	1.027	0.0299	0.0328	<0.0001

El ajuste de los modelos seleccionados que mejor describen las estructuras diamétricas observadas (dg) en cada una de las series, se aprecia en la Figura 6.

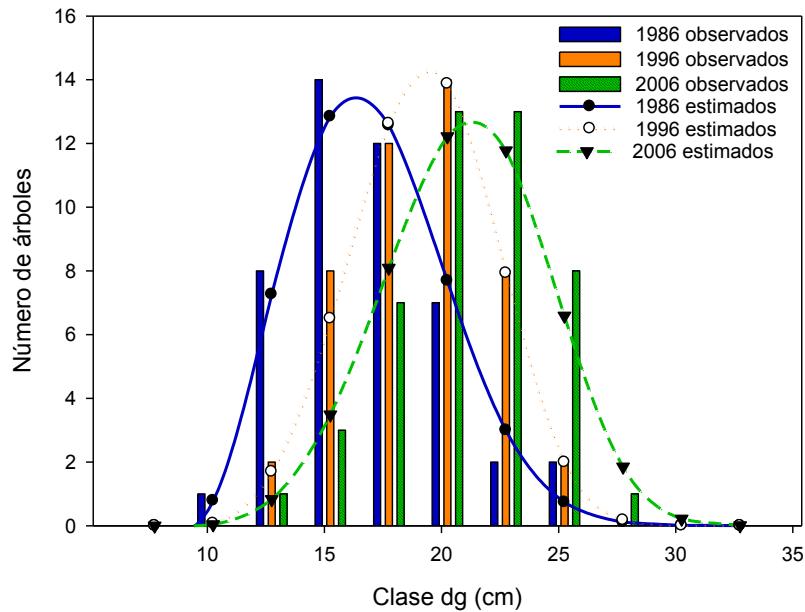


Figura 6. Distribuciones diamétricas en 11 clases de 2.5 cm (7.75 a 32.75) para las tres series.

Según García *et al.* (2002), las asimetrías negativas que se observan en las distribuciones diamétricas, como en este estudio 1996 y 2006, son producto de un régimen silvícola que aplica aclareos por lo bajo, en tanto que las asimetrías positivas (1986) corresponden a masas con densidades aparentemente bajas o bien a aquellas con distribución irregular de árboles u otras condiciones de microestación (Cuadro 2).

## CONCLUSIONES

Los modelos seleccionados, tienen el ajuste adecuado para modelar las estructuras diamétricas observadas de las masas forestales del área de estudio y pueden ser

utilizados para hacer proyecciones futuras de la estructura diamétrica, producción y rendimiento de estos rodales.

Se confirma la hipótesis, las frecuencias diamétricas observadas de cada serie (medición) se ajustan a una fdp Weibull con los parámetros estimados.

Los modelos de tres parámetros tuvieron mejor ajuste en estas masas de distribución unimodal de forma muy regular, propia de masas jóvenes coetáneas, se seleccionaron por el método de cuadrados mínimos y el método de máxima verosimilitud con funciones de tres parámetros no fue adecuado para este tipo de arbolado.

Las distribuciones de frecuencias diamétricas de las tres series son cercanas a la normal, como lo indican sus valores de asimetría y curtosis, y las gráficas de distribución muestran que el manejo de las masas mantiene la homogeneidad diamétrica.

La asimetría negativa de las distribuciones diamétricas en 1996 y 2006 se puede atribuir a la práctica silvícola de preaclareos y aprovechamiento forestal dirigido al arbolado de menores diámetros, lo cual prácticamente no ha afectado el rango de distribución diamétrica pero si ha incrementado el límite superior o *dg* máximo, sobre todo en último periodo, aunque la mediana del *dg* manifestó mayor incremento en el primer periodo entre remediciones.

El incremento del *dg* menor en las remediciones indica que las masas presentan progresivamente arboles de mayores dimensiones (DN), lo cual queda manifiesto en la mediana del *dg*. En los modelos, el parámetro de posición *a* (diámetro mínimo), también muestra un desplazamiento acorde con el de la mediana del *dg*.

La falta de correspondencia en el incremento del *dg* mayor (2.26 cm) con el *dg* menor (2.59 cm) y el de la mediana del *dg* (4.37 cm), indica que el aprovechamiento

también se ha orientado y quizá con mayor intensidad, sobre el arbolado de diámetros mayores.

El incremento total de la mediana del dg (4.37 cm) es superior al incremento total del dg mayor (2.26 cm), lo que provoca una asimetría negativa y puede ser efecto de la extracción del arbolado de mayor diámetro.

Los desplazamientos de las clases diamétricas en 1996 y 2006, hacia la derecha e incrementos del dg promedio y mediana del dg, indican un crecimiento sostenido de la masa forestal.

Los parámetros de forma, de los modelos de tres parámetros evaluado para las serie 1996 y 2006 con valor cercano a 3.6, indican que las masas progresivamente han avanzado hacia una distribución cercana a la normal, tendiente a una estructura regular, lo cual se confirma con el valor de la asimetría, que pasó de positiva en 1986 a ligeramente negativa en 1996 y 2006, considerando que este estadístico es indicador del grado de irregularidad de las masas (Navar *et al.*, 1996).

El programa de computo Minitab resultó ser más eficiente en la estimación de parámetros que EasyFit, sin embargo, este programa nunca ubicó a la función Weibull como la de mejor ajuste para los datos observados, por lo que convendría explorar otras funciones que coloca en mejor rango, como la Gamma, Log-Logistic, Johnson SB, entre otras.

Dado que los modelos de distribución diamétrica seleccionados corresponden a existencias antes de la corta, pueden ser considerados como estructuras diamétricas futuras, y como iniciales (presentes) las distribuciones residuales, considerando que son dos periodos (1986 - 1996 y 1996 - 2006), es posible elaborar tablas de producción de rodales o clase diamétrica.

En la definición de modelos de distribución diamétrica de la masas forestales, es determinante, como punto de partida, configurar un histogramas o curva de frecuencias de diámetros observados por clases, factible de modelar, lo mas similar posible al trazo teórico de la distribución a utilizar, como la Weibull, lo cual facilitará la generación del modelo de mejor ajuste, pero sobre todo, hará posible su validación estadística, reduciendo problemas de incompatibilidad de significancia entre el modelo y sus parámetros; pues aunque se tome como base la regla de Sturges para definir el número de clases y en base al recorrido de los datos se defina el rango de clases, se deben probar diferentes opciones de límite inferior del rango de datos, amplitud de clase y si es necesario, modificar el número de clases, para configurar el histograma adecuado, esto, siempre que sea posible, como en las masas regulares de este trabajo.

El método de categorización o rangos empleado en la selección del los modelos mostró que no hay relación con los de mejores estadígrafos de bondad de ajuste.

### **AGRADECIMIENTOS**

A la Universidad Autónoma de Chihuahua y al programa de mejoramiento del profesorado por la beca otorgada (PROMEP/103.5/09/4421) al primer autor para realizar estudios de posgrado. A las autoridades ejidales, director y personal de los servicios técnicos forestales del ejido El Largo y Anexos, Madera, Chihuahua, México, por facilitar la información de campo utilizada en éste trabajo, especialmente al Ing. Santos Gregorio Rodríguez García.



## LITERATURA CITADA

ÁLVAREZ G., J. G.; A. D. RUÍZ G. 1998. Análisis y modelización de las distribuciones diamétricas de *Pinus pinaster* Ait. en Galicia. Invest. Agr.: Sist. Rec. For. 7(1y2):123-137

BUENO, S.; Y BEVILACQUA, E. 2011. Desarrollando un sistema de predicción de distribuciones diamétricas para *Pinus occidentalis*, sw. en la sierra, república dominicana. Revista Chapingo serie Ciencias Forestales y del Ambiente, Universidad Autónoma de Chapingo, 17(1): 115-132.

COMISIÓN NACIONAL PARA EL CONOCIMIENTO DE LA BIODIVERSIDAD (CONABIO). 1998. Clasificación climática. En: <http://infoteca.semarnat.gob.mx/>

DANIEL, W. W. 2009. Bioestadística: Base para el análisis de las ciencias de la salud. León H., F. Tr. 4ª edición. Limusa Wiley. México. 924 p.

GADOW, K. V.; S. SÁNCHEZ O.; J. G. ÁLVAREZ G. 2007. Estructura y Crecimiento del Bosque. 287 p. En: <http://www.usc.es/uxfs/Libros,44>

GARCÍA G., C.; N. CAÑADAS; G. MONTERO. 2002. Modelización de la distribución diamétrica de las masas de *Pinus pinea* L. de Valladolid (España) mediante la función Weibull. Invest. Agr. Sist. Recur. For. (2):263-282

GREEN, E. J.; F.A. ROESCH; A.F.M. SMITH; W.E. STRAWDERMAN. 1994. Bayesian estimation for the three Parameter Weibull distribution with tree diameter data. Biometrics (50):254-269

HUBER, M. O. 2011. Statistical models to identify stand development stages by means of stand characteristics. Can. J. For. Res. (41): 111–123

INEGI. 1982. (Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática). Carta geológica H12-9 (Madera) Escala 1:250 000. INEGI. Aguascalientes, Ags.

INEGI. 1983. (Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática). Carta hidrológica de aguas superficiales H12-9 (Madera) Escala 1:250 000. INEGI. México, D.F.

INEGI. 1984. (Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática). Carta uso del suelo y vegetación H12-9 (Madera) Escala 1:250 000. INEGI. Aguascalientes, Ags.

LANE, S. E.; A. P. ROBINSON; T. G. BAKE. 2010. The functional regression tree method for diameter distribution modeling. *Can. J. For. Res.* (40):1870-1877

LEI, Y. 2008. Evaluation of three methods for estimating the Weibull distribution parameters of Chinese pine (*Pinus tabulaeformis*). *Journal of forest science*, 54(12): 566–571

MALDONADO-AYALA, D.; NÁVAR-CHÁIDEZ, J. 2002. Ajuste y predicción de la distribución Weibull a las estructuras diamétricas de plantaciones de pino de Durango, México. *Madera y bosques*. 8(1): 61-72

MERGANIČ, J.; H. STERBA. 2006. Characterization of diameter distribution using the Weibull function: method of moments. *Eur J Forest Res.* (125):427-439

NÁVAR-CHÁIDEZ, J. J.; J. CONTRERAS-AVIÑA. 2000. Ajuste de la distribución Weibull a las estructuras diamétricas de rodales irregulares de pino en Durango, México. *Agrociencia* 34(3): 353-361

NÁVAR-CHÁIDEZ, J.J. 2010. Los bosques templados del estado de Nuevo León: el manejo sustentable para bienes y servicios ambientales. *Madera y Bosques* 16(1):51-69.

PECE, M. G.; C. G. DE BENÍTEZ; M. J. DE GALÍNDEZ. 2000. Uso de la función weibull para modelar distribuciones diamétricas en una plantación de *Melia azedarach*. *Rev. Forest. Venez.* 44(2):49-52

PODLASKI, R. 2006. Suitability of the selected statistical distributions for fitting diameter data in distinguished development stages and phases of near-natural mixed forests in the Świętokrzyski National Park (Poland). *For. Eco. & Man.* (236): 293-402.

PODLASKI, R. 2008. Characterization of diameter distribution data in near-natural forest using the Birnbaum-Saunders distribution. *Ca. J. For.Res.* (38): 518-527.

POUDEL, K. P. 2011. Evaluation of methods to predict Weibull parameters for characterizing diameter distributions. Thesis of master of science. Louisiana State University. 60 p.

PRODAN, M.; R. PETERS; F. COX; P. REAL. 1997. *Mensura Forestal. Serie Investigación y educación en desarrollo sostenible.* IICA - BMZ / GTZ. San José, Costa Rica. 586 p.

QUEVEDO, A.; A. Y. MORET; M. JEREZ. 2003. Comparación de métodos de ajuste de funciones de probabilidad para distribuciones diamétricas en plantaciones de teca. *Rev. Forest. Venez.* 47(2):53-60

QUEZADA P. R.; G. TRINCADO V. 2002. Uso de métodos de proyección de tablas de rodal para plantaciones forestales. *Notas científicas, Rev. Bosque, Universidad Austral, Chile.* 23(1): 115-124

TORRES R., J. M.; MAGAÑA T., O. S.; ACOSTA M., M. 2000. Metodología para mejorar la predicción de parámetros de distribuciones diamétricas. *Agrociencia* 34(5):627-637

TORRES R., J.M. 2005. Predicción de distribuciones diamétricas multimodales a través de mezclas de distribuciones Weibull. *Agrociencia* 39(2):211-220

VALLEJOS-BARRA, O. S.; D. AEDO-ORTIZ; P. N. IZQUIERDO-OSSANDON; M. A. VÁSQUEZ-SANDOVAL. 2009. Evaluación de procedimientos de ajuste óptimo de todos los parámetros de Weibull 3p para modelar la estructura horizontal en plantaciones de *Pinus taeda*. *Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente*, Universidad Autónoma de Chapingo, 15(2): 101-108

VALLEJOS, O. S.; D. M. AEDO. 2010. Weibull\_fit.xla: Programa para el ajuste óptimo de la función de densidad de probabilidad Weibull de tres parámetros. *Información tecnológica*. 21(1): 91-99

WANG, M.; RENNOLLS, K. 2005. Tree diameter distribution modelling: introducing the logit-logistic distribution. *Can. J. For. Res.* 35:1305-1313

## Capítulo VI. CONCLUSIONES GENERALES

El monitoreo cíclico de parcelas permanentes permite la actualización de datos específicos y cálculos actualizados de los parámetros dasométricos y ecológicos del bosque. Con esta información periódica se sustenta la elaboración o corrección del plan de aclareos y la toma de decisiones posteriores para efectuar un manejo forestal eficiente.

Respecto a la diversidad y composición del estrato arbóreo, las evaluaciones realizadas en la calidad de estación dos (CE2) y calidad de estación tres (CE3) permiten concluir lo siguiente:

En ambas calidades de estación se encontraron tres familias con tres géneros, en la CE2 se presentaron siete especies y en la CE3 seis, ésta no registró presencia de *P. leiophylla*. Asimismo, en ambas calidades se encontró que la riqueza específica no se modifica por el manejo forestal a través del tiempo.

En la CE2, durante el periodo evaluado, el *P. ayacahuite* mostró elevada ganancia de representatividad, en tanto que el *P. engelmannii* y *Quercus* perdieron; en la CE3, *P. engelmannii* registró el mayor cambio con pérdida de representatividad. En ambas calidades marcadamente *P. durangensis* ganó representatividad.

El género de mayor abundancia, dominancia e importancia ecológica fue *Pinus*, su IVI al final del periodo alcanzó el 85.12 % y 91.52 % para las CE2 y CE3, respectivamente. En la CE2, el IVI de *Pinus* incrementó 7.1 unidades porcentuales y el de *Quercus* decreció 6.3 unidades porcentuales entre 1986 y 2006, por lo que *P. durangensis* sustituyó a *Quercus* como segundo taxón en importancia. En la CE3 el incremento del IVI en *Pinus* fue de 1.6 unidades porcentuales.

La calidad de estación tres mostró mayor representatividad del género *Pinus*, el 58.3 % de las parcelas fueron puras de *Pinus* (*P. arizonica*), mientras en la calidad de estación dos sólo el 30.4 % de las parcelas fueron puras de *Pinus*.

Las dos especies de mayor importancia ecológica en ambas calidades, en 2006, fueron *P. arizonica* y *P. durangensis*, los valores de IVI de éstas en la CE2 fueron 57.05 % y 21.92 % y en la CE3, 74.93 % y 11.17 %, respectivamente. En contraste, la especie más rara en la CE2 fue *P. leiophylla*, en la CE3 fue *P. engelmannii*, con un índice de valor de importancia o valor ecológico de 0.30 y 2.29 %, respectivamente.

Las masas de CE3 fueron más estables en diversidad, las masas forestales de CE2 modificaron su diversidad alfa ( $P \leq 0.1$ ), pero en diversidad beta (modificación de la composición) ambas fueron similares (15 % y 16 %).

En ambas calidades el bosque difiere con el transcurso del tiempo, pero en la CE3, las especies arbóreas van ganando representatividad, lo que conduce a un bosque con mayor riqueza de especies arbóreas. Dado que la diversidad y composición arbórea de la CE3, previa a las tres últimas intervenciones silvícolas, no ha presentado cambios significativos, y el estrato arbóreo como principal indicador de sustentabilidad ecológica no mostró indicios de degradación, se considera que el sistema de manejo utilizado en estos bosques se acerca al concepto de ordenación forestal sustentable.

En cuanto a dinámica del crecimiento de los parámetros dasométricos del estrato arbóreo, evaluados en la CE2, se concluye lo siguiente:

En el periodo 1986 a 1996, el total del bosque y el género *Pinus* presentaron diferencias significativas en todos sus parámetros (G, Dg, H<sub>L</sub>, VTA) a excepción de la densidad, el espaciamiento y la espesura; en el periodo 1996 a 2006 no presentó diferencias significativas en ningún parámetro, a excepción del bosque en Dg. Esto significa que la tasa de incremento fue menor en el último periodo y los parámetros

tendieron a estabilizarse, e incluso el G y VTA decrecieron ligeramente, no recuperaron la magnitud extraída, a excepción del VTA en *Pinus*.

La  $H_L$  en los géneros heliófitos de *Pinus* y *Juniperus* mostró una tendencia sostenida de crecimiento; en contraste, el género esciófito *Quercus*, no mostró crecimiento en altura en el periodo de 1986 a 2006. En general, la variabilidad de la  $H_o$  es mayor que la de  $H_L$ , confirmado las observaciones de otros autores para diversos bosques.

El índice de espaciamiento relativo o de Hart-Becking entre 20 % y 25 %, es considerado una espesura completa, el típico es 23 %, considerado como el grado en el que es momento de realizar un aclareo para un adecuado control de la competencia, pero las masas estudiadas no alcanzaron esta espesura en ninguna de las tres evaluaciones, previo a la intervención silvícola este índice obtuvo valores próximos a 30 %.

El estado de desarrollo silvícola predominante de la masa forestal es latizal (bajo y alto), con escaso fustal joven, por lo que se espera que siga decreciendo el incremento en  $H_L$  y el incremento en diámetro se mantenga si se aplican adecuadamente las intervenciones silvícolas y en consecuencia se mantendrá la tasa de incremento en G y VTA.

El espaciamiento del arbolado total o bosque y del género *Pinus*, cambió (significativamente sólo en el bosque) durante el periodo de evaluación, inició con 3.84 m y 4.31 m y concluyó con 4.40 m y 4.57 m, respectivamente, sin embargo la espesura o índice de Hart-Becking se mantuvo en ambos.

Estos bosques son de estructura regular, en los que durante el periodo de evaluación el árbol tipo incrementó significativamente sus dimensiones y los rodales su área basal y volumen el primer periodo y en el segundo la mantienen; sostienen la producción maderable con las cortas intermedias necesarias para su adecuado desarrollo, los valores tipo de los parámetros dasométricos para el género *Pinus* en

el año 2006, fueron: 688.7 árboles  $\text{ha}^{-1}$ ; 20.70  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$  de área basal; 12,66 m de altura media (altura de Lorey); 15.13 m de altura dominante (modificada de Assmann); 168.3  $\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$  de volumen total árbol; 4.57 m de espaciamiento promedio entre arboles en distribución a tres bolillo) y, 30.70 % de espaciamiento relativo o espesura. Asimismo, recuperó de la última corta el 97.8 % del área basal y el 102 % del volumen.

De la dinámica y estructura dasométrica de estos bosques, se infiere que su manejo silvícola está orientado a la productividad de *Pinus* y que serán capaces de sostener la producción maderable a mediano plazo, hasta el punto en que la masa deje de crecer y alcance su madurez, por lo que deberán replantearse las estrategias del manejo forestal para mantener la producción y lograr una gestión forestal sustentable.

De la selección de modelos Weibull para describir la estructura y dinámica diamétrica del bosque de CE2, se extrae lo siguiente:

La distribución o frecuencia de los diámetros cuadráticos medios observados de las parcelas de cada evaluación (serie) se modelaron con el ajuste adecuado por la fdp Weibull de tres parámetros, con configuraciones unimodales típicas de masas de estructura regular (coetáneas). Estos modelos pueden ser utilizados para proyectar la producción y rendimiento de rodales, considerándose como estructuras diamétricas futuras, que deberán complementarse con distribuciones diamétricas iniciales o residuales.

La distribución diamétrica que mostró mayor homogeneidad fue la segunda evaluación (1996) y registró el mayor incremento en la mediana del dg, representó el 57.4 % del incremento total entre 1986 y 2006.



El incremento total de la mediana del dg (4.37 cm) supera ampliamente al incremento total del dg mayor (2.26 cm), lo que contribuye a una asimetría negativa y puede deberse al aprovechamiento del arbolado de diámetros mayores.

La forma y amplitud de las distribuciones diamétricas son elementos empleados en la caracterización de la estructura del bosque, en este estudio, el parámetro de forma (c) para las evaluaciones de 1996 y 2006, se aproxima al valor de 3.6, de una distribución normal, lo que indica una conformación de la estructura diamétrica mas regular. La amplitud, observada en el valor del parámetro de escala (b), y rango de la distribución (R), no mostraron una relación directa, el valor de b incrementó respecto a 1986, en tanto que R decreció en 1996 y posteriormente volvió a su valor (14.16 cm) en 2006.

El método de máxima verosimilitud mostró menor capacidad que el de cuadrados mínimos para definir los modelos de mejor ajuste a las distribuciones diamétricas de arbolado joven, de bosques coetáneos como los de este estudio.

Considerando los resultados de esta investigación, se estima conveniente replantear las practicas silvícolas y de manejo, para garantizar un rendimiento y producción sostenida a largo plazo, dado que las masas muestran estructuras regulares, de clases de edad incompletas, con escasa incoetaneidad a nivel bosque, por lo que llegarán a su madurez simultáneamente elevando la producción en un lapso corto y posteriormente habrá mayormente arbolado muy joven y escaso maduro y sobremaduro, lo que dificultará mantener la producción a partir de cortas intermedias, con arbolado de pequeñas dimensiones. Este problema vendrá acompañado de inconvenientes para que el ecosistema cumpla plenamente con la amplia gama de sus funciones ambientales, debido al escaso tamaño del arbolado del bosque.

## LITERATURA CITADA

- Achkar, B. M. (2005). Indicadores de sustentabilidad. In M. Achkar, V. Canton, R. Cayssials, A. Domínguez, G. Fernández & F. Pesce (Eds.), *Ordenamiento Ambiental del Territorio*. , *Facultad de Ciencias. Montevideo* (pp. 13). Montevideo: Comisión Sectorial de Educación Permanente, DIRAC.
- Aguirre, O., Corral, J. J., Vargas, B., & Jiménez, J. (2008). Evaluación de modelos de diversidad-abundancia del estrato arbóreo en un bosque de niebla. *Rev. Fitotec. Mex.*, *31*(3), 281-289.
- Aguirre, O., Hui, G., Gadow, K., & Jiménez, J. (2003). An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. *Forest Ecology and Management*, *183*(1-3), 137-145. doi: 10.1016/S0378-1127(03)00102-6
- Alanís-Rodríguez, E., Jiménez-Pérez, J., Pando-Moreno, M., Aguirre-Calderón, Ó. A., Treviño-Garza, E. J., & García-Galindo, P. C. (2010). Efecto de la restauración ecológica post-incendio en la diversidad arbórea del Parque Ecológico Chipinque, México. *Madera y Bosques*, *16*(4), 39-54. URL: <http://redalyc.uaemex.mx/src/inicio/ArtPdfRed.jsp?iCve=61718402003>.
- Alanís-Rodríguez, E., Jiménez-Pérez, J., Valdecantos-Dema, A., Pando-Moreno, M., Aguirre-Calderón, O. A., & Treviño-Garza, E. J. (2011). Caracterización de la regeneración leñosa post-incendio de un ecosistema templado del parque ecológico Chipinque, México. *Revista Chapingo serie ciencias forestales y del ambiente*, *17*(1), 31-39. doi: 10.5154/r.rchscfa.2010.05032
- Álvarez G., J. G.; A. D. Ruíz G. (1998). Análisis y modelización de las distribuciones diamétricas de *Pinus pinaster* Ait. en Galicia. *Invest. Agr.: Sist. Rec. For.* *7*(1 y 2):123-137
- Alvis, G. J. F. (2009). ANÁLISIS ESTRUCTURAL DE UN BOSQUE NATURAL LOCALIZADO EN ZONA RURAL DEL MUNICIPIO DE POPAYAN. *Facultad de ciencias agropecuarias*, *7*(1), 115-122.
- Bettinger, P., Boston, K., Siry, J. P., & Grebner, D. L. (2009). *Forest management and planning*. San Diego, Ca., USA: Academic Press URL: <http://store.elsevier.com/product.jsp?isbn=9780123743046>.

- Blaser, J., & Sabogal, C. (2011). Directrices Revisadas de la OIMT para la ordenación sustentable de los bosques tropicales naturales. Informe completo (pp. 110): OIMT.
- Blockhus, J. M., Dillenbeck, M., Sayer, J. A., & Wegge, P. (1995). *Conservación de la diversidad biológica en los bosques tropicales bajo régimen de ordenación* (Vol. 18). Gland, Suiza: UICN.
- Bueno, S.; Y Bevilacqua, E. (2011). Desarrollando un sistema de predicción de distribuciones diamétricas para *Pinus occidentalis*, sw. en la sierra, república dominicana. Revista Chapingo serie Ciencias Forestales y del Ambiente, Universidad Autónoma de Chapingo, 17(1): 115-132.
- Cabrera, J., Motta, M. T., & Ortíz, R. (2001). Tendencias del mercado forestal y cálculo de rentabilidad: herramientas claves para el establecimiento de plantaciones forestales productivas (CORMADERA ed., pp. 137). Quito, Ecuador: OIMT-CORMADERA.
- Castellanos-Bolaños, J. F., Treviño-Garza, E. J., Aguirre-Calderón, Ó. A., Jiménez-Pérez, J., Musalem-Santiago, M., & López-Aguillón, R. (2008). Estructura de bosques de pino pátula bajo manejo en Ixtlán de Juárez, Oaxaca, México. *Madera y Bosques*, 14(2), 51-63.
- Cerda, A., Estay, C., Le Roy, A., Lira, V., Valenzuela, A., Cáceres, E., & Vera, C. (2002). Análisis crítico de sustentabilidad del sector forestal en Chile: bosque nativo y plantaciones periodo 1985-2000. In S. d. d. técnicos (Ed.), (EcoNativa ed., pp. 55). Valdivia, Chile: EcoNativa.
- CONABIO (Cartógrafo). (1998). Clasificación climática. Recuperado de <http://infoteca.semarnat.gob.mx/>
- Corral, J. J., Aguirre, O. A., Jiménez, J., & Corral, S. (2005). Un análisis del efecto del aprovechamiento forestal sobre la diversidad estructural en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México. *Invest. Agrar: Sist. Recur. For.*, 14(2), 217-228. doi: 10.5424/885
- Côté, J. F., Fournier, R. A., & Egli, R. (2011). An architectural model of trees to estimate forest structural attributes using terrestrial LiDAR. *Environmental Modelling & Software*, 26(6), 761-777. doi: 10.1016/j.envsoft.2010.12.008

- Daniel, W. W. 2009. Bioestadística: Base para el análisis de las ciencias de la salud. León H., F. Tr. 4ª edición. Limusa Wiley. México. 924 p.
- Del Río, M., Montes, F., Cañellas, I., & Montero, G. (2003). Revisión: Índices de diversidad estructural en masas forestales. *Invest. Agrar: Sist. Recur. For.*, 12(1), 159-176. doi: 10.5424/795
- Diéguez A., U., Rojo A., A., Castedo D., F., Álvarez G., J. G., Barrio A., M., Crecente C., F., . . . Sánchez R., F. (2009). *Herramientas selvícolas para la gestión forestal sostenible en Galicia*. Lugo: Tórculo artes gráficas, S.A. URL: [http://www.medioruralemar.xunta.es/fileadmin/archivos/publicacions/herramientas\\_selvicolas.pdf](http://www.medioruralemar.xunta.es/fileadmin/archivos/publicacions/herramientas_selvicolas.pdf).
- Dytham, C. (2011). *Choosing and using statistics: a biologist's guide* (3rd ed.). Oxford, UK.: Wiley-Blackwell.
- Gadow, K., & Hui, G. (2001). Modelling stand development. In K. H. Gadow, G. (Ed.), *Modelling Forest Development* (pp. 26-60). Dordrecht, The Netherlands: Kluwer academic pub. URL: <http://www.springerlink.com/content/wq201836t7k4636r/>.
- Gadow, K., Sánchez, O. S., & Álvarez, G. J. G. (2007). Estructura y Crecimiento del Bosque Retrieved from [http://www.iww.forst.uni-goettingen.de/doc/kgadow/lit/kvgestructura\\_y\\_crecimiento\\_del\\_bosque.pdf](http://www.iww.forst.uni-goettingen.de/doc/kgadow/lit/kvgestructura_y_crecimiento_del_bosque.pdf)
- García G., C.; N. Cañadas; G. Montero. 2002. Modelización de la distribución diamétrica de las masas de *Pinus pinea* L. de Valladolid (España) mediante la función Weibull. *Invest. Agr. Sist. Recur. For.* (2):263-282
- Gavilán, R. G., & Rubio, A. (2005). *¿Pueden los índices de diversidad biológica ser aplicados como parámetros técnicos de la gestión forestal?* Artículo presentado en la I Reunión sobre ecología, ecofisiología y suelos forestales, Pontevedra. <http://www.secforestales.org/web/images/stories/c20.pdf>
- Godínez, I. O., & López, M. L. (2002). Estructura, composición, riqueza y diversidad de árboles en tres muestras de selva mediana subperennifolia. *Anales del Instituto de Biología, Serie Botánica*, 73(2), 283-314.

- Green, E. J.; F.A. roesch; A.F.M. Smith; W.E. Strawderman. 1994. Bayesian estimation for the three Parameter Weibull distribution with tree diameter data. *Biometrics* (50):254-269
- Huber, M. O. 2011. Statistical models to identify stand development stages by means of stand characteristics. *Can. J. For. Res.* (41): 111–123
- INEGI. 1982. (Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática). Carta geológica H12-9 (Madera) Escala 1:250 000. INEGI. Aguascalientes, Ags.
- INEGI (Cartógrafo). (1983). Carta hidrológica de aguas superficiales, H12-9 (Madera).
- INEGI (Cartógrafo). (1984). Carta de uso de suelo y vegetación, H12-9 (Madera).
- Jardel, P. E. J. (2011). El manejo forestal en México: conceptos básicos, antecedentes, estado actual y perspectivas Retrieved from [http://era-mx.org/Estudios\\_y\\_proyectos/Estudios/Edo\\_Bosques/Libro\\_2011/2\\_Jardel\\_Manajeo\\_3.doc](http://era-mx.org/Estudios_y_proyectos/Estudios/Edo_Bosques/Libro_2011/2_Jardel_Manajeo_3.doc)
- Jiménez, J., Aguirre, O., & Kramer, H. (2001). Análisis de la estructura horizontal y vertical en un ecosistema multicohortal de pino-encino en el norte de México. *Invest. Agrar.: Sist. Recur. For.*, 10(2), 355-366. doi: 10.5424/729
- Khanina, L., Bobrovsky, M., Komarov, A., & Mikhajlov, A. (2007). Modeling dynamics of forest ground vegetation diversity under different forest management regimes. *Forest Ecology and Management*, 248(1-2), 80-94. doi: 10.1016/j.foreco.2007.03.021
- Lane, S. E.; A. P. Robinson; T. G. Bake. 2010. The functional regression tree method for diameter distribution modeling. *Can. J. For. Res.* (40):1870-1877
- Lara, A. (2004). Conservación de los ecosistemas boscosos: algunas lecciones de los últimos 20 años. *Ambiente y Desarrollo*, 20(2), 111-115.
- Lei, Y. 2008. Evaluation of three methods for estimating the Weibull distribution parameters of Chinese pine (*Pinus tabulaeformis*). *Journal of forest science*, 54(12): 566–571
- Leyva, J. C., Velázquez, A., & Ángeles, G. (2010). Patrones de diversidad de la regeneración natural en rodales mezclados de pino. *Revista Chapingo. Serie*

*ciencias forestales y del ambiente*, 16(2), 227-239. doi:  
10.5154/r.rchscfa.2010.06.038

- Madrid, L., & Barrera, J. M. (2008). La actividad forestal en el estado de Chihuahua. 6. Retrieved from [http://www.ccmss.org.mx/descargas/La\\_actividad\\_forestal\\_en\\_el\\_estado\\_de\\_Chihuahua.pdf](http://www.ccmss.org.mx/descargas/La_actividad_forestal_en_el_estado_de_Chihuahua.pdf)
- Magurran, A. E. (2004). *Measuring biological diversity*. Oxford, UK.: Blackwell publishing company. URL: [http://books.google.es/books?id=iHoOAAAAQAAJ&hl=es&source=gbs\\_similar\\_books](http://books.google.es/books?id=iHoOAAAAQAAJ&hl=es&source=gbs_similar_books).
- Maldonado-Ayala, D.; Návar-Cháidez, J. 2002. Ajuste y predicción de la distribución Weibull a las estructuras diamétricas de plantaciones de pino de Durango, México. *Madera y bosques*. 8(1): 61-72
- Manzanero, M., & Pinelo, G. (2004). Plan silvicultural en unidades de manejo forestal *Reserva de la Biosfera Maya, Petén, Guatemala* (pp. 49): Fondo Mundial para la Naturaleza & PROARCA. San Francisco de Dos Ríos, C.R. URL: [http://assets.panda.org/downloads/wwfca\\_plansivi.pdf](http://assets.panda.org/downloads/wwfca_plansivi.pdf).
- McGinley, K., & Finegan, B. (2001). Criterios e indicadores para evaluar la sostenibilidad ecológica: un conjunto integrado para bosques manejados en Costa Rica. *Revista Forestal Centroamericana*(34), 23-27 URL: <http://web.catie.ac.cr/informacion/RFCA/rev34/pag23.pdf>.
- Merganič, J.; H. Sterba. 2006. Characterization of diameter distribution using the Weibull function: method of moments. *Eur J Forest Res.* (125):427-439
- Moreno, C. E. (2001). Métodos para medir la biodiversidad. (Vol. 1, pp. 83). Zaragoza, España: Cytel, Orcyt/Unesco & SEA.
- Návar-Cháidez, J. J.; J. Contreras-Aviña. 2000. Ajuste de la distribución Weibull a las estructuras diamétricas de rodales irregulares de pino en Durango, México. *Agrociencia* 34(3): 353-361
- Návar, C. J. J., & González, G. S. (2009). Diversidad, estructura y productividad de bosques templados de Durango, México. *Polibotánica*, (27), 71-87 URL: <http://redalyc.uaemex.mx/pdf/621/62111396005.pdf>

- Návar-Cháidez, J.J. 2010. Los bosques templados del estado de Nuevo León: el manejo sustentable para bienes y servicios ambientales. *Madera y Bosques* 16(1):51-69.
- Neumann, M., & Starlinger, F. (2001). The significance of different indices for stand structure and diversity in forests. *Forest Ecology and Management*, 145(1), 91-106. doi: 10.1016/S0378-1127(00)00577-6
- Ozdemir, I., Ozkan, K., Mert, A., Ozkan, U. Y., Senturk, O., & Alkan, O. (2012). [Mapping forest stand structural diversity using RapidEye satellite data].
- Pece, M. G.; C. G. DE benítez; M. J. DE galíndez. 2000. Uso de la función weibull para modelar distribuciones diamétricas en una plantación de *Melia azedarach*. *Rev. Forest. Venez.* 44(2):49-52
- Podlaski, R. 2006. Suitability of the selected statistical distributions for fitting diameter data in distinguished development stages and phases of near-natural mixed forests in the Świętokrzyski National Park (Poland). *For. Eco. & Man.* (236): 293-402.
- Podlaski, R. 2008. Characterization of diameter distribution data in near-natural forest using the Birnbaum-Saunders distribution. *Ca. J. For.Res.* (38): 518-527.
- Poudel, K. P. 2011. Evaluation of methods to predict Weibull parameters for characterizing diameter distributions. Thesis of master of science. Louisiana State University. 60 p.
- Prodan, M.; R. Peters; F. Cox; P. Real. 1997. *Mensura Forestal. Serie Investigación y educación en desarrollo sostenible. IICA - BMZ / GTZ. San José, Costa Rica.* 586 p.
- Pukkala, T., Lähde, E., & Laiho, O. (2010). Optimizing the structure and management of uneven-sized stands of Finland. *Forestry*, 83(2), 129-142. doi: 10.1093/forestry/cpp037
- Quevedo, A.; A. Y. Moret; M. Jerez. 2003. Comparación de métodos de ajuste de funciones de probabilidad para distribuciones diamétricas en plantaciones de teca. *Rev. Forest. Venez.* 47(2):53-60

- Quezada P. R.; G. Trincado V. 2002. Uso de métodos de proyección de tablas de rodal para plantaciones forestales. Notas científicas, Rev. Bosque, Universidad Austral, Chile. 23(1): 115-124
- Reque, J., Sarasola, M., Gyenge, M., & Fernández, M. E. (2007). Caracterización silvícola de ñirantales del norte de la Patagonia para la gestión forestal sostenible. *Bosque*, 28(1), 33-45. doi: 10.4067/S0717-92002007000100006
- Rodríguez-Trejo, D. A., & Myers, R. L. (2010). Using oak characteristics to guide fire regime restoration in mexican pine-oak and oak forests. *Ecological Restoration*, 28(3), 304-323. doi: 10.1353/ecr.2010.0009
- Ruelas, M. L. C., & Dávalos, S. R. (1999). La industria forestal del estado de Chihuahua. *Madera y Bosques*, 5(2), 79-91.
- SEMARNAT. (2011). Anuario estadístico de la producción forestal 2009. México: Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales. Recuperado de <http://www.semarnat.gob.mx/temas/gestionambiental/forestalsuelos/Anuarios/>.
- SEMARNAT. (2012). Anuario estadístico de la producción forestal 2011 S. Dirección General de Gestión Forestal y de Suelos (Ed.) Retrieved from [http://www.semarnat.gob.mx/temas/gestionambiental/forestalsuelos/Anuarios/ANUARIO\\_2011.pdf](http://www.semarnat.gob.mx/temas/gestionambiental/forestalsuelos/Anuarios/ANUARIO_2011.pdf)
- Serrada, H. R. (2008). Apuntes de selvicultura. In S.-p. didácticas (Series Ed.) E. F. Servicio de Publicaciones, UPM (Ed.) Retrieved from [http://www.secforestales.org/web/index.php?option=com\\_content&task=blogcategory&id=15&Itemid=67](http://www.secforestales.org/web/index.php?option=com_content&task=blogcategory&id=15&Itemid=67)
- Simula, M. (2001). Comercio y medio ambiente en la producción forestal (D. D. s. D. M. ambiente, Trans.) (2001 ed., pp. 45). Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.
- SmartWood. (2004). Resumen público de certificación de ejido El Largo y anexos. In CCMSS (Ed.), (pp. 40). New York, USA: SmartWood URL: <http://bva.colech.edu.mx/xmlui/bitstream/handle/123456789/HASH016c2f2d352c24d4b2247857/bio012.pdf?sequence=3>.



- SmartWood. (2006). Informe de reevaluación para la certificación del manejo forestal de ejido El Largo y Anexos. In CCMSS (Ed.), *Reevaluación ejido El Largo* (pp. 37). New York, USA: Smarwood.
- Solís, M. R., Aguirre, C. Ó. A., Treviño, G. E. J., Jiménez, P. J., Jurado, Y. E., & Corral, R. J. (2006). Efecto de dos tratamientos silvícolas en la estructura de ecosistemas forestales en Durango, México. *Madera y Bosques*, 12(2), 49-64.
- Susaeta, E. (1999). Desarrollo forestal, sustentabilidad y certificación internacional. *Revista Ambiente y desarrollo CIPMA*, 15(4), 50-53.
- Torres R., J. M.; Magaña T., O. S.; Acosta M., M. 2000. Metodología para mejorar la predicción de parámetros de distribuciones diamétricas. *Agrociencia* 34(5):627-637
- Torres R., J.M. 2005. Predicción de distribuciones diamétricas multimodales a través de mezclas de distribuciones Weibull. *Agrociencia* 39(2):211-220
- Vallejos-Barra, O. S.; D. Aedo-Ortiz; P. N. Izquierdo-Ossandon; M. A. Vásquez-Sandoval. 2009. Evaluación de procedimientos de ajuste óptimo de todos los parámetros de Weibull 3p para modelar la estructura horizontal en plantaciones de *Pinus taeda*. *Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente*, Universidad Autónoma de Chapingo, 15(2): 101-108
- Vallejos, O. S.; D. M. Aedo. 2010. Weibull\_fit.xla: Programa para el ajuste óptimo de la función de densidad de probabilidad Weibull de tres parámetros. *Información tecnológica*. 21(1): 91-99
- Wang, M.; Rennolls, K. 2005. Tree diameter distribution modelling: introducing the logit-logistic distribution. *Can. J. For. Res.* 35:1305-1313
- Wheater, C. P., & Cook, P. A. (2005). *Using statistics to understand the environment* (Routledge, Taylor & Francis e-Library ed.). London, UK: Routledge. URL: <http://www.eBookstore.tandf.co.uk>.
- Zepeda, B. E. M., & Domínguez, P. L. A. (1998). Niveles de incremento y rendimiento maderable de poblaciones naturales de *Pinus arizonica* Engl., de El Poleo, Chihuahua. *Madera y Bosques*, 4(1), 27-39.

## APÉNDICE

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas de las variables dasométricas evaluadas, obtenidas de 46 parcelas permanentes, por año de medición.

Gen.	Parámetro	Variables dasométricas								
		N (árboles ha <sup>-1</sup> )			G (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )			Dg (cm)		
		1986	1996	2006	1986	1996	2006	1986	1996	2006
<i>Pinus</i>	Media	845.9	824.8	688.7	16.37	21.16	20.70	16.65	19.16	20.84
	EE	79.5	78.1	61.6	1.09	1.21	1.00	0.49	0.48	0.53
	DE	539.0	529.7	417.9	7.42	8.19	6.80	3.35	3.24	3.63
	CV (%)	63.7	64.2	60.7	45.33	38.71	32.85	20.10	16.92	17.40
	Mediana	680.0	707.5	612.5	14.66	20.54	20.34	16.52	19.15	20.91
	Mínimo	170	270	130	3.94	7.96	10.01	11.13	13.31	13.72
	Máximo	2370	2830	2335	29.49	39.39	37.78	25.06	27.16	31.32
	n	46	46	46	46	46	46	46	46	46
<i>Quercus</i>	Media	81.3	57.6	20.9	2.96	2.18	1.20	23.97	23.19	25.31
	EE	15.1	11.2	3.3	0.47	0.38	0.24	1.72	1.53	1.71
	DE	102.1	76.1	22.5	3.17	2.60	1.60	9.60	8.50	9.04
	CV (%)	125.6	132.1	107.8	106.9	119.2	133.3	40.06	36.65	35.72
	Mediana	35.0	20.0	20.0	1.84	1.25	0.38	21.99	20.50	22.17
	Mínimo	0	0.0	0	0.00	0.00	0.00	9.00	11.10	15.00
	Máximo	460	310	100	10.86	9.51	6.49	47.00	45.90	41.93
	n	46	46	46	46	46	46	31	31	28
<i>Juniperus</i>	Media	13.5	13.3	6.7	0.25	0.37	0.27	15.76	17.81	21.12
	EE	5.9	5.4	2.2	0.10	0.14	0.10	2.25	1.34	1.38
	DE	39.8	36.4	14.8	0.67	0.93	0.66	8.44	5.19	4.96
	CV (%)	295.6	274.5	219.1	264.0	252.8	244.4	53.54	29.14	23.48
	Mediana	0.0	0.0	0.0	0.00	0.00	0.00	13.40	15.50	19.72
	Mínimo	0	0	0	0.00	0.00	0.00	10.22	12.40	16.00
	Máximo	250	220	80	2.96	4.11	3.24	43.42	31.83	32.14
	n	46	46	46	46	46	46	14	15	13
Total	Media	940.7	895.7	716.3	19.58	23.70	22.17	16.99	19.22	21.02
	EE	74.4	74.1	61.0	1.00	1.08	0.94	0.47	0.44	0.49
	DE	504.5	502.9	413.7	6.81	7.30	6.40	3.18	2.97	3.35
	CV (%)	53.6	56.2	57.8	34.75	30.81	28.87	18.72	15.43	15.95
	Mediana	757.5	752.5	622.5	18.62	24.14	21.26	16.73	19.43	21.10
	Mínimo	400	340	240	3.94	10.43	11.47	11.13	13.50	13.72
	Máximo	2480	2375	2375	32.48	42.40	39.04	25.62	26.06	27.88
	n	46	46	46	46	46	46	46	46	46

Nota: Gen., género; Par., parámetro; N, número de árboles; G, área basal; Dg, diámetro del árbol de área basal media; H<sub>L</sub>, altura de Lorey; H<sub>o</sub>, altura dominante; VTA, volumen total árbol; EE, error estándar; DE, desviación estándar; CV, coeficiente de variación; n, número de observaciones.

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas de las variables dasométricas (continuación).

Gen.	Par. \ año	Variables dasométricas								
		H <sub>L</sub> (m)			H <sub>o</sub> (m)			V (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )		
		198	1996	2006	1986	1996	2006	1986	1996	2006
<i>Pinus</i>	Media	10.4	11.98	12.66	13.01 <sup>b</sup>	14.64 <sup>a</sup>	15.13 <sup>a</sup>	112.85	165.30	168.60
	EE	0.43	0.35	0.31	0.57	0.46	0.37	8.55	10.70	8.89
	DE	2.91	2.37	2.08	3.85	3.11	2.49	57.97	72.60	60.30
	CV (%)	27.8	19.76	16.46	29.58	21.27	16.43	51.37	43.88	35.76
	Mediana	9.99	11.71	12.56	12.24	14.67	15.24	110.94	149.20	170.47
	Mínimo	5.37	8.59	7.01	7.54	9.28	7.78	14.97	56.00	68.23
	Máximo	21.4	19.55	16.39	24.68	25.56	19.36	235.37	315.10	294.11
	n	46	46	46	46	46	46	46	46	46
<i>Quercus</i>	Media	10.7	10.06	10.60	12.01 <sup>a</sup>	11.55 <sup>a</sup>	11.07 <sup>a</sup>	29.16	21.02	12.30
	EE	0.59	0.47	0.62	0.74	0.61	0.70	4.74	3.86	2.52
	DE	3.27	2.62	3.27	4.11	3.42	3.72	32.15	26.17	17.12
	CV (%)	30.3	26.1	30.88	34.25	29.64	33.63	110.27	124.46	139.1
	Mediana	10.9	10.56	11.70	12.70	11.50	12.00	18.61	10.36	3.06
	Mínimo	4.77	5.00	5.00	4.00	5.00	5.00	0.00	0.00	0.00
	Máximo	16.4	15.42	16.19	20.00	18.00	18.00	109.29	94.44	66.28
	n	31	31	28	31	31	28	46	46	46
<i>Juniperus</i>	Media	6.09	7.53	8.27	6.36 <sup>b</sup>	7.53 <sup>ab</sup>	8.47 <sup>a</sup>	1.81	2.81	2.21
	EE	0.51	0.70	0.69	0.56	0.70	0.72	0.77	1.05	0.78
	DE	1.90	2.72	2.50	2.10	2.72	2.60	5.19	7.12	5.28
	CV (%)	31.2	36.05	30.27	33.01	36.05	30.73	286.37	253.21	239.2
	Mediana	5.47	6.50	7.23	6.00	6.50	7.50	0.00	0.00	0.00
	Mínimo	4.50	5.00	6.00	4.50	5.00	6.00	0.00	0.00	0.00
	Máximo	12.0	13.00	14.00	12.00	13.00	14.00	27.76	33.62	26.28
	n	14	15	13	14	15	13	46	46	46
Total	Media	10.4	11.77	12.54	13.61 <sup>a</sup>	14.61 <sup>a</sup>	14.98 <sup>a</sup>	143.82	189.20	183.1
	EE	0.38	0.32	0.30	0.56	0.46	0.37	8.60	10.10	8.63
	DE	2.58	2.16	2.03	3.79	3.12	2.53	58.34	68.60	58.51
	CV (%)	24.6	18.34	16.20	27.83	21.35	16.92	40.57	36.26	31.95
	Mediana	10.2	11.43	12.57	12.97	14.22	15.11	140.60	183.70	183.7
	Mínimo	5.37	8.10	7.01	7.54	9.28	7.78	14.97	60.70	68.23
	Máximo	20.2	18.98	16.15	24.68	25.56	19.36	254.77	317.70	309.5
	n	46	46	46	46	46	46	46	46	46

Ho total y de *Pinus* es la altura dominante de Assmann modificada (promedio de la altura de los cinco árboles de mayor dap en la parcela – Prodan *et al.* 1997-), en *Quercus* y *Juniperus* es la altura de Hamilton (Bengoa, 1999). Medias con letras distintas indican diferencias significativas a un nivel de confianza  $\alpha=0.05$ .

Cuadro 2. Espaciamiento y espesura.

Gen.	Par. \ año	Variables dasométricas					
		a (m)			S%		
		1986	1996	2006	1986	1996	2006
<i>Pinus</i>	Media	4.31 <sup>ns</sup>	4.23 <sup>ns</sup>	4.57 <sup>ns</sup>	36.22 <sup>ns</sup>	30.16 <sup>ns</sup>	30.97 <sup>ns</sup>
	EE	0.21	0.17	0.19	2.59	1.56	1.44
	DE	1.46	1.17	1.27	17.59	10.60	9.75
	CV (%)	33.80	27.73	27.75	48.57	35.13	31.49
	Mediana	4.13	4.04	4.34	32.13	28.81	30.14
	Mínimo	2.21	2.02	2.22	15.15	12.56	16.47
	Máximo	8.24	6.54	9.42	89.00	56.42	62.91
	n	46	46	46	46	46	46
Total	Media	3.84 <sup>a</sup>	3.90 <sup>a</sup>	4.40 <sup>b</sup>	30.80 <sup>ns</sup>	28.01 <sup>ns</sup>	30.10 <sup>ns</sup>
	EE	0.13	0.13	0.15	1.93	1.33	1.22
	DE	0.91	0.85	1.02	13.07	9.03	8.29
	CV (%)	23.82	21.86	23.24	42.43	32.24	27.56
	Mediana	3.90	3.92	4.31	28.07	26.63	29.84
	Mínimo	2.16	2.01	2.20	12.08	12.06	17.02
	Máximo	5.37	5.83	6.94	70.82	52.96	51.26
	n	46	46	46	46	46	46

Nota: a, es el espaciamiento o distancia promedio entre árboles en distribución a tresbolillo; S%, es la espesura relativa. Medias con letras distintas indican diferencias significativas ( $\alpha=0.05$ )

Cuadro 3. Pruebas estadísticas aplicadas en altura dominante (Ho) y espaciamiento (a).

Parámetro	Prueba	Estadístico	g.l.	Valor de P
Ho total	ANOVA	2.261	2	0.108 <sup>ns</sup>
Ho <i>Pinus</i>	K-W	13.24	2	0.001*
Ho <i>Quercus</i>	ANOVA	0.460	2	0.633 <sup>ns</sup>
Ho <i>Juniperus</i>	K-W	8.85	2	0.012*
a total	ANOVA	4.999	2	0.008*
a <i>Pinus</i>	ANOVA	0.896	2	0.410 <sup>ns</sup>

K-W es la prueba Kruskal-Wallis; el Estadístico para el ANOVA es  $F$  y para K-W es  $Chi^2$ ; el nivel de significancia es  $\alpha=0.05$ .

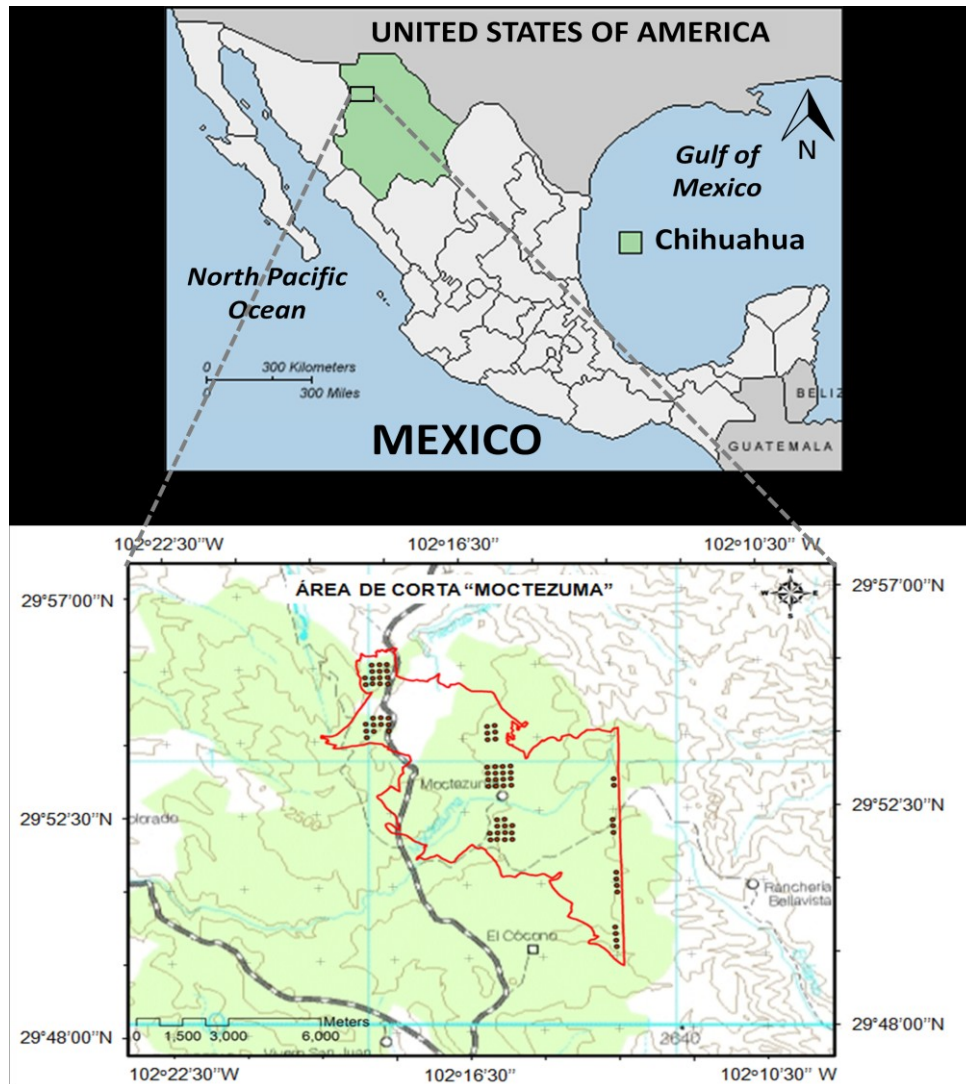


Figura 1. Localización del área de estudio y de las parcelas permanentes.  
 (5140 ha totales, 3650 ha arboladas aprovechables y 73 parcelas permanentes con una intensidad de muestreo de 0.2 %)

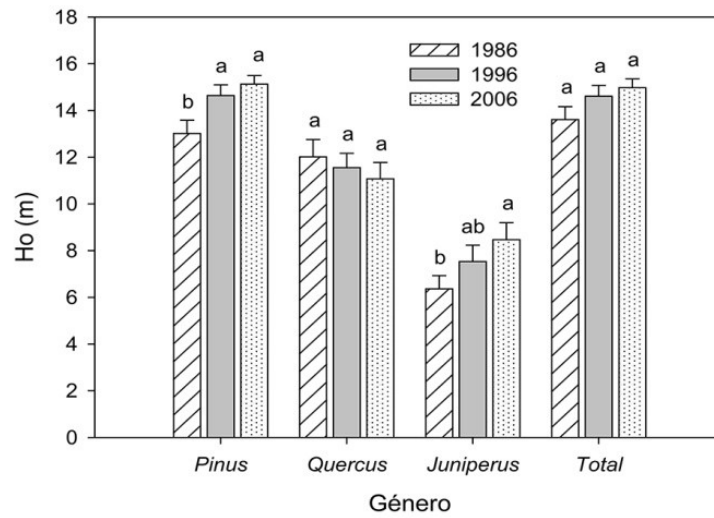


Figura 2. Promedios de altura dominante (m) por género y total. Barras con error estándar y medias con letras distintas indican diferencias significativas ( $P < 0.05$ ).

