



UNIVERSIDAD AUTONOMA CHAPINGO
DIVISIÓN DE CIENCIAS FORESTALES

**“ESTIMACIÓN DE SECUESTRO DE CARBONO PARA
CUATRO CONIFERAS EN LA REGION DE
CHIGNAHUAPAN, PUEBLA”**

TESIS

**QUE COMO REQUISITO PARCIAL
PARA OBTENER EL GRADO DE:
MAESTRO EN CIENCIAS EN
CIENCIAS FORESTALES**

PRESENTA:

ISIDRO LAZCANO HERNANDEZ

ENERO DE 2006

Chapingo, Estado de México

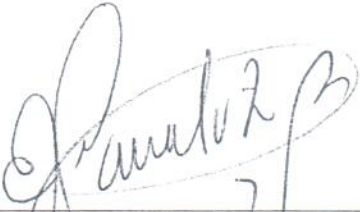


**ESTIMACIÓN DE SECUESTRO DE CARBONO PARA CUATRO CONIFERAS
EN LA REGION DE CHIGNAHUAPAN, PUEBLA**

Tesis realizada por Isidro Lazcano Hernández bajo la dirección de Comité Asesor indicado,
aprobada por el mismo y aceptada como requisito parcial para obtener el grado de:

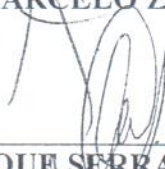
MAESTRO EN CIENCIAS EN CIENCIAS FORESTALES

DIRECTOR:



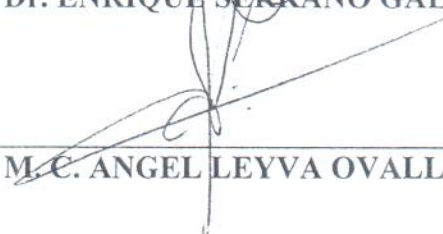
M.C. E. MARCELO ZEPEDA BAUTISTA

ASESOR:



Dr. ENRIQUE SERRANO GALVEZ

ASESOR:



M.C. ANGEL LEYVA OVALLE

DEDICATORIA

A DIOS: por que a pesar de todas mis fallas,
Sigue siempre junto a mí.

A MIS PADRES: *María de los Ángeles y Roberto*, A MIS HERMANOS: *Noelia, Roberto, Myriam, Samuel (†) y Evelyn*; Por que a mi lado siempre han estado, están y estarán, aunque mi existencia haya concluido.

Por regalarme la oportunidad de compartir su vida y vivir dentro de la mia, con amor para mi esposa: *AIDAENA*

A mis abuelos: *PEDRO HERNANDEZ (†)* y *CLEMENTE LAZCANO (†)*, por que sus sueños y recuerdos han sido sus mejores consejos y me han inspirado a hacer lo que hago.

A mis queridas abuelas: *JUANITA CABALLERO (†)* y *EMILIA LEYVA (†)*, por haber soportado toda una vida sin ser comprendidas, y por que aun en su ausencia, todavia me hacen llegar sus bendiciones.

Con cariño y admiración, a mi querida maestra:

ESTELA CERVANTES CRUZ,

por heberme regalado parte de su tiempo, y sobre todo por seguir confiando en mi.

*Por la mañana lo vi casi transparente
Pase mi mano sobre su rostro
Pero no lo toque y por la tarde sabía que no lo volvería a ver
Traía el corazón colgando de un cordón*

*Se fue una tarde gris
Es muy buen día para morir, dijo así
Y tomo su guitarra, entono una canción, y se fue*

*Dijo palabras que tu, nunca más comprenderas
Dijo palabras que yo, nunca más comprendere*

*Por la mañana lo vi casi transparente
Pase mi mano sobre su rostro
Pero no lo toque y por la tarde sabía que no lo
volvería a ver
Traía el corazón colgando de un cordón*

*cantar de noche
vivir de noche
reír de noche
Morir de noche*

De Luis A. Alvarez M.

*Cerré los ojos por un instante y te veo a ti
Imágenes que no se han borrado de un pasado feliz
Sueños que nunca llegaron verse realidad
Tu nombre escrito en una pared con el viento hablará*

¿Que hay amigo al otro lado del silencio?

*Canciones que recuerdan lugares, suenan para ti
Palabras que nunca se han olvidado
Y que hacen sentir
Sueños que nunca llegaron a hacerse realidad
Tu nombre escrito en una pared con el viento hablara*

¿Que hay amigo al otro lado del silencio?

Al otro lado del silencio

¿Que hay amigo al otro lado del silencio?

De

In Memoriam: Ing. Cutberto Ruíz Galván(†).

AGRADECIMIENTOS

Expreso mis sinceros agradecimientos a las siguientes personas e instituciones:

A la División de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma Chapingo, por haberme brindado mi formación profesional, incluyendo mi etapa de Posgrado.

Al Consejo Nacional de Ciencia Y Tecnología (CONACYT), por todo el apoyo para realizar mis estudios de Posgrado.

Al M.C. E. Marcelo Zepeda Bautista, por su invaluable participación en la dirección de la investigación y mi formación profesional; colaboración que me ha proporcionado aun sacrificando situaciones personales.

Al personal del Conjunto Predial Forestal por el apoyo y facilidades para la toma de información.

A mis amigos: Guillermo Montes L., J. Guadalupe Montes L., Luis A. Sánchez O., J. Manuel Lazcano D. y Roberto Lazcano H., por su desinteresada participación en la toma de datos.

Al los M. en C.: Ángel Leyva O., Juan Cruz A., Enrique Buendía R. y Juan Carlos Tamarith U.; y los ingenieros: Oscar Trejo R., Aurelio García S., Ricardo Romero M., María de la Luz Rodríguez P. y Vicente Bracamontes, por su desprendida colaboración para el desarrollo del presente trabajo.

Al Dr. Eduardo Vargas Pérez y personal del laboratorio de Teledetección de la División de Ciencias Forestales por las facilidades para la elaboración del material cartográfico.

ISIDRO LAZCANO HERNÁNDEZ

Nació el 17 de febrero de 1971, en Río Frio de Juárez, municipio de Ixtapaluca, Estado de México. Curso la educación básica en la Primaria "Cuauhtémoc" de la misma población, en la generación 1977-1983; la formación media-básica en la Secundaria Federal "Hermanos Serdán" de Tlahuapan, Estado de Puebla, generación 1983-1986; la media-superior con el bachillerato en Ciencias de la Salud en la Preparatoria Regional "Gabino Barreda" incorporada a la Universidad Autónoma del Estado de México en Ixtapaluca, Estado de México; y, la educación superior en la División de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma Chapingo en Chapingo, Estado de México, donde recibió el título de Ingeniero Forestal con orientación en Silvicultura, sustentando el examen profesional el 17 de junio de 1996, con la tesis "Evaluación de algunos factores hidrológicos en una microcuenca de la Estación Experimental Zoquiapan". A partir de agosto de 1998 inició estudios de posgrado en el Programa de Maestría en Ciencias en Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma Chapingo, para la generación 1998-2000 cubriendo la totalidad de créditos, y a la vez elaborando el trabajo de investigación intitulado "Estimación de secuestro de carbono para cuatro coníferas en la Región de Chignahuapan, Puebla".

Profesionalmente, ha desempeñado actividades como Encargado de la Estación Forestal Experimental Zoquiapan de la UACH de 1996 a 1998. Del año 2000 a la fecha, se desempeña como asesor profesional en el área de influencia de la Unidad de Manejo Forestal XIII Iztaccihuatl-Popocatepetl del Estado de México.

ESTIMACIÓN DE SECUESTRO DE CARBONO PARA CUATRO CONÍFERAS EN LA REGIÓN DE CHIGNAHUAPAN, PUEBLA

AN ESTIMATE OF CARBON SEQUESTRATION FOR FOUR CONIFERS IN THE CHIGNAHUAPAN REGION, PUEBLA

Isidro Lazcano-Hernández¹; E. Marcelo Zepeda-Bautista²

RESUMEN

Se desarrolló un sistema de modelos de totalidad de rodal para estimar la captura de carbono en bosques naturales de *Abies religiosa*, *Pinus patula*, *Pinus pseudostrobus* y *Pinus ayacahuite* en Chignahuapan, Puebla. Posteriormente se "recuperaron" los parámetros de la Función de Densidad de Probabilidad Weibull con estimaciones de los tres primeros momentos respecto al origen, para utilizarla como modelo de distribución de diámetros. Simultáneamente se construyeron ecuaciones para estimar el índice de sitio, área basal por hectárea, volumen total por hectárea, altura por categoría diamétrica y estimaciones de sobrevivencia para hacer las proyecciones de secuestro de carbono a través del tiempo y al nivel de clase diamétrica mediante el uso combinado de estas ecuaciones. Finalmente, se estimaron "turnos" para secuestro de carbono por especie.

Palabras clave: *Abies religiosa*, *Pinus patula*, *Pinus pseudostrobus*, *Pinus ayacahuite*, Función de Densidad de Probabilidades Weibull, Modelo de distribución, Índice de sitio, Área basal, Volumen total, Secuestro de Carbono.

SUMMARY

A dasometric model system for a total stand was developed to estimate carbon sequestration in natural forests of *Abies religiosa*, *Pinus patula*, *Pinus pseudostrobus* and *Pinus ayacahuite* in Chignahuapan, Puebla. The parameters were later recovered by the Weibull probability density function, with estimates of the three original first moments, for use as a model of diameter distribution. Equations to estimate the site index, basal area by hectare, total volume by hectare, height by diameter category and survival estimates to make projections of carbon sequestration over time and at the level of diameter class were simultaneously constructed by means of the combined use of these equations. Finally, rotation time for carbon capture at the species level was estimated.

Key words: *Abies religiosa*, *Pinus patula*, *Pinus pseudostrobus*, *Pinus ayacahuite*, Weibull Probability Density Function, Model of distribution, site index, basal area, total volume, carbon capture.

¹ Tesista/Thesis writer. División de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma Chapingo, Chapingo, México.

² Director/ Thesis director. División de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma Chapingo, Chapingo, México.

ÍNDICE GENERAL

	Página
1. INTRODUCCIÓN	1
1.1. Objetivos	2
1.1.1. General	2
1.1.2. Específicos	2
1.2. Justificación	3
2. REVISIÓN DE LITERATURA	4
2.1. Antecedentes	4
2.1.1. Algunos antecedentes de los modelos de estimación del incremento y rendimiento en el mundo	4
2.1.2. Antecedentes en México de los modelos de estimación del incremento y rendimiento	7
2.2. Los modelos de estimación de incremento y rendimiento	9
2.3. El uso de Funciones de Densidad de Probabilidad	11
2.4. El enfoque distribucional en una masa forestal	12
2.5. Función de Densidad de Probabilidades (FDP) Weibull	17
2.6. Estimación de parámetros de la FDP Weibull	21
2.6.1. Estimadores de Máxima Verosimilitud	22
2.6.2. Estimación por Percentiles	23
2.6.3. Estimación por Recuperación de Parámetros basada en Momentos	25
2.6.4. Momentos Probabilísticos Ponderados	27
2.6.4.1. Momentos Probabilísticos Ponderados en la Distribución Weibull	32
2.6.4.2. Estimador insesgado de $M_{l,j,0}$	33

2.6.4.3. Determinación de parámetros Weibull	34
2.7. Calidad de sitio	37
2.7.1. Índice de sitio (IS)	39
2.7.2. Importancia de la estimación del índice de sitio	41
2.7.3. Tipos de familias de curvas de índice de sitio	41
2.7.4. Construcción de familias de curvas de índice de sitio	42
2.7.4.1. Método de la curva guía	43
2.7.4.2. Método de la diferencia algebraica	43
2.7.4.3. Método de reestimación de parámetros	43
2.7.5. Errores en la estimación del índice de sitio	44
2.8. El Caso de modelos en rodales mezclados	45
2.9. Secuestro de carbono	45
2.9.1. Importancia de los bosques en el secuestro de carbono	45
2.9.2. Algunos trabajos sobre la estimación de secuestro de carbono por las masas forestales	47
3. MATERIALES Y METODOS	52
3.1. Características del área de estudio	52
3.1.1. Localización	52
3.1.2. Clima	53
3.1.3. Fisiografía	54
3.1.4. Geología	54
3.1.5. Suelos	55
3.1.6. Hidrología	55

3.1.7 Vegetación	56
3.1.8. Fauna	56
3.1.9. Uso del suelo	57
3.2. Metodología	58
3.2.1. Elaboración de material cartográfico	58
3.2.2. Toma de datos	58
3.2.3. Estimación de índice de sitio	60
3.2.4. Estimación de área basal	62
3.2.5. Estimación de volumen total	64
3.2.5.1. Estimación del volumen en el futuro	66
3.2.6. Estimación de los parámetros de la Función de Distribución de Probabilidades Weibull	67
3.2.7. Estimación de la altura por categoría diamétrica	72
3.2.8. Estimación de la densidad (Número de árboles por hectárea)	73
3.2.9. Estimación de secuestro de carbono	74
4. RESULTADOS	76
4.1. Estimación de índice de sitio	76
4.1.1. Estimación de índice de sitio para <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw	76
4.1.2. Estimación de índice de sitio para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham	78
4.1.3. Estimación de índice de sitio para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K) Schl. et Cham	79
4.1.4. Estimación de índice de sitio para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl	81
4.1.6. Comparación de los resultados de índice de sitio entre las especies	83
4.2. Estimación del área basal	87

4.2.1. Estimación del área basal para <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw	87
4.2.2. Estimación del área basal para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham	88
4.2.3. Estimación del área basal para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K) Schl. et Cham	90
4.2.4. Estimación del área basal para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl	91
4.2.5. Comparación de la estimación de área basal entre especies	93
4.3. Estimación de volumen	95
4.3.1. Estimación de volumen para <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw	95
4.3.2. Estimación de volumen para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham	98
4.3.3. Estimación de volumen para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K) Schl. Et Cham	100
4.3.4. Estimación de volumen para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl	102
4.3.5. Comparación de las estimaciones de volumen total para las cuatro especies	104
4.4. Estimación de las estructuras diamétricas	110
4.4.1. Estimación de las estructuras diamétricas para <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw	110
4.4.2. Estimación de las estructuras diamétricas para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham	114
4.4.3. Estimación de las estructuras diamétricas para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham	119
4.4.4. Estimación de las estructuras diamétricas para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl	123
4.4.5. Comparación de las estimaciones de las estructuras diamétricas entre las especies	128
4.5. Estimación de altura por categoría diamétrica	131
4.5.1. Estimación de altura por categoría diamétrica para <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw	131

4.5.2. Estimación de altura por categoría diamétrica para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham	133
4.5.3. Estimación de altura por categoría diamétrica para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham	134
4.5.4. Estimación de altura por categoría diamétrica para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl	136
4.5.5. Comparación de las determinaciones de altura por categoría diamétrica	138
4.6. Estimación del número de árboles por hectárea	140
4.7. Estimación de secuestro de carbono	142
4.7.1. Estimación de secuestro de carbono para <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw	142
4.7.2. Estimación de secuestro de carbono para <i>Pinus patula</i> Schl. Et. Cham	147
4.7.3. Estimación de secuestro de carbono para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K) Schl. et Cham	152
4.7.4. Estimación de secuestro de carbono para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl	156
4.7.5. Comparación de la estimación de secuestro de carbono para cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla	160
5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES	164
6. LITERATURA CITADA	170
7. ANEXOS	183

ÍNDICE DE CUADROS

Número	Cuadro	Página
1	Tabla de análisis de varianza para el modelo de Índice de Sitio en <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw. en la región de Chuignahuapan, Pue.	76
2	Tabla de análisis de varianza para el modelo de Índice de Sitio en <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham. en la región de Chuignahuapan, Pue.	78
3	Tabla de análisis de varianza para el modelo de Índice de Sitio en <i>Abies religiosa</i> (H.B.K) Schl. et Cham. en la región de Chuignahuapan, Pue.	80
4	Tabla de análisis de varianza para el modelo de Índice de Sitio en <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. en la región de Chuignahuapan, Pue.	82
5	Edades de máximo incremento en altura y valor de las asíntotas para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	83
6	Comparativo del crecimiento en altura para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla, con un índice de sitio de 24 y una edad base de 50.	84
7	Intervalos de confianza para los parámetros del modelo de Índice de Sitio de Schumacher en cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.	86
8	Análisis de varianza para el modelo de área basal en <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw de la región de Chignahuapan, Puebla.	87
9	Análisis de varianza para el modelo de área basal en <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham. de la región de Chignahuapan, Puebla.	89
10	Análisis de varianza para el modelo de área basal en <i>Abies religiosa</i> (H.B.K) Schl. et Cham. de la región de Chignahuapan, Puebla.	90
11	Análisis de varianza para el modelo de área basal en <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. de la región de Chignahuapan, Puebla.	92
12	Comparación de parámetros e intervalos de confianza para las determinaciones de área basal en cuatro especies de la región de Chignahuapan; Puebla.	93

13	Comparación de área básicas proyectadas (m^2/ha) para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla. (área basal inicial =10).	94
14	Análisis de varianza para el modelo de Volumen total en <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw., en la región de Chignahuapan, Puebla.	96
15	Análisis de varianza para el modelo de Volumen total en <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham., en la región de Chignahuapan, Puebla.	98
16	Análisis de varianza para el modelo de Volumen total en <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham., en la región de Chignahuapan, Puebla.	100
17	Análisis de varianza para el modelo de Volumen total en <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl, en la región de Chignahuapan, Puebla.	102
18	Comparativo de los volúmenes para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla; con un índice de sitio de 24 y una edad basal de 10.	105
19	Ecuaciones para volumen total de cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla. (considerando el índice de sitio).	106
20	Intervalos de confianza para los parámetros de las ecuaciones de volumen considerando el índice de sitio en cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.	107
21	Ecuaciones de volumen para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla. (Sin indicador de índice de sitio).	108
22	Intervalos de confianza para los parámetros de las ecuaciones de volumen sin considerar el índice de sitio en cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.	109
23	Análisis de varianza para estimación del primer momento muestral de <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.	110
24	Análisis de varianza para estimación del tercer momento muestral de <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.	111
25	Parámetros recuperados de la FDP Weibull a partir de la proyección de área basal para <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.	112

26	Análisis de varianza para estimación del primer momento muestral de <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla.	115
27	Análisis de varianza para estimación del tercer momento muestral de <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	115
28	Parámetros recuperados de la FDP Weibull a partir de la proyección de área basal para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	117
29	Análisis de varianza para estimación del primer momento muestral de <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla.	119
30	Análisis de varianza para estimación del tercer momento muestral de <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	120
31	Parámetros recuperados de la FDP Weibull a partir de la proyección de área basal para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	121
32	Análisis de varianza para estimación del primer momento muestral de <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. en la región de Chignahuapan, Puebla.	124
33	Análisis de varianza para estimación del tercer momento muestral de <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. en la región de Chignahuapan, Puebla.	125
34	Parámetros recuperados de la FDP Weibull a partir de la proyección de área basal para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla.	125
35	Intervalos de confianza para ecuaciones de estimación del primer momento muestral para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	128
36	Intervalos de confianza para ecuaciones de estimación del tercer momento muestral para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	129
37	Análisis de varianza para altura por categoría diamétrica de <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.	131
38	Análisis de varianza para altura por categoría diamétrica de <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	133

39	Análisis de varianza para altura por categoría diamétrica de <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla.	135
40	Análisis de varianza para altura por categoría diamétrica de <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla.	137
41	Intervalos de confianza asintóticos para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	139
42	Alturas por categoría diamétrica alcanzadas con una altura dominante de 27 m para cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.	139
43	Sobrevivencia de cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	141
44	Estimación de carbono secuestrado por diámetro para <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw. en la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad de 805 árboles/ha, una edad final de 60 años y un índice de sitio de 24.	144
45	Estimación de carbono secuestrado por diámetro para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 2500 árboles/ha, una edad final de 60 años y un índice de sitio de 24.	149
46	Estimación de carbono secuestrado por diámetro para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K) Schl. et Cham. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 2500 árboles/ha, una edad final de 60 años y un índice de sitio de 24.	153
47	Estimación de carbono secuestrado por diámetro para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 1500 árboles/ha y una edad final de 60 años.	157
48	Comparación de Estimaciones de Secuestro de Carbono para cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.	162

ÍNDICE DE FIGURAS

Número	Figura	Página
1	Diferentes formas de la 'fdp' Weibull de acuerdo al valor de sus parámetros (Modificado de Meyer (1970) e Igbal (1989) citado por Romero (1994).	21
2	Potencial de captura de carbono en México según distintas opciones de manejo forestal. Tomado de Ordóñez, (1999).	47
3	Localización del Conjunto Predial Forestal en la Republica Mexicana.	52
4	Curvas de Índice de Sitio para <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla (IS = Índice de Sitio).	77
5	Curvas de Índice de Sitio para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla. (IS = Índice de Sitio).	79
6	Curvas de Índice de Sitio para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla. (IS = Índice de Sitio).	81
7	Curvas de Índice de Sitio para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla. (IS = Índice de Sitio).	82
8	Proyección de Altura dominante para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla. (Índice de Sitio = 15).	85
9	Proyección de Área Basal para <i>Pinus ayacahuite</i> veitchii Shaw. en la región de Chignahuapan, Puebla. (Abi: Área basal inicial).	88
10	Proyección de Area Basal para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla. (ABi : Área basal inicial).	90
11	Proyección de Área Basal para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. Et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla. (Abi= Área basal inicial).	91
12	Proyección de Área Basal para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla. (ABi : Área basal inicial).	93
13	Proyección de Área basal para cuatro especies en la Región de Chignahuapan, Puebla. (Área basal inicial= 10).	95

14	Superficie de respuesta para el comportamiento entre volumen total, área basal y edad de <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla. (Índice de Sitio = 24).	97
15	Superficie de respuesta para el comportamiento entre volumen total, área basal y edad de <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla. (Índice de Sitio = 24).	99
16	Superficie de respuesta para el comportamiento entre volumen total, área basal y edad de <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla. (Índice de Sitio = 24).	101
17	Superficie de respuesta para el comportamiento entre volumen total, área basal y edad de <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl, en la región de Chignahuapan, Puebla. (Sin indicador de índice de sitio).	103
18	Proyección de volumen para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla; con un índice de sitio = 24 y un área basal = 10.	105
19	Comportamiento de las estructuras diamétricas de <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.	113
20	Superficie de respuesta de las estructuras diamétricas para <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.	113
21	Comportamiento de las estructuras diamétricas de <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	118
22	Superficie de respuesta de las estructuras diamétricas para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	119
23	Comportamiento de las estructuras diamétricas de <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	122
24	Superficie de respuesta de las estructuras diamétricas para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	123
25	Comportamiento de las estructuras diamétricas de <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla.	126
26	Superficie de respuesta de las estructuras diamétricas para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla.	127

27	Proyección de estructuras diamétricas a la edad de 30 años para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	130
28	Proyección de altura por categoría diamétrica para <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.	132
29	Proyección de altura por categoría diamétrica para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	134
30	Proyección de altura por categoría diamétrica para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.	136
31	Proyección de altura por categoría diamétrica para <i>Pinus pseudostrabus</i> Lindl. en la región de Chignahuapan, Puebla.	138
32	Proyección de altura por categoría diamétrica a una altura dominante de 27 m para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	140
33	Grafica de sobrevivencia para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	141
34	Comportamiento de sobrevivencia de cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla; a iguales densidades y áreas basales iniciales.	142
35	Carbono secuestrado para <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw. En la región de Chignahuapan, Puebla; A una densidad inicial de 805 árboles/ha, una edad final de 60 años y diferentes Índices de Sitio.	145
36	Comportamiento del ICA e IMA de Carbono Secuestrado para <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).	146
37	Superficie de respuesta para el comportamiento de Carbono Secuestrado en <i>Pinus ayacahuite veitchii</i> Shaw para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).	147
38	Carbono secuestrado para <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham en Chignahuapan, Puebla. A densidad inicial de 2500 árboles/ha, edad final de 60 años.	150
39	Comportamiento de ICA e IMA de Carbono Secuestrado en <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).	150

40	Superficie de respuesta para el comportamiento de Carbono Secuestrado en <i>Pinus patula</i> Schl. et Cham para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).	151
41	Carbono secuestrado para <i>Abies religiosa</i> (H.B.K) Schl. et Cham. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 2500 árboles/ha, una edad final de 60 años.	154
42	Comportamiento de ICA e IMA de Carbono Secuestrado en <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham. para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).	154
43	Superficie de respuesta para el comportamiento de Carbono Secuestrado en <i>Abies religiosa</i> (H.B.K.) Schl. et Cham. para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).	155
44	Carbono secuestrado para <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 1500 árboles/ha y una edad final de 60 años.	158
45	Comportamiento de ICA e IMA de Carbono Secuestrado en <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).	158
46	Superficie de respuesta para el comportamiento de Carbono Secuestrado en <i>Pinus pseudostrobus</i> Lindl. para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).	159
47	Comparación de ICA e IMA de Secuestro de Carbono para cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.	161
48	Comparación del Secuestro de Carbono para cuatro especies, a una Densidad Inicial de 805 Árboles/ha, Área basal inicial de 10 m ² /ha y una Edad Final de 60 años, en la región de Chignahuapan, Puebla.	161

ÍNDICE DEL ANEXO

Número	Anexo	Página
I	Localización regional de Conjunto Predial Forestal.	183
II	Plano de Rodalización y Caminos.	184
III	Plano Topográfico.	185
IV	Plano Geológico.	186
V	Plano Edafológico.	187
VI	Ubicación de los sitios dentro del Conjunto Predial Forestal.	188
VII	Programa para la recuperacion de `parámetros basada en momentos de la FDP WEIBULL para <i>Pinus ayacahuite</i> , <i>P. patula</i> , <i>P. pseudostrobus</i> y <i>Abies religiosa</i> en la región de Chignahuapan, Puebla. (Adaptado de Romero, 1994).	189
VIII	Algunos cuadros de análisis de varianza para el ajuste de modelos de volumen total de cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.	198
IX	Rango de variación de algunas variables dasométricas para cuatro especies en 35 sitios temporales de la región de Chignahuapan, Puebla.	200

1. INTRODUCCIÓN

Los conceptos básicos de manejo forestal han evolucionado conforme se conoce la importancia de todos los componentes forestales, sin embargo, no para todos existen formas prácticas de cuantificación, lo cual es vital para una adecuada toma de decisiones en su administración. Así, entre los casos mas relevantes se encuentran, los aspectos relacionados a los servicios ambientales, donde la mayoría de los conocimientos sobre el tema parten de situaciones empíricas, con amplio grado de incertidumbre.

Bajo diferentes métodos se han tratado de describir las bondades de las masas forestales, entre ellas las consideraciones sobre el secuestro de carbono. Sin embargo, muy pocos contemplan su dinámica, lo cual es importante por que el objeto de estudio es un conjunto de seres vivos. El presente trabajo, se desarrolla bajo una metodología de estimación de secuestro de carbono basada en la elaboración de modelos de incremento y rendimiento compatibles, con énfasis en la descripción de las estructuras diamétricas para poblaciones de coníferas.

La descripción cuantitativa de la dinámica de las masas forestales basada en su estructura, en un momento dado, puede ser útil para tener una referencia más sólida y precisa, tanto para la toma de decisiones sobre los recursos naturales, o en un momento dado, para el correspondiente pago en el mercado de los servicios ambientales, como lo es el secuestro de carbono.

Bajo este contexto, el presente trabajo buscó alcanzar los siguientes objetivos.

1.1. Objetivos

1.1.1. General

Estimar las tasas de secuestro de carbono, así como la comparación del incremento y rendimiento, mediante un sistema de modelos de totalidad de rodal para cuatro coníferas de una masa forestal mezclada en Chignahuapan, Puebla, México.

1.1.2. Específicos

- Aplicar una metodología, que contemple los aspectos dinámicos de una masa forestal, para evaluar tasas de secuestro de carbono en *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw., *Abies religiosa* (H: B: K.) Schl. Et Cham., *Pinus patula* Schl. et Cham y *Pinus pseudostrobus* Lindl., en la región de Chignahuapan, Puebla.
- Generar los modelos de incremento y rendimiento para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw., *Abies religiosa* (H: B: K.) Schl. Et Cham., *Pinus patula* Schl. et Cham y *Pinus pseudostrobus* Lindl., en la región de Chignahuapan, Puebla, México
- Generar la proyección de las estructuras diamétricas de las cuatro especies, utilizando la Función de Densidad de Probabilidades (FDP) Weibull en su forma de tres parámetros, además de la estimación de otros componentes del rodal.
- Realizar comparaciones entre los componentes de los modelos, para a futuro, contar con una referencia, sobre la descripción conjunta de una masa forestal mezclada.

1.2. Justificación

Ante las tendencias de conservación ambiental, los conceptos para el manejo óptimo de los bosques son cada vez más amplios, sin embargo, los conocimientos regionales sobre crecimiento, rendimiento y otros aspectos ambientales son todavía escasos, lo que aumenta el valor de su investigación. En el área de estudio, se encontró la situación típica de los bosques naturales del país, aunque se cuenta con elementos cuantitativos útiles para el aprovechamiento óptimo, sigue existiendo un rezago en el conocimiento del incremento y rendimiento en conjunto de las especies de mayor interés; más aún, no solo para el área de estudio, sino para el resto del país, hay notable ausencia del uso de enfoques en la estimación de otros fenómenos que involucran a los recursos, como el secuestro de carbono, donde no se consideran las situaciones de dinámica, ni la influencia de este en el aprovechamiento de las masas forestales.

Si en el estudio de las masas forestales uniespecíficas naturales o plantaciones comerciales, los elementos para evaluar, analizar y modelar las estructuras del rodal han sido insuficientes, esto es más acentuado en las masas mezcladas y bosques naturales, dada la ausencia no solo de información, sino también metodologías apropiadas para el manejo forestal. Por lo que, el presente trabajo contribuye, de alguna forma, en el desarrollo de metodologías más completas sobre el estudio del valor de los recursos forestales dados sus servicios ambientales que aportan a la sociedad.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

2.1. Antecedentes

2.1.1. Algunos antecedentes de los modelos de estimación del incremento y rendimiento en el mundo

Por sus propiedades aceptables para estimar atributos de las masas forestes, la Función de Densidad de Probabilidades Weibull (FDPW) es de las más empleadas para varios trabajos, algunos ejemplos importantes son:

Somers et. al. (1980), utilizaron la FDPW con el método de estimadores de máxima verosimilitud, para modelar sobrevivencia en rodales coetáneos de *Pinus taeda* L. de Carolina del Sur, E. U. A., presentándolo como modelo flexible y adecuado para el efecto.

Cao y Burkhart (1984), presentaron el enfoque de la función de distribución acumulativa segmentada para *Pinus taeda* L. de Carolina del Norte, E. U. A.; encontrándolo no ser mejor que la Weibull de tres parámetros para rodales no cortados, pero sí superior, flexible y útil para los rodales cortados o mezclados.

Magnussen (1986), usando la FDPW con el método de percentiles, observó buenas características de ajuste para describir la distribución diamétrica de rodales no cortados y

fuertemente cortados de *Picea abies* L. Karts en Dinamarca; con estimaciones y comprobaciones para antes y después de la corta.

Hynynen (1994), con *Pinus sylvestris* L. en Finlandia, ha trabajado varios enfoques de la Weibull para modelos de incremento, con predicciones incluso fuera del rango de datos, evaluando alternativas de manejo, tratamientos y fertilización; con incorporación de los efectos de dosis y tipo de fertilizante, así como de la calidad de sitio.

Manson (1997), en Nueva Zelanda con *Pinus radiata* D. Don., creó un modelo de sobrevivencia y de las distribuciones esperadas de altura y diámetro normal, en distintas prácticas de preparación de sitio con la función Weibull inversa. Creando finalmente un software de aplicación para estimar los parámetros.

Bugmann (1999), con un modelo de crecimiento para rodales de *Pinus silvestris* en España, con el método de recuperación de parámetros de la Weibull, estima el crecimiento del rodal, sus atributos y simula la estructura, procurando ser un modelo válido para rodales con y sin tratamiento.

Por otra parte, la Weibull ha sido útil para complementar otros estudios; Fong-Long y Jian-Tai (1999), para mostrar la interacción entre de la estructura del rodal y las condiciones de los microhabitats en los bosques de Taiwán, emplearon la distribución Weibull en combinación con un Sistema de Información Geográfica.

En España, Del Río y Montero (1999), estimaron la evolución y estabilidad de rodales de *Pinus sylvestris* L. bajo diferentes regímenes y su influencia en los riesgos de daños por viento y nieve, a través de la predicción del crecimiento, distribución diamétrica y una relación de altura con el método de recuperación de parámetros de la distribución Weibull.

Kangas y Maltamo (2000), en un estudio sobre *Pinus sylvestris*, encontraron que sin el conocimiento previo de la densidad o del área basal su pueden tener dificultades al tratar de ajustar una distribución diamétrica, lo cual puede solucionarse a través de una calibración con información adicional proveniente de uso de la Weibull y el método de percentiles.

El uso de la Weibull como enfoque para estimar atributos del rodal, no es el único, frecuentemente surgen otras metodologías que en su mayoría son comparadas con la mencionada, que pueden o no tener mejores resultados de acuerdo a las condiciones de la localidad.

Tang et. al. (1997), proyectaron la distribución diamétrica del rodal sin predefinir una función de densidad aplicando la integral de Lebesgue-Stieltjes para derivar un grupo de ecuaciones.

Gove y Patil (1998), desarrollaron una metodología que permite a las distribuciones diamétricas ser compatibles, cuando las frecuencias de las observaciones no presentan una densidad de probabilidad predefinida, mostrando el enfoque de distribución ponderada como metodología útil, sin descartar el ajuste con la Weibull de dos y tres parámetros.

Igualmente, Cao y Balwind (1999) proponen un método de mínimos cuadrados restringidos para proyectar atributos de rodal en el tiempo, poniendo énfasis en la influencia de la sobrevivencia futura. El método fue comparado contra el de recuperación de parámetros de la Weibull, en plantaciones de *Pinus taeda* L. Según los autores, el primero presentó un mejor ajuste estadístico, pero señala que puede ser empleado donde las observaciones no siguen una distribución Weibull, es decir, un caso semejante al anterior.

2.1.2. Antecedentes en México de los modelos de estimación del incremento y rendimiento

La construcción de modelos de incremento y rendimiento en nuestro país es reciente y generalmente se realizan para rodales uniespecíficos, principalmente por falta de datos apropiados (Zepeda, 1992). De igual forma ha sido común el uso de la FDPW, algunos trabajos similares al presente son: el modelo de crecimiento realizado por Aguirre en 1987 para *Pinus cooperii* en Durango, Méx., con proyecciones de estructura diamétrica, área basal, volumen, alturas individuales, etc.

Torres (1987), elaboró un modelo compatible de totalidad de rodal en *Pinus hartwegii* Lindl., con la FDPW de tres parámetros.

Castillo (1988), construyó un modelo para predecir el incremento y la producción neta en plantaciones de *Pinus caribaea* en Oaxaca, México, usando una FDPW de tres parámetros;

la misma fue utilizada por Fierros (1989) para modelar la estructura diamétrica de la misma área y especie con el método de percentiles. Del mismo lugar y especie, pero con un enfoque para desarrollar herramientas de computo, Fitz (1991) determinó el incremento y la producción maderable, y realizó una corrección del modelo desarrollado por Fierros.

Otras modalidades son los trabajos de Igbal (1989) para *Pinus cooperii* en Durango, México y Torres et al, (1991) citado por Romero (1994) para *Pinus rudis*.

Acosta (1991), construyó un modelo de crecimiento con la Weibull de tres parámetros, para *Pinus montezumae* en San Juan Tetla, Puebla, basándose en el estudio y programa de computo de Torres (1987) para estimar producción maderable.

Romero (1994), realizó un modelo de crecimiento y producción maderable para *Pinus oocarpa* Schiede en Hidalgo, Michoacán, México, empleando el método de recuperación de parámetros en base a momentos.

Sacramento, Návar y Fernández (1999), en la región de El Salto, Durango, ajustaron la FDP Weibull de tres parámetros con los métodos de momentos no ponderados y momentos ponderados probabilísticos; y, para la Weibull de dos parámetros con los métodos de mínimos cuadrados y de máxima verosimilitud, sobre bosques mixtos irregulares de *Pinus sp.*, *Quercus sp.*, *Arbutus sp* y *Alnus sp.*

2.2. Los modelos de estimación de incremento y rendimiento

Los modelos de crecimiento y rendimiento surgen ante la necesidad de información cuantitativa que cubra los requerimientos de productos forestales en tiempo y forma eficiente. Su finalidad es la mejor descripción de las poblaciones forestales, acorde a la administración, recursos económicos, tecnología e información disponibles; con la mayor sencillez de las expresiones utilizadas (Zepeda, 1992).

Estos permiten predecir el comportamiento de los recursos forestales, facilitan y mejoran la evaluación de alternativas silvícolas; ya que estas se modifican en el tiempo, producto de cambios ambientales, de políticas, económicos y del manejo en sí; por ejemplo, tratamientos hoy extremos o no aplicables, en el tiempo pueden ser mejores alternativas (Hynynen, 1999).

Los orígenes de los modelos, se remontan a Teofrasto en Grecia (370-285 a. C.), que estudió las tasas de crecimiento y longevidad de varias especies (Tesch, 1981; citado por Zepeda, 1990), continuando con una evolución a través de las primeras curvas de crecimiento en volumen de árboles individuales (Prodan, 1968 y Tesch, 1981, citados por Zepeda, 1990), análisis troncales, métodos gráficos para árboles individuales, ecuaciones empíricas, tablas de incremento y predicción de estructuras, tablas tradicionales de producción o rendimientos por métodos gráficos, nomográficos o analíticos, hasta los predictores silvícolas basados en familias de ecuaciones (Zepeda, 1990), que muestran mayor desarrollo y detalle, favorecidos por la tecnología, principalmente la computación.

No hay clasificación unánime de los modelos; de hecho, con sus ventajas y desventajas, aún no existe algún “mejor” modelo para todos los usos posibles (Burkhart, 1982).

Las diferencias existentes en los modelos creados se refieren, en su mayoría, para masas coetáneas y uniespecíficas; Pero en masas mezcladas e incoetáneas hay mayores variantes en complejidad matemática o estadística de las expresiones finales, además de los aspectos conceptuales (Vanclay, 1994).

La mayoría de los modelos desarrollados son útiles para rodales coetáneos y puros, sin embargo, los ecosistemas no son tan sencillos, por ello estos enfoques son difícilmente aplicables a masas con varias especies y edades, es decir, las técnicas tradicionales de modelaje pueden no cubrir suficientemente su complejidad.

Ahora bien, si incremento se refiere al aumento en dimensiones de uno o más individuos en un rodal en un tiempo dado; y producción enfatiza en las dimensiones finales para dicho periodo. En rodales coetáneos, una ecuación de incremento predice el diámetro, área basal o unidades de volumen por unidad de tiempo como una función de la edad y otras características del rodal, y una ecuación de producción estima el diámetro, área basal o producción de volumen total a una edad específica. En un rodal incoetáneo, la producción es la total obtenida sobre un periodo de tiempo dado, mientras el incremento es una tasa de producción, por tanto, ambos serán relacionados matemáticamente, si producción es y , entonces incremento es la derivada dy/dt (Vanclay, 1994).

2.3. El uso de Funciones de Densidad de Probabilidad

La mejor forma de representar una distribución estadística, y, por tanto, diamétrica, es con las funciones de densidad de probabilidad, y entre ellas, las más usadas para representar distribuciones diamétricas tenemos: Series de Gram-Charlier, la curva de Crecimiento de Pearl-Reed, el Sistema de Curvas de Pearson, la Función de Densidad Gama, la Normal-Logarítmica de tres parámetros, la Función de Densidad Beta,, la Curva S_B de Jonhson, la Función de Densidad de Weibull y la Función de Densidad Normal (Castillo, 1988; Zepeda, 1990); aunque generalmente los diámetros de los árboles toman la forma de las dos ultimas (Arvantis, 1999).

Las funciones de densidad de probabilidad tienen propiedades importantes para utilizarlas en los modelos de crecimiento, como el poderse integrar en el rango de 0 a 1 (la probabilidad total) y entre dos puntos, proporcionando la frecuencia relativa en un intervalo (UM, 1999), además son funciones flexibles para modificarse rápidamente sin perder sus cualidades básicas haciendo más eficiente el proceso de estimación y la toma de decisiones (Zepeda, 1990).

Las funciones Beta y Weibull, son las más flexibles y con características más deseables, sin embargo, la Beta como función de densidad acumulativa no existe en forma cerrada, haciendo más difícil conocer la proporción de árboles en cada categoría diamétrica (Cao *et al.*, 1982 y Knoebel *et al.*, 1986 citados por Zepeda, 1990).

Aunque en México, este enfoque se ha desarrollado para coníferas y bosques uniespecíficos, es posible utilizarlos en hojosas, rodales coetáneos e incoetáneos, tanto de clima templado como cálido (Loetsch et al., 1973 citado por Zepeda, 1990), incluso para mezclas entre coníferas.

2.4. El enfoque distribucional en una masa forestal

Los rodales difieren entre sí por su estructura, siendo esta, la distribución de los árboles por clases de especies, edades y tamaño en un área determinada. La estructura, es resultado de los hábitos de crecimiento, condiciones ecológicas y practicas de manejo bajo las cuales el rodal se originó y desarrolló (Brack, 1996), por ello, es dinámica al igual que la estabilidad del rodal.

El conocimiento de la estructura del rodal implica una herramienta importante para otros objetivos además de los maderables, entre estos, la prevención de desastres naturales (aludes, desprendimientos de rocas, erosión, deslizamientos de tierras, etc.), aspectos ambientales de conservación -por su amplia correlación con la biodiversidad y la riqueza del hábitat- (Bugmann, 1999).

Las estructuras básicas son los rodales coetáneos y los incoetáneos, aunque en condiciones naturales ocurren todas las gradaciones entre ambas. Los rodales coetáneos, implican una

edad idéntica de los árboles o la diferencia entre edades es muy pequeña, tal que no afecta las actividades o tratamientos culturales.

El rodal incoetáneo varía desde una compleja mezcla de especies y clases de edad con pocas diferencias entre ellas, hasta la presencia de muchas clases de edad resultantes de grupos de árboles con diferentes edades entre sí, pero con otras características semejantes (Brack, 1996).

Describir los rodales coetáneos cultivados es más fácil que con los incoetáneos, por que las distribuciones de frecuencia tienden a ser unimodales y con varianzas pequeñas, de esta manera, una medición del promedio del tamaño de los árboles (diámetro, altura, volumen, etc.) es significativa o describe fácilmente a la masa en general, y es muy conocido el comportamiento de la curva de frecuencia del diámetro normal próximo a una curva estadística de distribución normal; por lo contrario, para los bosques incoetáneos, las distribuciones de frecuencia son difíciles de predecir y el promedio del tamaño de los árboles tiene poco significado o no es representativo de la masa.

En plantaciones, la distribución estadística de las alturas es normal o normal asimétrica; en sitios fértiles, plantaciones no cortadas y de especies tolerantes exhiben distribuciones con una variación más grande que la encontrada en plantaciones sobre sitios pobres, rodales anteriormente cortados y rodales con especies altamente demandantes de luz.

Factores como especie, hábitos de crecimiento, edad, sitio y antropogénicos, como las cortas, determinan la proximidad de la distribución estadística de las variables del rodal a una distribución normal, por ejemplo, una distribución bi-modal se encuentra en bosques manejados con extracción selectiva de árboles en algunas clases de tamaño.

Un rodal coetáneo con distribución normal asimétrica, puede tener una curva de frecuencia en las primeras etapas con una varianza mínima y asimétrica a la derecha, con el mayor número de los árboles en las clases más pequeñas. En el transcurso de la edad, la curva puede moverse a la derecha, así, en un rodal sobre maduro se puede tener una distribución asimétrica a la izquierda. En conclusión, la distribución de la frecuencia de los árboles varia entre y dentro del rodal a través del tiempo (Brack, 1996).

Gates, McMurtrie y Borough (1983) citados por Brack (1996), apoyándose en procesos de espaciamiento de *Pinus radiata*, sugieren que se puede tener una distribución con asimetría inicialmente mayor a la derecha, pero con el tiempo invierte su dirección, y conforme aumenta la edad dirige la tendencia a ser más asimétrica a la izquierda, causado por la competencia.

Si la distribución es normal, o cercana a esta, la estimación de la distribución diamétrica es más fácil, y muy útil para determinar el número de árboles, la media y la distribución estándar, sin embargo, las intervenciones alteran la distribución, complicando dichas estimaciones.

La distribución de frecuencia del diámetro normal en rodales incoetáneos es típicamente con forma de "J" invertida y disminuye con el aumento en diámetro. Según Assman (1970) citado por Brack (1996), esta forma pudiera ser en realidad simplificación de numerosas distribuciones unimodales coetáneas.

En 1898, De Liocourt, demostró que la proporción entre el número de árboles en clases diamétricas sucesivas es constante dentro de un bosque compuesto por rodales incoetáneos; Pero diferente a la de otro bosque, siendo este, un modelo exponencial negativo, aplicado a bosques incoetáneos mezclados, donde existen todas las clases de edad y la regeneración natural es continua (Brack, 1996).

La distribución de los diámetros es la mejor característica para describir un rodal; ya que el diámetro esta correlacionado con otras variables importantes incluyendo el volumen, valor económico, costos, especificaciones de productos, calidad de sitio, composición del rodal, edad y densidad (Bailey y Dell, 1973; Rustagi, 1978 citado por Zepeda, 1990).

La utilidad de las distribuciones diamétricas no se reduce a la creación de modelos o situaciones teóricas, ya que por ejemplo, para las cortas es importante en la planeación debido a que los árboles de diferente tamaño tienen diferentes usos y valores monetarios (Brack, 1996); También con ellas, se cuenta con información más detallada de la estructura del rodal (Clutter *et. al.*, 1983), lo cual facilita poder reproducir el comportamiento de estas en el paso del tiempo con modificaciones como las políticas de corta, enfermedades y plagas y tratamientos silvícolas.

De hecho, los modelos de estructura tienen bases biológicas y ecológicas válidas, para predecir razonablemente el crecimiento, incluso fuera del rango de datos de origen (Hynynen, 1999).

Todos los sistemas de rendimiento de distribución de diámetros predicen el número de árboles por unidad de superficie por clase diamétrica y el promedio de altura para cada clase diamétrica (Clutter *et. al* 1983).

Lo anterior se basa en el hecho de que, es posible representar las estructuras diamétricas de los rodales en un bosque regular con una distribución estadística, entonces la segunda puede simular a la primera conociendo el número de árboles y los parámetros característicos de alguna combinación particular de variables dasométricas, y si se agrega el elemento tiempo, se puede predecir el comportamiento de la estructura diamétrica en forma dinámica (Hynk, 1980; citado por Zepeda, 1990), en otras palabras, los parámetros de tamaño de la distribución, pueden estimarse en términos de variables dasométricas del rodal, numero de árboles, diámetro medio, área basal, en un tiempo t , a través de la estimación de valores futuros de estas variables del rodal (Vanclay, 1994).

2.5. Función de Distribución de Probabilidades (FDP) Weibull

Fue derivada por Fisher y Tippet en 1928 al desarrollar estudios sobre “valores extremos”; En 1939, el físico sueco Walodi Weibull, demostró que era apropiada para modelar aspectos sobre la predicción resistencia o vida de materiales, además, ha sido utilizada en campos teóricos de ingeniería civil (Bury, 1975 citado por Romero, 1994), resistencia de materiales, navegación espacial (Bavusco, 1997), industria automotriz, componentes electrónicos, pólizas de seguros, jornadas de trabajo, probabilidades de ocurrencia de terremotos, evolución del VIH (Dorner, 1999) y mortalidad infantil (S. I., 1997).

En materia forestal se ha aplicado con éxito para describir la ocurrencia de incendios, características adaptativas de las especies ante disturbios (Polakow et al. 1999) y respuestas de crecimiento ante fertilizaciones (Hynynen, 1999).

Según Bailey y Dell (1973), sus propiedades más importantes para ajustar distribuciones diamétricas son: manipulación matemática simple; su integral tiene solución cerrada, una Función de Distribución Acumulativa (FDA) en forma explícita; y, es muy flexible por que adopta diversas formas continuas, desde “j” invertida hasta de “campana”, con diversos grados de asimetría, positiva o negativa, según el valor de su parámetro de forma (Bailey y Dell, 1973; Frazier, 1981; Clutter *et al.*, 1983), es decir, puede representar muchas formas de distribución.

La Función de Densidad de Probabilidades (FDP) Weibull, existe en forma de dos y tres parámetros. En su forma de dos parámetros, según Dubey (1967) citado por García (1998), la FDP Weibull de una variable “x”, se define como:

$$f_x(x) = \begin{cases} \frac{c}{b} \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{b}\right)^c\right] & (x > 0) \\ 0, & \text{de otra forma} \end{cases} \quad \dots(1)$$

Donde:

c = parámetro de forma

b = parámetro de escala

exp = Base de los logaritmos naturales

Si “c”, toma valores mayores que 1, la curva adquiere una forma de campana; si es menor que 1, se asemeja a una “j” invertida (Clutter *et. al.*, 1983); Cuando “c” toma el valor de 1, se reduce a la distribución exponencial con “b” como parámetro de escala (Polakow y Dunne, 1999; Meyer, 1970); un caso especial sucede cuando “c” es igual a 2, se conoce como Distribución Rayleigh (Siegrist, 1997). El parámetro de forma es adimensional, mientras que el de escala tiene las mismas dimensiones que la variable aleatoria “x” (Polakow *et. al.*, 1999). La expresión analítica de la función acumulativa es (Meyer, 1970; Laurenson, 1994):

$$F_x(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{b}\right)^c\right] \quad \dots(2)$$

Entonces la distribución tiene una media definida por:

$$E(X) = b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad \dots(3)$$

Donde $\Gamma(*)$ es la función Gamma evaluada en $(*)$.

y el valor del cuadrado medio es dado por:

$$E(X^2) = b^2 \Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) \quad \dots(4)$$

resultando en una varianza:

$$Var(X) = b^2 \left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) - \left(\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right)^2 \right] \quad \dots(5)$$

Esta forma es adecuada para la mayoría de los análisis con Weibull, sin embargo, si en la gráfica de los datos forman una curva en vez de una línea recta, o si, el parámetro de forma es mayor que 6.0, se necesita un parámetro de localización o posición que mueva distribución entera a la derecha (Dorner, 1999).

La forma de tres parámetros es más flexible para modelar distribuciones diamétricas (Knoebel, 1986 citado por Castillo, 1988), y aunque parece compleja, su aplicación es más sencilla que la aplicación de la distribución normal. Para una variable aleatoria "x" agregando el parámetro de localización, la forma se define como:

$$f_x(X) = \begin{cases} \frac{c}{b} \left(\frac{x-a}{b} \right)^{c-1} \exp \left[- \left(\frac{x-a}{b} \right)^c \right] & (a \leq x \leq \infty) \\ 0, & \text{de otra forma.} \end{cases} \quad \dots(6)$$

Donde:

a = parámetro de localización

b = parámetro de escala o de anchura

c = parámetro de forma

exp = base de los logaritmos naturales

“ b ” y “ c ”, son positivos; “ a ”, puede ser negativo, positivo o cero, pero para distribuciones diamétricas debe ser mayor que cero, por que se trata del diámetro mínimo (Clutter *et al.*, 1983); Para “ c ”, se consideran valores de 0.2 a 6 (Arvantis y Reich, 1999), tiene la propiedad de controlar la forma de la distribución (Laurenson, 1994).

La expresión analítica de su función acumulativa corresponde a:

$$F(X) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{x-a}{b} \right)^c \right] \quad \dots(7)$$

Donde: $a, b, y c > 0$

La distribución toma varias formas, según los valores que tome “ c ” (Figura 1), cuando es menor o igual a 1, se comporta como distribución exponencial; cuando es mayor de 1, adopta una forma de campana con pendiente positiva; si es igual a 3.5, se asemeja a la

distribución normal (Clutter *et. al.*, 1983), de igual forma sucede con algún valor intermedio (Arvantis y Reich, 1999); Para más de 3.5, se comporta con forma de campana más ancha que alta (Clutter *et. al.*, 1983).

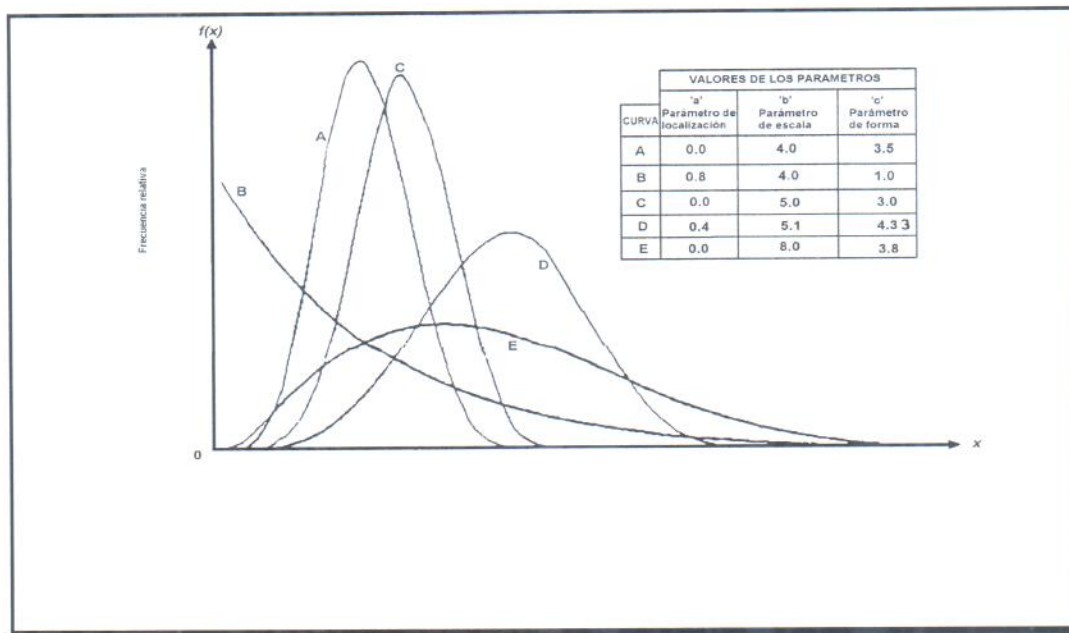


Figura 1. Diferentes formas de la función de distribución de probabilidades Weibull de acuerdo al valor de sus parámetros (Modificado de Meyer (1970) e Igbal (1989) citado por Romero (1994).

2.6. Estimación de parámetros de la FDP Weibull

Existen diferentes métodos para estimar los parámetros de la FDP Weibull ante la necesidad de diferentes estimadores que describan la distribución pero con varias características que permitan utilizar los más convenientes desde el punto de vista económico y estadístico (Torres, 1987). Los más importantes son:

2.6.1. Estimadores de Máxima Verosimilitud

Considerado como el mejor método por varios autores, es un método iterativo implicando cierta dificultad en la estimación; para una distribución Weibull de tres parámetros, con una muestra aleatoria de “n” observaciones, la función de verosimilitud asociada con la muestra esta dada por (Bailey y Dell, 1973; Castillo, 1988):

$$L(a, b, c) = \left(\frac{c}{b}\right)^n \prod_{i=1}^n \left(\frac{(x_i - a)}{b}\right)^{c-1} \exp\left[\left[-\frac{(x_i - a)}{b}\right]^c\right] \quad \dots(8)$$

Donde $\Pi (*)$ es la función de verosimilitud evaluada en (*).

Con el logaritmo natural de esta función, se encuentra la función logarítmica de máxima verosimilitud de la distribución Weibull:

$$Q = n \ln(c) - n \ln(b) + (c-1) \sum_{i=1}^n \ln\left[\frac{(x_i - a)}{b}\right] - \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{(x_i - a)}{b}\right)^c\right] \quad \dots(9)$$

Por lo tanto, los estimadores de máxima verosimilitud de ‘a’, ‘b’ y ‘c’, son aquellos con los que se maximiza la función ‘Q’ (Rao, 1965 citado por Romero, 1994). Una solución se obtiene con técnicas iterativas basadas en el método de Newton-Raphsod para ecuaciones simultaneas (Romero, 1994).

El método, implica la resolución de derivadas igualadas a cero y obtenidas de la expansión en serie de Tylor de “Q” para cada parámetro; necesitando valores iniciales para cada uno de estos, obtenidos por otros métodos como de percentiles o gráficos (Romero, 1994), de hecho, se han desarrollado estimadores insesgados y procedimientos para el efecto, buscando el menor sesgo y una varianza mínima (Bain y Antle, 1967, Bury, 1975 citados por Romero, 1994), incluyendo mejores algoritmos que los iterativos y sin uso de valores iniciales, pero han sido poco probados.

2.6.2. Estimación por Percentiles

Es más rápido y simple, aunque estadísticamente menos eficiente (Bailey y Dell, 1973; Castillo, 1988); asume que, se conocen tres percentiles de la muestra y cada uno corresponde a su igual en la FDA Weibull, encontrando ecuaciones como:

$$D_p = a + b[-Ln(1-p)]^{1/c} \quad \dots(10)$$

Donde:

‘a’, ‘b’, y ‘c’= Parámetros de la FDP Weibull

Dp = Valor del p-ésimo percentil en la muestra

p = Valor del percentil expresado en la escala de los reales positivos

(Torres, 1987; Romero, 1994).

Los valores de los parámetros, se pueden obtener a través de métodos iterativos, mientras que el valor óptimo de los percentiles, a través de métodos como simulación, minimización de varianza total o cuadrado medio del error (Torres, 1987; Romero, 1994).

Se han estimado parámetros desarrollando un sistema de ecuaciones con los percentiles 24, 63 y 93, mediante las expresiones:

$$D_{24} = a + b[-Ln(0.76)]^{1/c} \quad \dots(11)$$

$$D_{63} = a + b[-Ln(0.37)]^{1/c} \quad \dots(12)$$

$$D_{93} = a + b[-Ln(0.07)]^{1/c} \quad \dots(13)$$

Donde:

D_{24} = Diámetro asociado con el 24avo percentil de la muestra

D_{63} = Diámetro asociado con el 63avo percentil de la muestra

D_{93} = Diámetro asociado con el 93avo percentil de la muestra

(Montero, 1992).

También, es posible utilizar otros percentiles como Bubey (1967) citado por Castillo (1988), derivó estimadores para el parámetro 'c' con los percentiles 17 y 97, y 'b', con los percentiles 40 y 82. Los percentiles 24, 63 y 93 "corregidos", pueden ser expresados como función lineal de la edad, diámetro cuadrático promedio y el área basal de la distribución (SARH, 1990 citado por Zepeda, 1992).

2.6.3. Estimación por Recuperación de Parámetros basada en Momentos

Representa un grado intermedio de dificultad comparado con los anteriores, es rápido y el nivel de precisión es similar al de máxima verosimilitud en tamaños de muestra pequeños (Zepeda, 1984).

Introducido por Hyink (1980), y se basa en “recuperar los parámetros” de una FDP a partir de atributos de los rodales, coincidentes con algunos momentos de la FDP utilizada (Zepeda, 1990), considera que para una distribución diamétrica, el momento muestral de orden ‘t’ respecto al origen, es dado por:

$$m_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^t \quad \dots(14)$$

m_t = Momento de orden ‘t’

x_i = Diámetro normal

n = número de observaciones de la muestra

Al buscar tres parámetros, se requieren tres atributos de la distribución, que pueden ser los tres primeros momentos no centrales con respecto al origen de la variable ‘x’, dados por:

$$\mu'_2 = b\Gamma_1 + a \quad \dots (15)$$

$$\mu'_2 = b^2\Gamma_2 + 2ab\Gamma_1 + a^2 \quad \dots (16)$$

$$\mu'_3 = b^3\Gamma_3 + 3ab^2\Gamma_2 + 3a^2b\Gamma_1 + a^3 \quad \dots(17)$$

Donde:

$\Gamma_k = \Gamma\left(1 + \frac{k}{c}\right)$ y $\Gamma(*)$ = función Gamma evaluada en (*).

μ'_1, μ'_2, μ'_3 = Momentos no centrales estimados en función de alguna característica dasométrica del rodal (Burk y Newberry, 1984; citado por Romero, 1994).

De (15), (16) y (17), se obtiene una solución simultánea para cada parámetro, reemplazando los momentos por sus predicciones; esto se simplifica utilizando (15) y (16), encontrando:

$$a = \mu_1 - b\Gamma_1 \quad \dots (18)$$

$$b = \left\{ \left(\left(\mu'_2 - (\mu'_1)^2 \right) \left(\Gamma_2 - \Gamma_1^2 \right) \right)^{1/2} \right\} \quad \dots (19)$$

sustituyendo (18) en (16) y (17) y agrupando tendremos:

$$\mu'_3 = b^3 \left(\Gamma_3 - 3\Gamma_1\Gamma_2 + 2\Gamma_1^3 \right) + 3\mu'_1\mu'_2 - 2(\mu'_1)^3 \quad \dots (20)$$

Para (13) y (20), se tiene solución siempre que el denominador sea mayor que cero. Así según Burk y Newberry (1984) citados por Romero (1994) y Zepeda (1990), el algoritmo presenta los siguientes pasos:

- 1.- Con técnicas iterativas se encuentra 'c' de la ecuación (20).
- 2.- Sustituir 'c' en (19) y se obtiene 'b'.
- 3.- Con 'b', 'c' y la ecuación (18) encontrar 'a'.

Para obtener 'b', se usan los métodos de bisección o secante (Johnson y Ries, 1982 citados por Romero, 1994).

El procedimiento permite "...particionar, al nivel de categoría diamétrica, el rendimiento total estimado con modelos de totalidad de rodal, por lo que garantiza compatibilidad numérica entre tales modelos y aquellos basados en el enfoque distribucional. Así mismo, consistencia entre estimaciones de rendimientos para diferentes variables de interés, es decir, área basal y volumen..."

En síntesis, "... se trata de pronosticar atributos globales del rodal y encontrar los parámetros de una FDP teórica, de tal forma que el área bajo la curva de la variable dasométrica de interés coincida con el valor del atributo en cuestión..." (Zepeda, 1990).

2.6.4. Momentos Probabilísticos Ponderados

Los parametros estimados por momentos centrales, pueden ser menos exactos que los obtenidos por otros procedimientos; así, los Momentos Probabilísticos Ponderados (PWM, por su abreviatura en inglés) fueron introducidos por Greenwood et al. (1979); y se han usado como base de varios métodos para la estimación de parámetros, principalmente por que se puede obtener alguna equivalencia sobre el comportamiento en la cola superior para algunas funciones de distribución de una variable aleatoria no negativa con momentos no finitos (Naveau, 1998). En el modelaje forestal, se aplican cuando las observaciones

pequeñas son más importantes que las grandes, o cuando las más grandes influyen más que las pequeñas, como en la distribución de diámetros, donde cualquiera de los lados (izquierdo o derecho) de la distribución puede ser ponderada como se necesite (Greenwood et al. 1979; Grender, Dell y Reich, 1990), lo cual es resultado de la existencia de la forma inversa explícita o cerrada (como en la FDP Weibull), requerimiento en la estimación de los PWM (Hosking, Wallis y Wood, 1985).

Los PWM o M_{prs} , se definen en terminos de la FDA $F \equiv F(x) = P(X \leq x)$ dada en (21) y (22), donde l , j , y k son enteros positivos, números reales, $x(F)$ es FDA inversa de la variable aleatoria x .

$$M_{l,j,k} = \int_0^1 x(F)^l \cdot F(x)^j \cdot (1 - F(x))^k dF \quad \dots(21)$$

ó

$$M_{l,j,k} = E[x^l (F(x))^j \{1 - F(x)\}^k] \quad \dots(22)$$

(Greenwood et al. 1979; Grender, Dell y Reich, 1990).

Que expresadas en términos de funciones de densidad $f(x)$:

$$M_{l,j,k} = \int_{-\infty}^{+\infty} x^l \cdot F(x)^j \cdot (1 - F(x))^k f(x) dx \quad \dots(23)$$

$M_{l,j,k}$, se pueden usar para describir y caracterizar distribuciones de probabilidad (Greenwood *et al.* 1979; Da Serra Costa y Machado, 1990).

Los momentos M_{l00} , son los momentos no centrales convencionales (Hosking, Wallis y Wood, 1985; Puchner, 1996) de orden l a partir del origen (Greenwood *et al.* 1979); así, $M_{1,0,0} = E[x]$ (Da Serra Costa y Machado, 1990; Grender, Dell y Reich, 1990), y son obtenidos por (1b) haciendo $l = 1, 2, \dots$ (Entero no negativo), además, j y $k = 0$; Por tanto, para describir las características principales de $F(x)$ con los momentos convencionales se usan los primeros tres o cuatro momentos (Da Serra Costa y Machado, 1990).

La relación entre los PWM y los parámetros de una distribución, es de estructura analítica más simple que la existente entre los últimos y los convencionales, posibilitando derivar los parámetros como funciones de los PWM (Greenwood *et al.*, 1979), así, aunque por si mismos estos no tengan significado particular, son útiles para caracterizar una distribución, vistos como parámetros descriptivos de localización, escala y forma de una función de probabilidad (Puchner, 1996); o, como en determinados casos, para realizar ponderaciones sobre las observaciones, por ejemplo, cuando $j = 0$, se pone más peso en el lado izquierdo de la distribución (observaciones pequeñas) entonces la distribución de frecuencias observadas, $x(F)$, es ponderada por el complemento de la función de distribución acumulativa, $1-F(x)$. Recíprocamente, cuando $k = 0$, $x(F)$ es ponderada por la función de distribución, $F(x)$, enfatizando en la cola derecha de la distribución (observaciones grandes), entonces la definición del PWM ponderado derecho ($l = 0$) es:

$$M_{l,j,0} = \int_0^1 x(F)^j F(x)^j dF(x) \quad \dots(23b)$$

Esto, asegura que la cola derecha tenga más influencia que la izquierda y teniendo mejor descripción por que la frecuencia observada, $x(F)$, es ponderada por la función de distribución acumulativa, $F(x)$ (Greender, Dell y Reich, 1990).

Los PWM, pueden expresarse en términos de estadísticos de orden, cuando l, j y k son enteros no negativos. Si las observaciones $x_1, x_2, \dots, x_n$ son arregladas, entonces los estadísticos de orden son escritos como $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(r)}, \dots, x_{(n)}$, donde $x_{r,n}$ es el r -ésimo estadístico de orden de una muestra de tamaño n , entonces tendremos:

$$M_{l,j,k} = \frac{j!k!}{(j+k+1)!} E[X_{j+1,j+k+1}^l] \quad \dots(24)$$

Para ponderar del lado izquierdo de la distribución, con $j=0$, la ecuación del PWM es:

$$M_{l,0,k} = \frac{1}{(k+1)!} E[X_{1,k+1}^l] \quad \dots(25)$$

arreglando la ecuación (25), $(k+1)M_{l,0,k}$, se tiene el l -ésimo momento de primer orden estadístico a partir del origen en una muestra de tamaño $(k+1)$.

Cuando $k=0$, se da más peso en la cola derecha de la distribución; entonces el PWM es:

$$M_{l,j,0} = \frac{1}{(j+1)!} E[X_{l+1,j+1}^l] \quad \dots(26)$$

produciendo $(j+1)M_{l,j,0}$, el l -ésimo momento de $(j+1)$ -ésimo orden estadístico a partir del origen, el mayor orden estadístico en la muestra de tamaño de $(j+1)$.

Cuando, $l = 1$ y $k = 0$:

$$M_{1,j,0} = \frac{1}{(j+1)!} E[X_{l+1,j+1}] \quad j = 0, 1, 2, \dots \quad \dots(27)$$

Para $l=2$ ($k=0$) el PWM es definido como:

$$M_{2,j,0} = \frac{1}{(j+1)!} E[X_{l+1,j+1}^2] \quad j = 0, 1, 2, \dots \quad \dots(28)$$

(Maciunas y Matalas, 1979; Grender, Dell y Reich, 1990). En la ecuación (28), el PWM representa el valor esperado de mayor orden estadístico en la muestra, $(j+1)$ -ésimo, dividido por el tamaño de muestra $(j+1)$. Es evidente que las ecuaciones son más sensibles para la cola derecha de la distribución, donde están concentradas las observaciones más grandes de la muestra.

2.6.4.1. Momentos Probabilísticos Ponderados en la Distribución Weibull

Se deben considerar que, por tener mayor interés en la cola del lado derecho $k = 0$, los primeros cuatro momentos ($j = 0, 1, 2, 3$) se derivan para $l = 1$ y $l = 2$, entonces:

1). La forma inversa de la Weibull de tres parámetros es.

$$x(F) = a + b[-\ln(1 - F)]^{\frac{1}{c}}, \quad \dots(29)$$

Donde:

a, b y c = parámetros de localización, escala y forma, respectivamente.

F = FDA

$\ln$ = logaritmo natural

* Cuando $a = 0$, se tiene la Weibull de dos parámetros.

2). La ecuación (29) se sustituye en (27) y (28);

3). Para calcular $M_{1,j,0}$ y $M_{2,j,0}$, se hace referencia a la definición integral de la distribución Weibull:

$$\int_0^{\infty} x^n e^{-ax} dx = \frac{\Gamma(n+1)}{a^{n+1}}, \quad \dots(30)$$

donde $\Gamma(*)$ es la función gamma evaluada en (*).

De esta forma para $l = 1$, la formula general de los PWM es:

$$M_{1,j,0} = \frac{a}{(1+j)} + b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \sum_{n=0}^j \frac{(-1)^n \binom{j}{n}}{(1+n)^{\frac{1}{c}+1}} \quad j = 0, 1, 2, 3 \quad \dots(31)$$

Donde:

a = parámetro de localización

b = parámetro de escala

c = parámetro de forma

Para $l=2$, es:

$$M_{2,j,0} = \frac{a^2}{(1+j)} + 2ab\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \left[\sum_{i=0}^j \frac{(-1)^i \binom{j}{i}}{(1+i)^{1+\frac{1}{c}}} \right] + b^2\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) \left[\sum_{i=0}^j \frac{(-1)^i \binom{j}{i}}{(1+i)^{2+\frac{2}{c}}} \right] \quad \dots(32)$$

$j=0, 1, 2, 3$

2.6.4.2. Estimador insesgado de $M_{l,j,0}$

El estimador insesgado para el PWM ponderado derecho, $\hat{M}_{l,j,0}$, se desarrolla de la ecuación (26) y el concepto de orden estadístico, teniendo:

$$\hat{M}_{l,j,0} = \frac{1}{n} \sum_{i=j+1}^n x_{(i)}^l \frac{\binom{i-1}{j}}{\binom{n-1}{j}} \quad \dots(33)$$

(Maciunas y Matalas, 1979; Grender, Dell y Reich, 1990)

Cuyo valor esperado será:

$$E[\hat{M}_{l,j,0}] = \int x(F)^j [1] F(x)^j dF \quad \dots(34)$$

Entonces, el estimador PWM es una combinación lineal de las observaciones ordenadas, y , es insesgado, por ello $\hat{M}_{l,j,0}$ puede ser sustituido por $M_{l,j,0}$ para resolver los parámetros (Grender, Dell y Reich, 1990).

2.6.4.3. Determinación de parámetros Weibull

Calculados los estimadores de los PWM para $l=1$ y $l=2$, los parámetros Weibull se consideran como función de los momentos. Retomando los primeros cuatro PWM con $l=1$:

$$M_{1,0,0} = a + b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad \dots(35)$$

$$M_{1,1,0} = \frac{a}{2} + b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \left[1 - \frac{1}{2^{1+\frac{1}{c}}}\right] \quad \dots(36)$$

$$M_{1,2,0} = \frac{a}{3} + b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \left[1 - \frac{2}{2^{1+\frac{1}{c}}} + \frac{1}{3^{1+\frac{1}{c}}}\right] \quad \dots(37)$$

$$M_{1,3,0} = \frac{a}{4} + b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \left[1 - \frac{3}{2^{1+\frac{1}{c}}} + \frac{3}{3^{1+\frac{1}{c}}} - \frac{1}{4^{1+\frac{1}{c}}}\right] \quad \dots(38)$$

los dos o tres parámetros (según sea el caso) de la distribución Weibull, se expresan en términos de $M_{1,j,0}$.

En su forma de dos parámetros:

Para c , (donde, $a=0$), se tiene la formula:

$$c_{l=1,a=0} = \frac{\ln(2)}{\ln \left[\frac{M_{1,0,0}}{2(M_{1,0,0} - M_{1,1,0})} \right]} \quad \dots(39)$$

Para b :

$$b_{l=1,a=0} = \frac{M_{1,0,0}}{\Gamma \left[1 + \frac{1}{c_{l=1,a=0}} \right]} \quad \dots(40)$$

Para la Weibull de dos parámetros en términos de los momentos $l=2$, $M_{2,j,0}$, se resuelve de acuerdo a:

$$b_{l=2,a=0} = \sqrt{\frac{M_{2,0,0}}{\Gamma \left[\frac{\ln \left(\frac{M_{2,0,0}}{M_{2,0,0} - M_{2,1,0}} \right)}{\ln(2)} \right]}} \quad \dots(41)$$

$$c_{l=2,a=0} = \frac{2 \ln(2)}{\ln \left[\frac{M_{2,0,0}}{2(M_{2,0,0} - M_{2,1,0})} \right]} \quad \dots(42)$$

En la forma de tres parámetros:

Para resolver c , (donde $a \neq 0$):

$$c_{j=1, a \neq 0} = \frac{\ln(2)}{\ln \left[\frac{2M_{1,1,0} - M_{1,0,0}}{2(5M_{1,1,0} - M_{1,0,0} - 6M_{1,2,0} + 2M_{1,3,0})} \right]} \quad \dots(43)$$

Para a :

$$a_{j=1, a \neq 0} = \frac{4[M_{1,0,0}(3M_{1,2,0} - M_{1,3,0} - M_{1,1,0}) - M_{1,1,0}^2]}{M_{1,0,0} - 8M_{1,1,0} + 12M_{1,2,0} - 4M_{1,3,0}} \quad \dots(44)$$

Para b :

$$b_{j=1, a \neq 0} = \frac{(M_{1,0,0} - a_{j=1, a \neq 0})}{\Gamma \left(1 + \frac{1}{c_{j=1, a \neq 0}} \right)} \quad \dots(45)$$

para todos los casos Γ^* , es la función gamma evaluada en (*), (Greenwood et al. 1979; Grender, Dell y Reich, 1990).

La principal ventaja de los PWM sobre los momentos convencionales, es que los primeros, siendo funciones lineales de los datos, tienen menores efectos de la variabilidad de la muestra, es decir, son más robustos que los convencionales, permiten inferencias más seguras a partir de muestras pequeñas de una distribución de probabilidad, y producen

parámetros estimados más eficientes que con los momentos convencionales (Hosking, 1986).

La estimación de los parámetros basados en PWM's requieren de un método iterativo como Newton-Raphson, ya que no es posible la solución explícita.

2.7. Calidad de sitio

Es la capacidad o características que determinan la productividad de un lugar, bajo las condiciones del medio, siendo esta la resultante de los factores del sitio (Spurr y Barnes, 1980; Zepeda y Rivero, 1984).

Un área puede tener alto potencial productivo para una especie y un bajo para otra (Clutter *et al.*, 1982), según su interacción genotipo-ambiente, lo cual se representa con índices o una expresión cuantitativa: "índice de sitio (IS) o de productividad". (Prodan *et al.*, 1997 citado por García, 1998), estas expresiones son fáciles de cuantificar, usan variables continuas, son flexibles e infinitamente expandibles, sin alguna línea límite (Clutter *et al.*, 1983).

Clutter *et al.* (1983), clasifican a los métodos de cuantificación de la calidad de sitio como directos, a partir de datos históricos de rendimiento, de volumen del rodal y de altura del rodal, e indirectos, a partir de relaciones entre especies, de la vegetación menor y de factores topográficos, climáticos y edáficos. Por su parte Moreno (1996), los divide en los

que se basan en características dasométricas, de vegetación, factores del medio ambiente, métodos multifactoriales y métodos de índice de sitio; sin embargo, las clasificaciones no son absolutas, ni abarcan todos modelos o métodos existentes. Así, una descripción de los métodos más utilizados es:

1) Interceptada al crecimiento. Apropriados para rodales jóvenes menores, 3 a 30 años de edad (Nigh, 1998), especies unimodales con verticilos anuales o multimodales con verticilos de primavera claramente definidos (Brack y Wood, 1997). Estiman el IS a partir del crecimiento promedio anual en altura, o tomando la distancia entre los verticilos anuales de las ramas (Nigh, 1996), no necesitan a la edad y la longitud de entrenudos es fácil de obtener (Brack y Wood, 1997).

2) Biofísicos o multifactoriales. Consideran características biofísicas como especies, ecosistema, latitud, y longitud, pendiente, aspecto, elevación, etc. (Nigh, 1995); son limitados por que requieren amplio conocimiento ecológico, es restringido a composiciones simples y tienen dificultades para considerar efectos por la composición forestal, densidad del rodal y practicas de manejo (Brack y Wood, 1997).

3) De conversión. Apropriados para rodales mezclados, ya que estiman el IS de una especie a partir del IS de otra, cuando ambas están en la misma área; Así, el IS de una especie es una variable de un modelo que estima el IS de la especie complementaria. Se utilizan cuando una especie es cortada y reemplazada por otra (Nigh, 1995), y, son apropiados cuando no es aplicable otro método (Nigh, 1998).

4) Tablas de clases de sitio. Usan clases de sitio (buena, media, pobre y baja); por su pobre exactitud son casi obsoletas.

5) Modelos altura dominante – edad. Los más utilizados, su propósito primario es describir el desarrollo de la altura en el tiempo para diferentes niveles de índice de sitio (Nigh, 1997), aunque son convenientes para rodales mayores de 30 años, también son aplicables para más jóvenes (Nigh, 1998).

2.7.1. Índice de sitio (IS)

La altura dominante de los árboles de un rodal uniforme a una edad dada, es un buen indicador del potencial productivo de un sitio, ya que la altura promedio del rodal es afectada por la edad, calidad de sitio y la densidad, más aún para un rodal coetáneo a determinada edad la altura dominante es invariable a la densidad (Alder, 1980 citado por García, 1998).

El IS, es más usado en masas coetáneas puras, ya que las relaciones de altura dominante-edad son una medición del potencial de crecimiento en el sitio (Nigh, 1998), y se define como la altura dominante alcanzada por un rodal coetáneo a una edad de referencia o edad base determinada (Zepeda y Rivero, 1984), de aquí que los modelos más conocidos sean los basados en la relación edad-altura (Nigh, 1995).

De hecho, la producción de madera es el mejor indicador, sin embargo, su volumen es difícil de medir directamente, por lo que se usan alternativas más fáciles como la altura (Vanclay, 1994), que esta ampliamente relacionada con el volumen y la capacidad productiva del sitio, no es afectada por la densidad, excepto en rodales extremadamente densos o esparcidos, o por tratamientos intermedios (Clutter *et. al*, 1983; Brack y Wood, 1997; Nigh, 1998). Las variables como el diámetro, son inestables y muy sensibles a la densidad. Operativamente la altura y la edad son variables fácilmente determinadas (Brack y Wood, 1997). Por ejemplo, la altura de los árboles dominantes y codominantes se obtiene en menor tiempo y es menos variable (Clutter *et al*, 1983). Finalmente, su comportamiento estadístico relacionado con la edad es bien conocido como una curva sigmoideal (Brack y Wood, 1997).

En rodales complejos, incoetáneos, multipropósitos o mezclados con estructura vertical, la calidad de sitio se describe como un IS simple, de rodales simples y coetáneos, considerando dificultades provenientes de la edad y altura de los árboles dominantes (British Columbia, 1998). Sin embargo, el crecimiento en altura no expresa la calidad de sitio, por que no esta relacionado con la edad, pero si con la variación de las condiciones del rodal que la han afectado durante su vida (Brack y Wood, 1997); por lo que requiere de nuevas técnicas o procedimientos como los basados en el incremento radial, altura promedio, variabilidad de los diámetros expresados como una desviación estándar ponderada, etc. (British Columbia, 1998).

2.7.2. Importancia de la determinación del índice de sitio

Las determinaciones de IS permiten describir numéricamente la productividad del sitio (Brack y Wood, 1997; Nigh, 1998), actualizar las estimaciones de altura, diámetro medio y volúmenes futuros, determinar el tamaño y tiempo para prescripciones y tratamientos culturales, y en general predecir el desarrollo del rodal (Nigh, 1998).

Económicamente, la densidad y la calidad del sitio determinan el tamaño del producto, su cantidad y valor; en el cambio de uso del suelo, participan la evaluación económica del área, establecimiento de especies y la estimación de la productividad de plantaciones (Clutter *et al.*, 1983; Brack y Wood, 1997).

2.7.3. Tipos de familias de curvas de índice de sitio

Una familia de curvas, es un sistema de curvas del crecimiento en altura, que representan el comportamiento en diferentes calidades de estación y en la vida del rodal (Stage, 1963).

Los tipos de curvas de altura-edad son: a) anamórficas y b) polimórficas; Divididas en articuladas y desarticuladas (Clutter *et al.*, 1983; Zepeda y Rivero, 1984).

a) Curvas anamórficas. Presentan la misma forma, son proporcionales y la pendiente de las curvas de alturas a cualquier edad es constante (Clutter *et al.*, 1983), es decir, hay una tasa

relativa de crecimiento constante para todos los índices de sitio a una edad específica, y el punto de inflexión, es a la misma edad para todas las curvas (Zepeda y Rivero, 1984). Representadas en escala logarítmica, son rectas paralelas, con igual pendiente pero con diferente ordenada al origen.

b) Curvas polimórficas. Son familias con pendiente variable, no guardan una relación de paralelismo entre sí y no son proporcionales por que no dependen unas de otras; sus puntos de inflexión ocurren a edades diferentes. El crecimiento en altura culmina más pronto para sitios de buena calidad (Clutter *et al.*, 1983; Zepeda y Rivero, 1984; Acosta, 1991). La tasa relativa de crecimiento no es constante para todos los IS, es decir, la tasa es variable para todos los índices a cada edad. Por no ser proporcionales, sugieren distintos hábitos de crecimiento para las diferentes clases de IS. Pueden ser articuladas o desarticuladas, o no cruzadas y cruzadas. Las articuladas, guardan una determinada relación, aunque no proporcional y éstas no se cruzan en los rangos de interés; Las desarticuladas no tienen ninguna relación entre ellas y es posible que se crucen (Clutter *et al.*, 1983).

2.7.4. Construcción de familias de curvas de índice de sitio

Se pueden construir con información de parcelas temporales, árboles muestra, parcelas permanentes y análisis tróncales. Los métodos son: curva guía, diferencia algebraica, predicción de parámetros (Clutter *et al.*, 1983; Devan y Burkhart, 1982).

2.7.4.1. Método de la curva guía

Generar curvas anamórficas, consiste en ajustar analíticamente un modelo matemático para obtener una curva promedio o “curva guía” en el rango de observaciones, a partir de este, se trazan curvas proporcionales arriba y abajo, mismas que representan diferentes índices de sitio. Se utilizan modelos como el de Schumacher o el logarítmico. (Clutter *et al.*, 1983).

2.7.4.2. Método de la diferencia algebraica

Procedimiento flexible, se aplica a anamórficas o polimórficas, con datos de sitios permanentes, de remediación de árboles o de análisis tróncales. La ecuación (conteniendo mediciones de alturas dominantes H_1 y H_2 , tomadas de los mismos sitios o individuos a edades E_1 y E_2) se desarrolla como diferencia algebraica, la fórmula diferencial expresa la altura dominante remedida H_2 , como función de la edad de remediación E_2 , edad inicial E_1 y la altura dominante inicial H_1 (Devan y Burkhart, 1982; Clutter *et al.*, 1983).

2.7.4.3. Método de reestimación de parámetros

Asume que, la altura es función de la edad del rodal o IS. Se ha empleado para ajustar ecuaciones polimórficas desarticuladas. Requiere remediciones de sitios permanentes o análisis tróncales, e involucra los siguientes pasos: a) ajustar una función de altura-edad (lineal o no lineal) para cada árbol; b) usar cada curva ajustada para asignar un valor de IS

para cada árbol o parcela; y c) cada parámetro en el modelo será una función del IS (Clutter *et al.*, 1983).

A través de los métodos, se han desarrollado ecuaciones para la construcción de familias de IS, entre ellas, la ecuación de Schumacher, de Chapman–Richards (la más usada como relación altura edad básica) y Weibull (García, 1998).

2.7.5. Errores en la estimación del índice de sitio

Es posible subestimar o sobrestimar el IS, ya que, ciertos modelos no proporcionan buenas determinaciones más allá de la edad máxima de la muestra, teniendo un sesgo por que no reflejan adecuadamente el crecimiento en altura del rodal. Lo anterior se evita con datos de árboles viejos para tener un mayor rango, aunque en la mayoría de los casos, es difícil encontrar árboles viejos con todos los atributos y rangos de la calidad del sitio (Nigh, 1995), y en general, los errores disminuyen aplicando los modelos resultantes solo para rodales con árboles que expresan la productividad potencial del sitio.

Las estimaciones son erróneas cuando, se utilizan árboles inapropiados afectados por factores modificadores del crecimiento, que no es acorde con la capacidad del sitio, propiciando: a) subestimación del IS por disminución del crecimiento en altura causada por supresión, represión (excesiva densidad), enfermedades, insectos y bajo vigor; o b) la sobrestimación del IS por aumento del crecimiento en altura ocasionada por fertilización y preparación del sitio.

Los modelos estiman la altura de los árboles que expresan la capacidad del sitio, pero no la de los árboles que no expresan la productividad potencial del sitio (Nigh, 1998). De aquí que, las curvas de IS no estimen la altura del rodal en una edad índice, pero si permiten seleccionar un patrón de altura que el rodal alcanzará en el futuro (Clutter *et. al.*, 1983).

Una subestimación influye en las proyecciones de volúmenes de rodales, y, por tanto, en objetivos como selección de áreas de corta, determinación de corta anual, uso del suelo, operabilidad, y formulación de estrategias silvícolas (British Columbia, 1998).

2.8. El Caso de Modelos en rodales mezclados

Aunque los modelos actuales no representan satisfactoriamente a estos rodales y en la mayoría de los casos, solo aparecen como un estado de arte, pueden indicar futuras direcciones superando limitaciones como la falta de datos espaciales, considerando la evolución de herramientas como la computación y los sensores remotos, principalmente en masas naturales, a diferencia de que en las plantaciones es posible usar el espaciamiento inicial nominal o generar estocásticamente coordenadas de los árboles (Vanclay, 1994).

2.9. Secuestro de carbono

2.9.1. Importancia de los bosques en el secuestro de carbono

Los bosques tienen papel fundamental en el ciclo global del carbono, principalmente por cuatro razones: a) almacenan grandes cantidades de carbono en su biomasa (tronco, ramas,

corteza, hojas y raíces) y en el suelo (mediante su aporte orgánico); b) intercambian carbono con la atmósfera a través de la fotosíntesis y respiración; c) son fuentes de emisión de carbono cuando son perturbados por causas naturales o antropicas; y d) funcionan como sumideros (transferencia neta de CO₂ del aire a la vegetación y al suelo, donde son almacenados) cuando se recuperan las áreas perturbadas mediante la regeneración natural (Loguercio, 2000), en síntesis, la vegetación forestal fija el carbono en la biomasa y libera el oxígeno (INE, 2001).

Es bien conocido que, la causa principal del incremento en la concentración de CO₂ en la atmósfera es el uso de los combustibles fósiles. La segunda causa del proceso de acumulación de CO₂ en la atmósfera es el cambio de uso del suelo (Montoya, et. al. 2000).

A su vez, Ordóñez (1999) plantea que, en México, el manejo de las áreas naturales protegidas y los bosques naturales son una de las mejores opciones para la captación de carbono, y considera que prácticamente todo el aprovechamiento forestal en el país se da en los bosques naturales; de esta forma, Masera (1995c) citado por Ordóñez (1999) estimó que las áreas naturales protegidas en México, tienen un potencial de captura de carbono para el año 2030 de 0.32 a 0.65 GtC, siempre y cuando se logre una conservación real de 2.6 millones ha. Mientras, los bosques naturales manejados tienen un potencial de captura neta unitaria de carbono de 98 a 134 tC/ha, y para selvas manejadas de 148 a 182 tC/ha.. Por su parte, las plantaciones de pino muestran un potencial de captura unitaria de carbono entre 97 y 101 tC/ha y para plantaciones de eucalipto de 67 a 71tC/ha, donde estas estimaciones incluyen el carbono en la vegetación, en la materia en descomposición y en el

suelo; y en general, la captura total de carbono para plantaciones comerciales se estima entre 0.13 y 0.21 GtC. Por otra parte, se supone que el carbono se captura más rápido en las plantaciones forestales comerciales, pero dura más tiempo capturado en las masas forestales naturales (INE, 2001). Un comparativo se muestra en la siguiente figura:

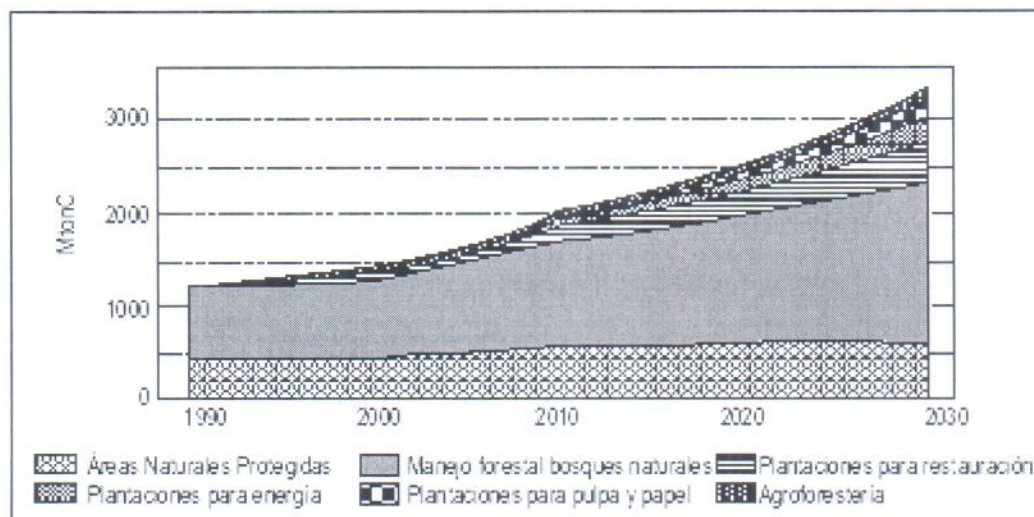


Figura 2. Potencial de captura de carbono en México según distintas opciones de manejo forestal. Tomado de Ordóñez, (1999).

2.9.2. Algunos trabajos sobre la estimación de secuestro de carbono por las masas forestales

Aún a pesar de la importancia del fenómeno, se carece de estudios a escala regional sobre la dinámica de las emisiones y del potencial de captura de carbono, principalmente por la falta de datos, lo que genera incertidumbre para estimaciones globales (Ordóñez, 1999). De hecho, varias estimaciones, desde el punto de vista biológico y económico, relacionadas con la influencia de las prácticas de manejo forestal para controlar las concentraciones de dióxido de carbono, son meramente especulativas o contradictorias (Montoya, et. al. 2000), esto se debe a la complejidad de la dinámica del ciclo del carbono en los ecosistemas forestales, por lo cual una completa estimación resulta hasta cierto punto impracticable, ya que

requiere incluir todos los componentes de un ecosistema (partes vegetales aéreas y subterráneas, material removido, composición de suelos, etc.), de aquí la viabilidad de usar herramientas indicativas simples, como los modelos de simulación (Valenzuela, 2001). Bajo este contexto, se han desarrollado distintos métodos para estimar la cantidad de carbono, cada uno con diferente grado de complejidad y enfoque, entre ellos, algunos de los trabajos similares al presente son:

En América Latina, Sanquetta, Farinha y Arce (2001), desarrollaron un sistema de ecuaciones para simular la captura de carbono, además determinaron las existencias y su dinámica en diferentes especies; basándose en las relaciones alométricas entre variables tomadas y distintas variables relacionadas con el peso, utilizando modelos de regresión. Concluyendo que las relaciones entre variables de fácil medición, diámetro y altura, y de biomasa del fuste, peso, son muy sólidas; para ramas vivas y raíces se encontró poca relación. Para follaje y ramas muertas ocurre una situación intermedia.

En México, los trabajos que más se asemejarían el presente son:

Rosete, Ordóñez y Masera, (1997) analizaron los procesos de cambio de uso del suelo y degradación forestal y sus consecuencias en las emisiones de dióxido de carbono a la atmósfera, en la comunidad de Tingambato, Michoacán, México; mediante Sistemas de Información Geográfica (SIG), y estimaciones de carbono basadas en estudios dasométricos, concluyeron que la degradación forestal produce emisiones equivalentes a 13.2 tC/ha o 6,500 tC/año.

Por su parte, Ordóñez, Masera y Jaramillo (1998), estimaron el contenido de carbono de la parte aérea, mantillo, suelos y raíces de los bosques de mesa y de pino—encino en El Carricito, en la Sierra Madre Occidental, donde se incluye *Pinus durangensis*, *P. Michoacana* y *P. pseudostrobus*; encontraron que, las cantidades de carbono en la vegetación oscilaron entre 114.26 tC/ha y 88.24 tC/ha. El carbono en el suelo mostró valores con un promedio de 64.51 tC/ha en los primeros 20 cm de profundidad; finalmente, concluyen que se necesitan más de 100 años para acumular cantidades de carbono similares a las actualmente observadas en la vegetación y más de 300 años para las acumuladas en el suelo.

Ordóñez (2000), realizó una estimación preliminar del contenido de carbono en el Ejido San Pedro Jácuar, Michoacán, utilizando sistemas de información geográfica y estimaciones del contenido de carbono a partir de sitios de muestreo, encontrando que del total del carbono contenido por hectárea, 60% corresponde a la biomasa aérea, 28.2% al suelo, 10.8% a las raíces y 1.0% al mantillo.

Ordóñez y Escandón (1999) compararon aspectos como uso del suelo, superficie de cobertura vegetal, estimación del contenido de carbono en la biomasa aérea, mantillo, suelos y raíces de diferentes coberturas vegetales, en el área del Ajusco, Distrito Federal; encontrando que el contenido de carbono estimado, es reflejo de la degradación del área de estudio; y que, las áreas con encinares tienen el mayor contenido de carbono, tanto en vegetación (biomasa aérea y raíces) como en el mantillo, y es de esperarse que también tengan alto contenido de carbono en el suelo.

Ordóñez (1999), realizó una estimación de la captura de carbono en un bosque de clima templado frío en San Juan Nuevo, Michoacán, mediante la aplicación del modelo de fijación de carbono CO2FIX, el cual realiza una simulación del ciclo del carbono para rodales forestales bajo manejo silvícola basándose en el ciclo del carbono, pero a su vez integra elementos de incremento y rendimiento de los rodales, las tasas de pérdida de biomasa, la dinámica de descomposición de la materia orgánica en el suelo, para finalmente plantear distintos escenarios de captura de carbono según las opciones de manejo. Sin embargo, a pesar de las estimaciones obtenidas, llega a la conclusión de que el tipo de información necesaria para la alimentación del modelo, en México solo es disponible de manera experimental, y por tanto los resultados que se pudieran llegar tendrían cierto grado de incertidumbre.

Por su parte, Montoya, et. al., (2000), realizaron una estimación del carbono capturado en las zonas tzeltal y tojolabal, de Chiapas, México, en áreas de bosques maduros, potreros con árboles y acahuales, donde se estimó el potencial de captura de carbono a partir de los años de rotación y las estimaciones de carbono presente, considerando mediciones de incremento medio anual, datos de biomasa y la relación de regresión entre biomasa y diámetro normal. Concluyendo que la cantidad de carbono capturado fluctúa en relación con la composición de especies, la rotación de la plantación y densidad de la misma.

Finalmente Valenzuela (2001), presenta un método de estimación de secuestro de carbono, compatible con el comportamiento dinámico de las masas forestales, el cual se basa en

Kellomäki et al., (1995) y la estructura diamétrica descrita por medio de la función de FDP Weibull, lo cual permite la estimación de carbono a través del tiempo y conocer el comportamiento de este, dentro de una estructura, es decir, en clases de tamaños o clases diamétricas.

3. MATERIALES Y METODOS

3.1. Características del área de estudio

3.1.1. Localización

El área de estudio corresponde al Conjunto Predial Forestal, comprendido por los predios Uno-bis, Los Corrales, Sierra Mojada, Fracción Chichicaxtla y El Ocote; Al noroeste del estado de Puebla (Figura 3), dentro del área conocida como Región Chignahuapan-Zacatlán, (México, 1988). En los límites de los municipios de Aquixtla y de Ixtacamaxtitlán, (INEGI, 1987; Ortega, 1990) (Anexo I).

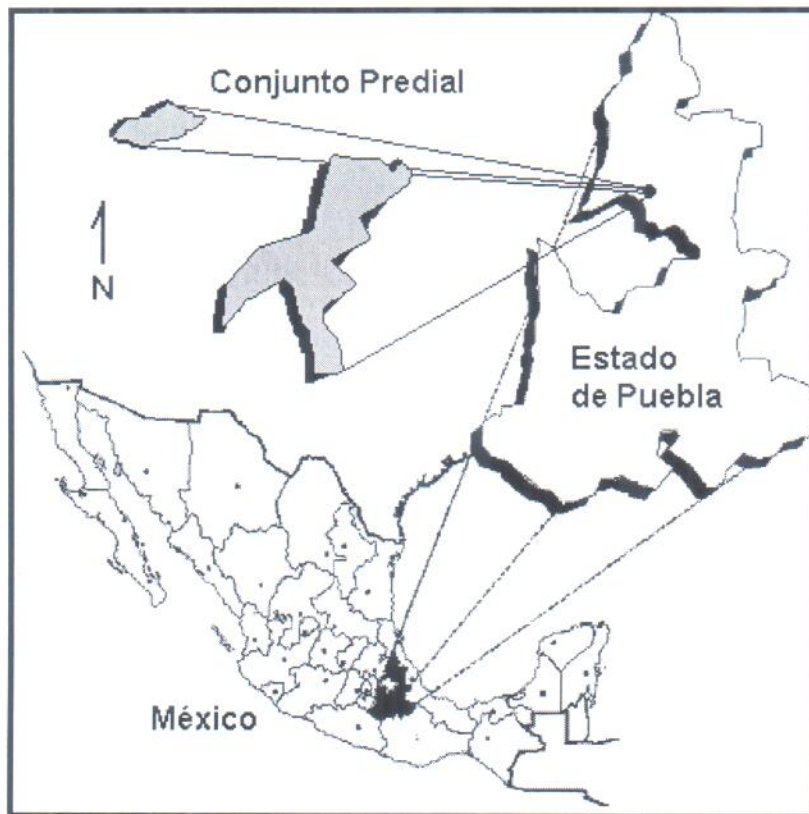


Figura 3. Localización del Conjunto Predial Forestal en la Republica Mexicana.

La altura media es de 2 500 msnm; El predio Uno-bis se encuentran aproximadamente entre las coordenadas que van de los 19° 44' 09" y los 19° 49' 31" de latitud Norte y de los 98° 00' 26" a 98° 01' 13" de longitud Oeste; los otros predios están entre los 19°42'38" a los 19°44'15" de latitud Norte y de los 97°58'55" a los 98°00'26" de longitud Oeste; abarcando las siguientes superficies aproximadas: Uno-bis de 37.90 ha, Fracción Chichicaxtla de 67.32 ha, Sierra Mojada de 26.59 ha, El Ocote con 61.93 ha y Los Corrales de 62.46 ha (Anexo II).

3.1.2.Clima

Por encontrarse en las pendientes Este de la Sierra Madre Oriental, se percibe influencia de la precipitación del Golfo de México (Becerra, 1986). Las estaciones meteorológicas más cercanas que son la de Chignahuapan a 2 260 msnm con una precipitación de 1,096.6 mm y la de Ixtacamaxtitlan con 2,175 msnm, esta última con temperatura media anual de 16.2 ° C y 703.8 mm de precipitación (García, 1981), muestran un clima C(w''2)(w)b(i'), de los templados lluviosos subhúmedos, con lluvias en verano, temperatura media del mes más frío entre -3 y 18 ° C, la del mes más caliente mayor de 6.5 ° C, precipitación del mes más seco menor de 40 mm y con precipitación anual que varía de 500 a 1,800 mm, con esporádicas nevadas y granizadas (Cruz y Aguilar, 1986; Becerra, 1986; Ortega, 1990), un porcentaje de precipitación invernal menor al 5, y con presencia de condición de canícula (INEGI, 1987), verano relativamente corto (Look, 1950 citado por Becerra, 1986), invierno seco, neblinas frecuentes (Becerra, 1986), y con heladas variables (de 4.7 hasta 101 por año), las primeras a fines de septiembre y las últimas entre abril y mayo (Vela, 1976).

3.1.3. Fisiografía

Se encuentra dentro de la Región fisiográfica “Provincia de la Sierra Madre oriental”, que delimita a las vertientes del Golfo de México y la del Océano Pacífico (Cruz y Aguilar, 1986), subprovincia de “El Carso Huasteco”, particularmente conocida como “Sierra Norte de Puebla” (INEGI, 1987); La topoforma dominante es la de sierra de laderas abruptas, compuesta de pequeñas montañas en forma masiva, sierra baja y llanura intermontana, con edades del terciario, un fracturamiento escaso, intemperismo somero y permeabilidad mediana. Las estructuras más importantes y más visibles para el conjunto predial son cerro de “La Concepción” y cerro “El Pilón” (Anexo III).

3.1.4. Geología

Las rocas más representativas de los predios son rocas ígneas como la Andesita y en menor grado la Toba andesítica (INEGI, 1987), aunque en otras áreas aledañas los componentes litológicos más comunes son las calizas, pizarras, basaltos, lutitas, areniscas y margas atravesadas por rocas ígneas (Cruz y Aguilar, 1986; Ortega, 1990). Existe una fractura mayor al norte del predio “Los Corrales”, que se extiende hasta salir del conjunto predial; además de otra falla menor y una fractura común al Suroeste aunque fuera de los predios, pero tienen cierta influencia por su proximidad (Anexo IV).

3.1.5. Suelos

Dominan dos tipos de unidades edafológicas: una, agrupando en orden de dominancia a suelos de tipo: Litosol, Andosol húmico y Regosol districo; y otra compuesta principalmente por Cambisol crómico. La primera, tiene textura media, profundidad mayor a 1 m., sin limitantes (rocas, cementación, nivel freático, etc). La segunda unidad, muestra una profundidad mayor al metro, la capa superficial con un espesor de 15 cm y una textura media (INEGI, 1987). En general, son suelos con buen drenaje, en proceso de podzolización, con perfiles completamente lixiviados de carbonatos y arcillas, con reacción ácida, estructura granular y textura migajón arenosa (Cruz y Aguilar, 1986), (Anexo V).

3.1.6. Hidrología

La zona esta incluida en la cuenca del Río Nautla y otros, perteneciente a la Región Hidrológica RH27 “Tuxpan-Nautla”. En forma especifica, los predios, presentan numerosos y pequeños manantiales y arroyos (perennes e intermitentes), además de que artificialmente se cuenta con un acueducto (Anexo III); lo que evidencia una hidrología subterránea muy alta, principalmente por presentarse en materiales consolidados (INEGI, 1987). Los afluentes, se unen al río Blanco que pasa por Chignahuapan y Zacatlan y que después recibe el nombre de Laxaxalapan, formando finalmente el río Tecolutla (Becerra, 1986).

3.1.7 Vegetación

Los tipos de vegetación en orden de dominancia son Bosque de pino, Bosque de oyamel, y Pastizal inducido mezclado con bosque de pino; y en predios fuera de los de interés pero inmediatamente colindantes existe pastizal inducido y agricultura de temporal (INEGI, 1987).

Las especies mas comunes del estrato arbóreo son *Pinus patula* (pino colorado), *Pinus ayacahuite* (soyate), *Abies religiosa* (oyamel) y *Pinus pseudostrobus*; es posible encontrar en forma aislada, mezclados con las principales o en pequeños grupos a individuos de *Pinus montezumae* (pino blanco), *Quercus sp* (encino quebracho, roble), *Alnus sp.*, *Arbutus sp*, *Cupresus sp* y *Juniperus sp* (tascate). La vegetación herbácea y arbustiva es compuesta por *Baccharis conferta* (escobilla), *Lupinus sp.*, *Muhlenbergia sp.* (Cruz y Aguilar, 1986; México, 1988; Ortega, 1990; Lazcano, 2000), *Myrica pringlei*, *Senecio sianatus* (senecio), *Ternstroemia sylvatica*, *Vaccinium leucanthus*, *Bidens triplinervia* var. *Macranta*, *Lepechinia schiedeana*, *Panicum xalapensis*, *Clethra quercifolia* y *Clethra alcocceri* (Ortega, 1990). La presencia de especies invasoras es casi nula, principalmente por el alto grado de espesura del bosque (Cruz y Aguilar, 1986).

3.1.8. Fauna

Por sus características de relativa poca alteración por el hombre, en la aun densa masa forestal se pueden localizar especies como: conejo (*Sylvilagus cunicularis*), ardilla (*Sciurus*

aureogaster socialis), pájaro carpintero (*Colapses auratus mexicanus*), codorniz o godorniz (*Cyrtonyx montezumae*), liebre (*Lepus acclotis*), cacomixtle (*Bassariscus astutus*), totola (*Zenaidura macroura*), tlacuache (*Didelphys marsupialis*), entre otros (Leopold, 1977; Lazcano, 2000).

3.1.9. Uso del suelo

Según el INEGI (1987), es una superficie apta para el desarrollo del uso forestal comercial con especies maderables; En campo, además del uso maderable destacan el establecimiento de un área semillera de *Pinus patula*, plantaciones de *Pinus ayacahuite* para aprovechamiento como árboles de navidad, la construcción de un vivero forestal con distintas especies naturales y exóticas, y estacionalmente el uso ecoturístico.

Otros usos actuales del terreno muy evidente (pero en zonas externas aledañas y ajenas al conjunto predial) es la agricultura de temporal, aunque con presencia de significativa erosión hídrica y eólica. De hecho, las condiciones naturales solo permiten posibilidades de uso agrícola en forma manual y estacional, pero en general, los terrenos no son aptos tal fin. En cuanto a posibilidades de uso pecuario, aunque se tiene potencial para su desarrollo, el aprovechamiento de la vegetación natural debe ser diferente del pastizal. Finalmente, el material geológico presenta buenas aptitudes para utilizarse en materiales de construcción, para uso potencial de relleno y con una forma de extracción a pala (INEGI, 1987).

3.2. Metodología

3.2.1. Elaboración de material cartográfico

Para la descripción del área de estudio y ubicación de sitios de muestreo se elaboró material cartográfico temático partir de planos anteriores de rodalización y caminos, a escalas aproximadas de 1: 7,500 para el predio Fracción Chichicaxtla y 1:16,447.37 para los predios Los Corrales, Sierra Mojada, El Ocote y Uno-Bis; además de las cartas temáticas del INEGI escala 1:50,000 con claves E14B23 y E14B24 (correspondientes a Tlaxco, Tlaxcala y Mexcaltepec, Puebla, respectivamente).

Las características cartográficas, fueron digitadas en una tableta digitalizadora controlada a través del programa de computo ILWIS. Las imágenes generadas fueron procesadas (georeferenciadas, corregidas, elaboración de capas base, estandarización de escalas, etc.) con el software de procesamiento de información geográfica e imágenes IDRISI para Windows versión 2.0; para la presentación e impresión final se utilizó el programa de computo Autocad versión 2000.

3.2.2. Toma de datos

Empleando un muestreo dirigido, se ubicaron sitios temporales en el área de los cinco predios, procurando cubrir las características dasométricas más representativas (Anexo VI). Los datos fueron obtenidos en sitios circulares de dimensiones fijas (de 0.1 ha).

Las variables que se consideraron fueron:

a). De control y características de sitio:

- Numero de sitio, en número progresivo
- Rodal, identificador numérico según el programa de manejo vigente
- Predio, identificador numérico del predio
- Coordenadas Norte y Este de acuerdo a la proyección Universal Transversal de Mercator, en metros
- Altura Sobre el Nivel del Mar, en metros
- Exposición
- Presencia de regeneración, especie y número de plántulas

b). Del arbolado:

- Identificador de la observación, en número progresivo
- Estrato: ubicación vertical del árbol, alto, medio e inferior
- Diámetro normal, en centímetros
- Porcentaje de recuperación, corresponde a una estimación de la cantidad potencial total de productos (primarios y secundarios) a obtener de cada árbol
- Altura total en metros
- Diámetro de copa, en metros
- Altura de fuste limpio, en metros
- Amplitud de los últimos cinco anillos, en milímetros

- Grosor de corteza, en milímetros
- Edad, en años
- Distancia del árbol al centro del sitio, en metros
- Dirección, Ubicación del árbol en azimuts.
- Descripción del árbol, características cualitativas como chueco, puntiseco, etc..

3.2.3. Estimación de índice de sitio

La generación de un sistema de curvas de índice de sitio para cada especie, se basó en el modelo de Schumacher:

$$H = b_0 e^{b_1/E} \quad \text{.....(46)}$$

Donde:

H= Altura dominante, en metros

E= Edad, en años

b_0 = Asíntota

b_1 = parámetro que define la tasa de crecimiento de 'H'

E= Base de los logaritmos naturales (2.718282)

Para determinar un sistema de curvas anamórficas, se siguió el método de la diferencia algebraica empleado por Clutter et al. (1983); el cual considera evaluar a (47) en E y E_b obteniendo:

$$Hd = b_0 e^{b_1/E} \quad \dots(47)$$

$$IS = b_0 e^{b_1/Eb} \quad \dots(48)$$

Se despeja a b_0 por ser término común:

$$b_0 = IS / e^{b_1/Eb} \quad \dots(49)$$

$$b_0 = Hd / e^{b_1/E} \quad \dots(50)$$

Por lo tanto podemos igualar:

$$Hd / e^{b_1/E} = IS / e^{b_1/Eb} \quad \dots(51)$$

así:

$$Hd = (IS / e^{b_1/Eb}) e^{b_1/E} \quad \dots(52a)$$

$$Hd = IS e^{-b_1/Eb} e^{b_1/E} \quad \dots(52b)$$

asociando términos semejantes:

$$Hd = IS e^{(b_1/E - b_1/Eb)} \quad \dots(53)$$

para obtener la expresión final del sistema de curvas anamórficas

$$Hd = IS e^{b_1(1/E - 1/Eb)} \quad \dots(54)$$

El mismo procedimiento se sigue para el Índice de sitio:

$$IS = Hd e^{-b_1(1/E - 1/Eb)} \quad \dots(55)$$

Para (54) y (55):

Hd = Altura dominante, en metros

IS = Índice de sitio

E = Edad, en años

Eb = Edad base, en años

Los ajustes de los modelos se realizaron a través de mínimos cuadrados ordinarios con el paquete estadístico de computo SAS (Statistical Analysis System).

3.2.4. Estimación de área basal

Para cada especie por separado y con el uso de la técnica de los mínimos cuadrados de SAS, la estimación del área basal por hectárea se realizó basada en Clutter (1963), ya que el modelo posee características de compatibilidad analítica entre diferentes ecuaciones alternativas, consistencia durante el periodo de proyección, puede ser utilizado independientemente o dentro de un sistema de ecuaciones (aún conjunta con un modelo de volumen) y depender del área basal inicial, índice de sitio, edad actual y edad futura (Castillo, 1988). La expresión referida fue:

$$\ln(AB_2) = (E_1/E_2) \ln(AB_1) + C_1 (1 - E_1/E_2) + C_2 IS (1 - E_1/E_2) \quad \dots(56)$$

Donde:

AB_1 y AB_2 = Área basal inicial y final, respectivamente, en m^2/ha

E_1 y E_2 = Edad promedio inicial y final, respectivamente, en años

IS = Índice de sitio, en m

C_1 y C_2 = parámetros

$\ln$ = Logaritmo natural del argumento

que por razones de ajuste se modificó de la siguiente manera:

$$Ln(AB_2) - (E_1/E_2) Ln(AB_1) = C_1 (1 - E_1/E_2) + C_2 IS (1 - E_1/E_2) \quad(57)$$

De acuerdo con los resultados iniciales, en *Pinus ayacahuite*, el coeficiente asociado con el indicador de calidad de sitio no presentó signo adecuado y ni significancia estadística aceptable; Para *Pinus patula*, *Pinus pseudostrobus* y *Abies religiosa*, aunque en los mismos componentes si mostraron el signo adecuado, carecieron de significancia estadística suficiente. Dado lo anterior se procedió a eliminar componente de Índice de Sitio de los cuatro modelos, sin que ello represente perder la compatibilidad analítica, de hecho estas situaciones proporcionan una clara demostración de otra bondad del modelo que es su flexibilidad, que junto con las otras ventajas, lo han mantenido vigente desde su presentación. De acuerdo con la metodología expuesta en Zepeda y Domínguez (1998) y Zepeda y Acosta (2000) basada en el enfoque de Clutter (1963), como expresión final resulta:

$$Ln(AB_2) - (E_1/E_2) Ln(AB_1) = C_1 (1 - E_1/E_2) \quad(57)$$

que por razones de ajuste se modificó como:

$$Ln(AB_2) - (E_1/E_2) Ln(AB_1) = C_1 (1 - E_1/E_2) \quad(58)$$

3.2.5. Estimación de volumen total

Siendo el volumen uno de los atributos del rodal que son ampliamente influidos por otras variables, para cada una de las especies se usó, con la técnica de mínimos cuadrados incluida en SAS, el modelo de Schumacher (Clutter et. al., 1983), la principal virtud del modelo es contar con el supuesto de que la estimación de algún atributo del rodal es el resultado de la relación existente entre edad, altura dominante y la densidad, así como de las interacciones de las tres (Aguirre, 1987, citado por Romero, 1994). El modelo general es:

$$\ln(V) = b_0 + b_1 IS + b_2 E^{-1} + b_3 \ln(AB) \quad \dots(59)$$

Donde:

V = Volumen, en m³/ha

IS = Índice de Sitio, en m

E = Edad, en años

AB = Área basal, en m²/ha

Ln = Logaritmo natural del argumento

b₀, b₁, b₂ = Coeficientes

Durante los ajustes, en el caso de *Pinus ayacahuite*, *Pinus patula* y *Abies religiosa* los resultados de los ajustes obtenidos fueron considerados como aceptables. Sin embargo, para *Pinus pseudostrobus*, el comportamiento se mostró incongruente, además de que el

coeficiente asociado con el indicador de Índice de Sitio resulto con valores fuera de una situación real y con significancia estadística muy discutible, por tal motivo se optó únicamente para esta especie eliminar el componente correspondiente de la misma forma que Romero (1994), obteniendo como expresión final para *Pinus pseudostrobus*:

$$\ln(V) = b_0 + b_1 E^{-1} + b_2 \ln(AB) \quad \dots(60)$$

El volumen de los árboles individuales fue obtenido con las ecuaciones generadas en el Inventario Nacional Forestal correspondiente al estado de Puebla, es importante señalar que para el área de estudio no existe una expresión específica de *Abies religiosa* por ello se tomó la obtenida para la región de Tlaxco, Tlaxcala, zona que por su proximidad presenta el mismo entorno natural. Las ecuaciones utilizadas fueron:

Pinus ayacahuite y *Pinus patula*:

$$V = \text{Exp}[-9.73084158 + 1.86001307 \ln(Dn) + 0.98860113 \ln(HT)] \quad \dots(61)$$

Pinus pseudostrobus:

$$V = \text{Exp}[-9.63495649 + 1.86670523 \ln(Dn) + 0.99551381 \ln(HT)] \quad \dots(62)$$

Abies religiosa:

$$V = \text{Exp}[-1.503329 + 1.717585 \ln(Dn) + 1.084423 \ln(HT)] \quad \dots(63)$$

Donde:

V = Volumen, en m³

Dn = Diámetro normal, en cm

HT = Altura Total

Exp = Base de los logaritmos naturales (2.718282)

3.2.5.1. Estimación del volumen en el futuro

Para la estimación del volumen en el futuro a partir del área basal y edad actuales, se siguió la metodología y expresiones desarrolladas en Zepeda y Domínguez (1998) y Zepeda y Acosta (2000), y ya que las características de la muestra impiden ajustes estadísticos se procedió con el mismo enfoque de explicación y solución de ambos trabajos, en ellos se menciona que aun cuando las expresiones presentan algunos problemas estadísticos por obtenerse algebraicamente, es la única manera de ajustar las expresiones, problemas posibles de resolver con un posterior aumento de la muestra. La expresión para la estimación del volumen en el futuro a partir de edad y área basal actuales es:

$$\ln(V_2) = b_0 + b_1 IS + b_2 / E_2 + b_3 (E_1 / E_2) * \ln(AB_1) + b_4 (1 - E_1 / E_2) \dots (64)$$

Donde:

V_2 = Volumen, en m^3/ha

IS = Índice de Sitio, en m

E_1 y E_2 = Edad inicial y final respectivamente, en años

AB_1 = Área basal inicial, en m^2/ha

$\ln$ = Logaritmo natural del argumento

b_0, b_1, b_2, b_3, b_4 = Coeficientes.

Tal expresión es aplicable para *Pinus ayacahuite*, *Pinus patula* y *Abies religiosa*. En el caso de *Pinus pseudostrobus*, considerando la modificación para el modelo de volumen y que originó la expresión (64), para determinar el volumen en el futuro se llegó a:

$$\ln(V_2) = b_0 + b_1/E_2 + b_2(E_1/E_2) * \ln(AB_1) + b_3(1 - E_1/E_2) \quad \dots(65)$$

3.2.6. Estimación de los parámetros de la función de distribución de probabilidades Weibull

En la estimación de un juego inicial de tres parámetros por sitio por especie, se probó el método de regresión no lineal apoyado del procedimiento NLIN para modelos no lineales provisto en SAS y el Método de Máxima Verosimilitud. Sin embargo, en ambos casos los parámetros no mostraron un comportamiento lógico para las estructuras de la muestra, debido a la existencia de gran variabilidad en las frecuencias dentro de los sitios, tendiendo en la mayoría de las veces en comportamientos multimodales, ante ello, se partitionaron las estructuras por sitio resultando en subparcelas dentro de los sitios, donde cada una de ellas incluyeran estructuras diamétricas más homogéneas pero de menor número de individuos.

Con regresión no lineal, se obtuvieron resultados similares a los anteriores, mientras que el procedimiento de Máxima Verosimilitud, además de contener las anteriores dificultades también se tuvo influencia del menor tamaño de muestra dentro de cada subparcela.

Aplicando el Método de Recuperación de Parámetros en base a Momentos (MRPM), se encontraron los valores más apropiados.

Con el MRPM se estimaron los parámetros para cada sitio de acuerdo con el algoritmo de Burk y Newberry (1984) citado por Castillo (1988) y Romero (1994). Las estimaciones de los momentos se realizaron para cada especie por separado.

Como el segundo momento muestral depende del área basal media proyectada, el área basal total y el número de árboles, entonces es posible establecer las siguientes relaciones:

$$ABm = [ABt * 10\ 000] N \quad \dots(66)$$

Donde:

ABm = Área basal media, en cm^2/ha

ABt = Área basal proyectada a la edad 't', en cm^2/ha

N = Número de árboles

Por ello:

$$ABm = (\pi \cdot 4) m_2 \quad \dots(67)$$

Donde:

m_2 = segundo momento muestral.

π = valor de pi (3.141592654)

Entonces despejando tenemos:

$$m_2 = (4 * ABm) / \pi \quad \dots(68)$$

Finalmente, se establece que el segundo momento estima al diámetro cuadrático medio, ya que.

$$ABm = E[\pi/4 D^2] = (\pi/4) E[D^2] \quad \dots(69)$$

$$E(D^2)^{1/2} = \text{Diámetro cuadrático medio} = (m_2)^{1/2} \quad \dots(70)$$

Donde:

D = Diámetro normal, en cm

$E[D^2]$ = Valor esperado de D^2

Gráficamente, se presenta una relación no lineal entre el primer momento y el segundo, y si se considera que el primer momento muestral genera la estimación del diámetro medio, es posible su estimación a partir del segundo momento a través de la relación:

$$m_1 = b_0 (m_2)^{b_1} \quad \dots(71)$$

Donde:

m_1 = primer momento muestral

m_2 = segundo momento muestral

b_0 y b_1 = parámetros

Con el hecho de que, el tercer momento muestral estima el diámetro cúbico promedio, y además de que gráficamente se observa una relación no lineal con el área basal media, el tercer momento muestral se estimó con la relación:

$$m_3 = b_0 (ABm)^{b_1} \quad \dots(72)$$

Donde:

m_3 = tercer momento muestral

ABm = Área basal media

b_0 y b_1 = parámetros

Por ser confiables, las rutinas de programa de computo desarrollado por Romero (1994), se transformaron a lenguaje de computo Borland C++ y con las modificaciones particulares para cada especie, se realizaron las estimaciones de los momentos y los parámetros de la FDP Weibull para cada sitio (Anexo VII).

Para la estimación de los parámetros de (71) y (72), inicialmente se contempló el uso de parámetros b_0 y b_1 como valores iniciales a través de regresión lineal que sirvieran en una estimación final con regresión no lineal de NLIN en SAS para eliminar errores por transformación de variables; sin embargo, mientras que para *P. patula* y *A. religiosa* se obtuvieron aceptables resultados, en el caso de *P. pseudostrobus* y *P. ayacahuite*, después

de varias formas de ajuste, dado el algoritmo intrínseco del procedimiento NLIN se presentaron las siguientes situaciones: 1) se detectaron puntos aberrantes, que al omitirlos de la base de datos el método de mínimos cuadrados ordinarios tuvo problemas de convergencia, debidos a los pocos grados de libertad ante la poca ocurrencia de individuos en la muestra. Por otra parte, cuando fueron posibles los ajustes con optimas propiedades estadísticas, durante la proyección de las estructuras diamétricas con los parámetros de la FDP Weibull, 2) las estructuras diamétricas proyectadas biológicamente no fueron lógicas ya que contenían diámetros notablemente grandes para la edad que deberían representar; y, 3) para densidades relativamente grandes (en *P. ayacahuite* mayores a 360 árboles por hectárea y en *P. pseudostrobus* mayores de 215) se pudo observar alguno de los siguientes tres problemas: Los parámetros de la FDP Weibull no correspondían a una masa forestal, existió una estimación sin consistencia de los momentos involucrados o se impedía al compilador del programa de computo realizar el calculo de los momentos.

De tal forma que, para encontrar los valores de los coeficientes se probó con el ajuste de forma lineal, aclarando que para minimizar los problemas de transformación de variables, los valores de b_0 (para las expresiones 71 y 72) se corrigieron usando su respectivo cuadrado medio del error. Puesto que para *P. ayacahuite* y *P. pseudostrobus* se solucionaron los problemas del párrafo anterior (considerando ciertas restricciones), pero aun permaneciendo parcialmente la inevitable influencia del reducido número de observaciones; y que para *A. religiosa* y *P. patula* las estimaciones de los coeficientes fueron muy semejantes a las encontradas con NLIN, se decidió aplicar a toda la muestra la

metodología en forma de regresión lineal como final para mantener la lógica de comparación entre especies.

3.2.7. Estimación de la altura por categoría diamétrica

Con la importancia de la altura para otras estimaciones dasométricas y para evitar problemas ante la transformación de variables se optó ajustar a través de regresión no lineal con el procedimiento NLIN de SAS, la expresión presentada por Fitz (1991):

$$H_t = H_d(1 - e^{-b_0 D^{b_1}}) \quad \dots(73)$$

Donde:

H_t = Altura total (m)

H_d = Altura dominante (m)

D = Diámetro normal o marca de clase (cm)

b_0 y b_1 = coeficientes de regresión

e = base de los logaritmos naturales

3.2.8. Estimación de la densidad (Número de árboles por hectárea)

Ante las características propias de parcelas temporales, donde no se tiene información concreta de la sobrevivencia en un rodal, se manejó el razonamiento y procedimiento efectuado por Romero (1994).

Por naturaleza, el número de árboles esta en función de distintas variables que interactúan entre sí, donde la edad juega un papel primordial, ya que es obvio que a menores edades hay mayor número de individuos y a edades grandes hay menor número de árboles. Por su parte, la relación entre el área basal total y el diámetro cuadrático medio percibe la misma influencia y comportamiento semejante, donde con el aumento de la edad ambos aumentan disminuyendo el tamaño de su resultante. Por tanto, basado en (70) con su respectiva operación algebraica se tiene que:

$$Narb = \frac{ABt}{ABm} \quad \dots(74)$$

Donde:

Narb= Número de árboles por hectárea.

ABt= Área basal proyectada

ABm= Área basal media proyectada

Una aseveración importante es que, como ya se ha indicado, la estimación del segundo momento muestral depende del área basal media proyectada, es válido el uso de este último

en su lugar, pero manejando las mismas unidades de medición para ambas partes de la expresión.

3.2.9. Estimación de secuestro de carbono

La cantidad de carbono secuestrado, se estimó de acuerdo a la metodología desarrollada por Valenzuela (2001), donde utilizó el valor de la biomasa aérea (en metros cúbicos), la gravedad específica y un factor que indica cantidad de carbono contenido en la materia vegetal una vez removida el agua de la misma.

El factor recomendado es el valor de 0.5, ya que en promedio la materia vegetal contiene 50 % de carbono una vez que se ha removido el agua (Montoya, et. al. 2000; MacDicken, 1997 citado por Valenzuela, 2001).

Conociendo la cantidad de biomasa, volumen en metros cúbicos, la cantidad de carbono posible en la materia y las estructuras diamétricas, es posible estimar, al nivel de clases diamétricas, el comportamiento en el tiempo de la cantidad capturada de carbono.

De tal forma que, la expresión final para la estimación de carbono por hectárea será:

$$CT = VTM * GEM * FC \quad \dots (75)$$

Donde:

CT = Carbono total secuestrado, en ton/ha

VTM = Volumen total de la madera, en m^3 / ha

GEM = Gravedad Especifica de la Madera, en Ton / m^3

FC = Factor de Conversión para la Cantidad de Carbono contenida en el Material Vegetal
(0.5).

En el caso de la gravedad especifica, se consideraron las reportadas en la literatura para cada una de las especies, las cuales de acuerdo a Fuentes (1998) son:

Especie	Gravedad Especifica (Ton / m^3)
<i>Pinus ayacahuite</i>	0.42
<i>Pinus patula</i>	0.50
<i>Abies religiosa</i>	0.38
<i>Pinus pseudostrobus</i>	0.54

Las cantidades finales de carbono secuestrado, se obtuvieron por multiplicación como lo indica la formula (75).

4. RESULTADOS

4.1. Estimación de índice de sitio

4.1.1. Estimación de Índice de Sitio para *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw

La ecuación final para el Índice de Sitio *Pinus ayacahuite* fue:

$$H = 44.770740 e^{-19.809028 / E} \quad \dots(76)$$

por lo tanto, para encontrar el sistema anamórfico de curvas de índice de sitio con el método de la diferencia algebraica, se utilizaron las siguientes expresiones:

$$Hd = IS e^{-19.809028 (1/E - 1/Eb)} \quad \dots(77)$$

$$IS = Hd e^{19.809028 (1/E - 1/Eb)} \quad \dots(78)$$

El resultado del ajuste del modelo presentó el análisis de varianza del Cuadro 1.

Cuadro 1. Tabla de análisis de varianza para el modelo de Índice de Sitio en *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw., de la región de Chuignahuapan, Puebla.

Modelo: $\ln(\text{Altura}) = b_0 + b_1 (1/\text{Edad})$				
Fuente de Variación	G.L.	Suma de Cuadrados	Valor de F	Pr > F
Modelo	1	0.09769598	61.40	0.0002
Error	6	0.00954630		
Total Corregido	7	0.10724227		
	R-Cuadrada	C.V.	Media de $\ln(\text{Altura})$	
	0.910984	1.279266	3.11803425	
Parámetro	Estimación	Prueba para $H_0: \text{Pr} > T $		Error Estándar de la Estimación
b_0	3.80155482	43.02	0.0001	0.08836049
b_1	-19.80902894	-7.84	0.0002	2.52793944

De esta forma, el sistema de curvas anamórficas se comportó como en la Figura 4 (donde se consideró una edad base de 50 años).

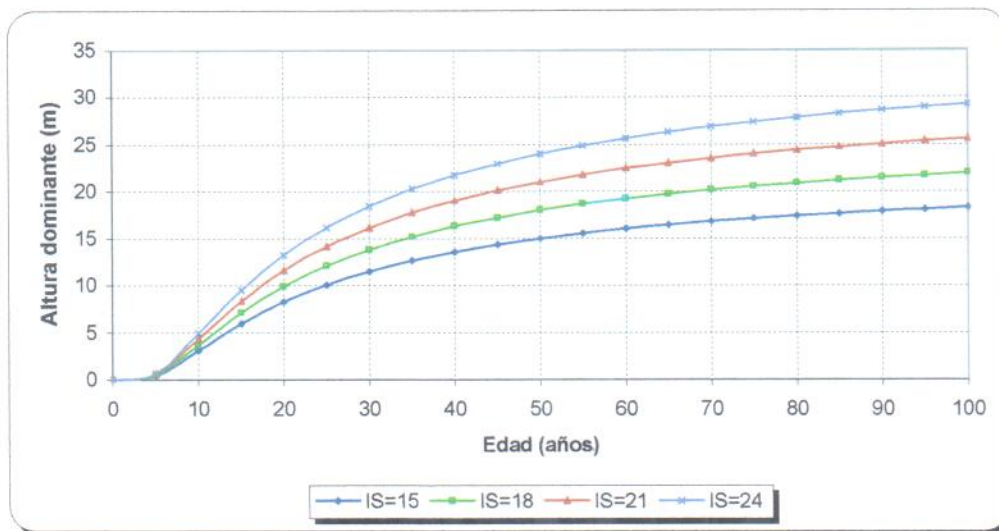


Figura 4. Curvas de Índice de Sitio para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla (IS = Índice de Sitio).

Biológicamente, según los datos disponibles, la asintota promedio fue de 44.7707 m, que es la altura a la que convergen las curvas, es decir, la máxima que pudieran alcanzar los individuos, si consideramos observaciones como las de Martínez (1948) que reportan a individuos de *Pinus ayacahuite* en un rango de alturas de 20 a 35 m, encontramos una sobreestimación. Autores como Farjon, Pérez y Styles (1997), consideran que pueden encontrarse ejemplares de 40 a 45 metros de altura. Es decir, la muestra se encuentra cercana a los límites reportados, tal situación se puede mejorar en un futuro con un aumento del tamaño de muestra. Por otra parte, se encontró que, la culminación del incremento promedio en altura se alcanza a aproximadamente a la edad de 20 años.

4.1.2. Estimación de Índice de Sitio para *Pinus patula* Schl. et Cham

El *Pinus patula* mostró un índice de sitio de acuerdo con la expresión:

$$H = 41.106749 e^{-18.21629509 / E} \quad \dots(79)$$

y su sistema anamórfico de curvas de índice de sitio se obtuvo con:

$$Hd = IS e^{-18.21629509 (1/E - 1/Eh)} \quad \dots(80)$$

$$IS = Hd e^{18.21629509 (1/E - 1/Eh)} \quad \dots(81)$$

Los parámetros provienen del análisis de varianza del Cuadro 2:

Cuadro 2. Tabla de análisis de varianza para el modelo de Índice de Sitio en *Pinus patula* Schl. et Cham de la región de Chuignahuapan, Puebla.

Modelo: $\ln(\text{Altura}) = b_0 + b_1 (1/\text{Edad})$				
Fuente de Variación	G.L.	Suma de Cuadrados	Valor de F	Pr > F
Modelo	1	0.59644964	222.71	0.0001
Error	40	0.10712448		
Total Corregido	41	0.70357413		
R-Cuadrada		C.V.	Media de $\ln(\text{Altura})$	
0.847742		1.618588	3.19726124	
Parámetro	Estimación	Prueba para $H_0: \text{Parámetro}=0$	Pr > T	Error Estándar de la Estimación
b_0	3.71617232	104.16	0.0001	0.03567639
b_1	-18.21629509	-14.92	0.0001	1.22063983

Gráficamente, el sistema de curvas se comportó como los muestra la Figura 5:

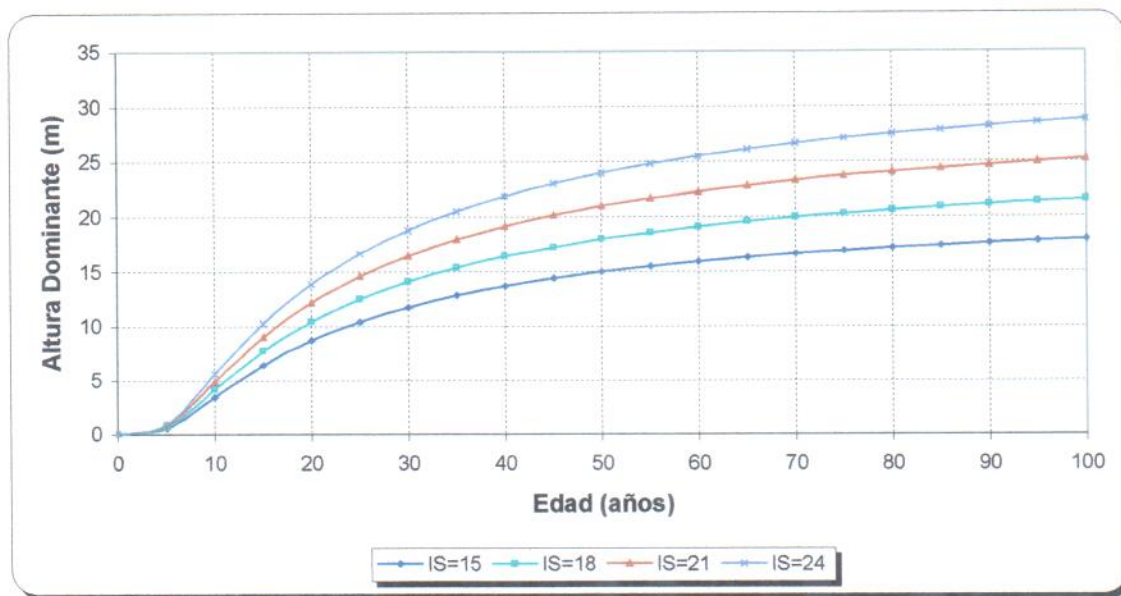


Figura 5. Curvas de Índice de Sitio para *Pinus patula* Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla (IS = Índice de Sitio).

En este caso, la asíntota promedio fue de 41.106749 m, aunque la altura máxima que reportan los autores es de 40 metros (Martínez, 1948; Farjon, Pérez y Styles, 1997), se consideró aceptable, ya que se encontraron individuos con mas de 40 metros de altura.

4.1.3. Estimación de Índice de Sitio para *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham.

Finalmente, el ajuste para *Abies religiosa* presentó la siguiente ecuación para índice de sitio:

$$H = 44.906916 e^{-21.649188 / E} \quad \dots(82)$$

Con un sistema anamórfico de curvas de índice de sitio expresado por las ecuaciones:

$$Hd = IS e^{-21.649188 (1/E-1/Eh)} \quad \dots(83)$$

$$IS = Hd e^{21.649188 (1/E-1/Eh)} \quad \dots(84)$$

Su análisis de varianza se presenta en el Cuadro 3.

Cuadro 3. Tabla de análisis de varianza para el modelo de Índice de Sitio en *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham., de la región de Chuignahuapan, Puebla.

Modelo: Ln (Altura) = $b_0 + b_1 (1/Edad)$				
Fuente de Variación	G.L.	Suma de Cuadrados	Valor de F	Pr > F
Modelo	1	2.13882332	405.79	0.0001
Error	60	0.31624780		
Total Corregido	61	2.45507112		
	R-Cuadrada	C.V.	Media de Ln (Altura)	
	0.871186	2.259211	3.21352212	
Parámetro	Estimación	Prueba para H0: Pr > T		Error Estandar de la Estimado
b_0	3.80459183	123.70	0.0001	0.03075654
b_1	-21.64918830	-20.14	0.0001	1.07471248

Con un comportamiento de curvas anamórficas como en la Figura 6 (a una edad base de 50 años):

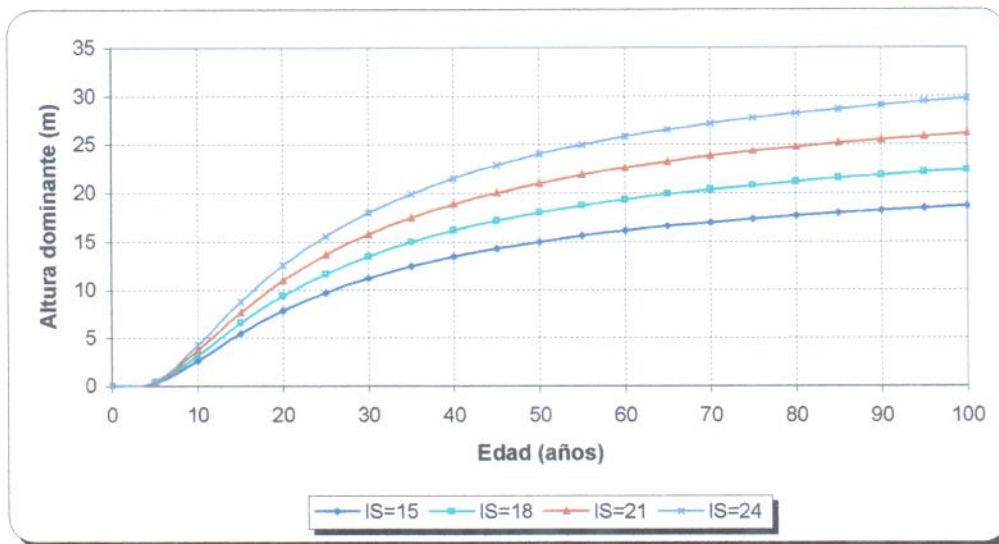


Figura 6. Curvas de Índice de Sitio para *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla, México (IS = Índice de Sitio).

La asíntota promedio resultante fue de 44.90 m, existiendo algunas alturas reportadas de 45 metros o más, que las ubica en un rango razonable, con una altura del máximo incremento promedio en aproximadamente 22 años.

4.1.4. Estimación de Índice de Sitio para *Pinus pseudostrobus* Lindl.

En *Pinus pseudostrobus*, la expresión final de Índice de sitio resultó:

$$H = 64.197142 e^{-54.497819 / E} \quad \dots(85)$$

con expresiones para su sistema anamórfico de curvas de índice de sitio:

$$Hd = IS e^{-54.497819 (1/E - 1/EB)} \quad \dots(86)$$

$$IS = Hd e^{54.497819 (1/E - 1/EB)} \quad \dots(87)$$

Resultado del ajuste del modelo quien presentó el análisis de varianza del Cuadro 4.

Cuadro 4. Tabla de análisis de varianza para el modelo de Índice de Sitio en *Pinus pseudostrobus* Lindl. de la región de Chuignahuapan, Puebla.

Modelo: $\ln(\text{Altura}) = b_0 + b_1 (1/\text{Edad})$				
Fuente de Variación	G.L.	Suma de Cuadrados	Valor de F	Pr > F
Modelo	1	0.45339862	34.45	0.0006
Error	7	0.09211874		
Total Corregido	8	0.54551736		
	R-Cuadrada	C.V.	Media de $\ln(\text{Altura})$	
	0.831135	3.437782	3.33692689	
	Prueba para $H_0: \text{Parámetro}=0$		Error Estándar de la Estimación	
Parámetro	Estimación	Pr > T		
b_0	4.16195870	0.0001	0.14566659	
b_1	-54.49781917	0.0006	9.28461729	

Con el comportamiento de la Figura 7 (donde se consideró una edad base de 50 años):

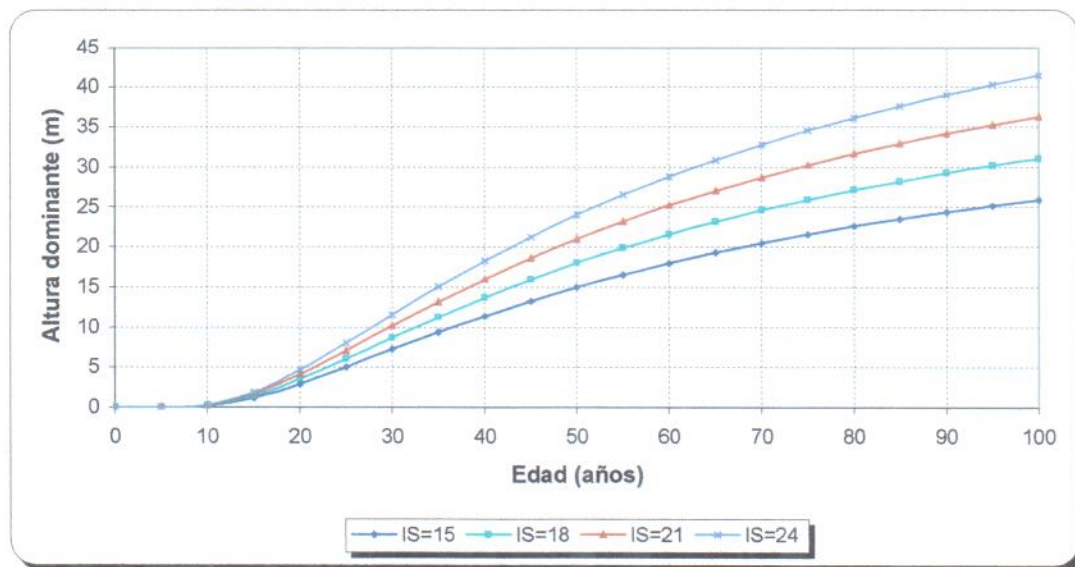


Figura 7. Curvas de Índice de Sitio para *Pinus pseudostrobus* Lindl. en la región de Chignahuapan, Puebla (IS = Índice de Sitio).

La asíntota promedio resultó de 64.497142 m, si bien es muy alta para considerarse como una altura límite, ya que la altura máxima reportada es de 45 m (Forjan, Pérez y Styles, 1997), no necesariamente indicó resultados totalmente erróneos o errores de medición, si no más bien, esto se debe a las características de poca ocurrencia de la especie dentro de la muestra; el mismo caso sucede con la culminación del incremento promedio en altura que resultó muy elevada de aproximadamente 55 años.

4.1.6. Comparación de los resultados de Índice de Sitio entre las especies

Para *Pinus ayacahuite*, *P. patula* y *Abies religiosa*, aun cuando existieron diferentes tamaños de muestra para cada uno, a primera vista se pudo establecer que, existió poca diferencia entre variables como la altura máxima alcanzada y la edad a la que alcanzan el máximo incremento relativo en altura, mientras que, para *Pinus pseudostrobus* se encontraron más diferentes como se observa en el Cuadro 5.

Cuadro 5. Edades de máximo incremento en altura y valor de las asíntotas promedio para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.

Espece	Edad del Máximo Incremento en altura	Asíntota promedio
<i>Pinus ayacahuite</i>	19.80	44.77
<i>Pinus patula</i>	18.21	41.10
<i>Abies religiosa</i>	21.64	44.90
<i>Pinus pseudostrobus</i>	54.49	64.19

Una comparación de los valores obtenidos en crecimiento en altura para las cuatro especies se observa en el Cuadro 6.

Cuadro 6. Comparativo del crecimiento en altura para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla, con un índice de sitio de 24 y una edad base de 50.

Edad	<i>Pinus ayacahuite</i>	<i>Pinus patula</i>	<i>Abies religiosa</i>	<i>Pinus pseudostrabus</i>
0	0	0	0	0
5	0.6787	0.904	0.4873	0.0013
10	4.9201	5.5887	4.2466	0.3067
15	9.5223	10.257	8.7387	1.8867
20	13.2472	13.8955	12.5357	4.6792
25	16.1492	16.672	15.5657	8.0695
30	18.4291	18.8247	17.9825	11.6048
35	20.2522	20.5306	19.9352	15.0433
40	21.7368	21.9106	21.5378	18.2756
45	22.9664	23.0479	22.8727	21.2626
50	24	24	24	24
55	24.8801	24.8082	24.9635	26.4999
60	25.6382	25.5025	25.796	28.7809
65	26.2977	26.1051	26.522	30.8637
70	26.8764	26.6329	27.1605	32.7686
75	27.3882	27.099	27.7263	34.5143
80	27.8441	27.5135	28.2311	36.1179
85	28.2526	27.8845	28.6841	37.5946
90	28.6208	28.2185	29.0928	38.9578
95	28.9543	28.5207	29.4635	40.2194
100	29.2577	28.7954	29.8011	41.3897

Los valores de las alturas dominantes de *P. ayacahuite*, *P. patula* y *A. religiosa* siempre se mostraron más o menos semejantes, mientras que *P. pseudostrabus* fueron menores en un inicio, pero al final del periodo de proyección resultaron elevados. Gráficamente, se observó la tendencia semejante entre las tres primeras especies, mientras que para la última demostró un comportamiento sigmoide ajeno a las tres primeras (Figura 8), pero finalmente, con un comportamiento aceptable.

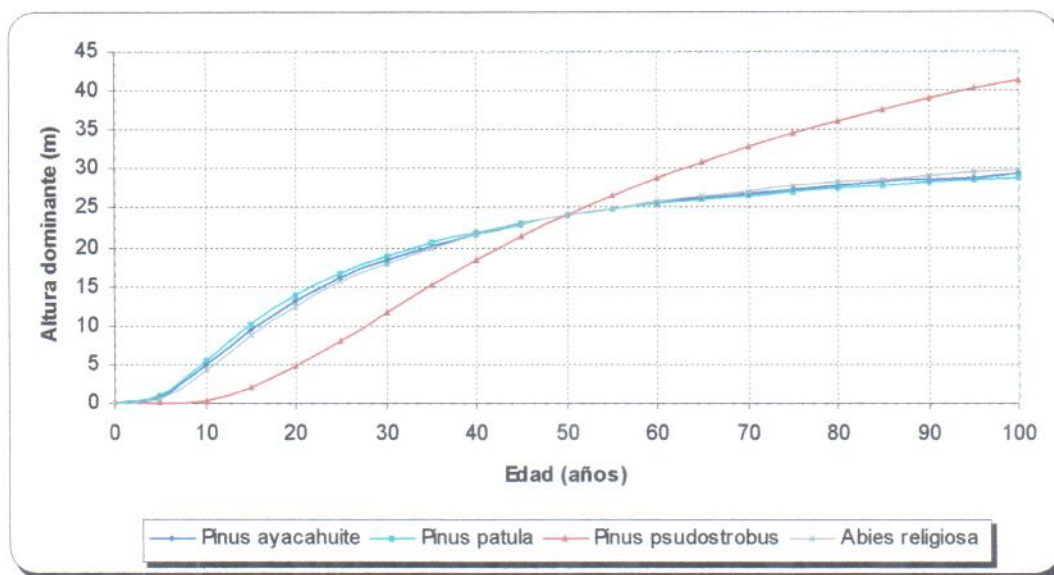


Figura 8. Proyección de altura dominante para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

Para los valores de b_0 y b_1 , se encontró que para *P. ayacahuite*, *P. patula* y *Abies religiosa* ante su similitud y aun con distintos tamaños de muestra, existió una sobreposición considerable de sus intervalos de confianza, lo que manifestó semejanza en la expresión de altura dominante (excepción en *P. pseudostrobus*, que tuvo un intervalo amplio, lo que indicó gran variación). De igual manera, fueron notables los bajos y semejantes (aun con diferentes grados de libertad) errores estándar de los parámetros para las tres primeras especies, mientras que, nuevamente los parámetros de *P. pseudostrobus* presentaron errores estándar grandes (Cuadro 7).

Cuadro 7. Intervalos de confianza para los parámetros del modelo de Índice de Sitio de Schumacher en cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.

Especie	Parámetro		Error Estándar	gl	T al 95 %	Limite Inferior	Limite Superior
	Bi	Estimación					
Pinus ayacahite	0	3.801554	0.088360	6	2.447	3.585336	4.017772
	1	-19.809028	2.527939	6	2.447	-25.994896	-13.623161
Pinus Patula	0	3.716172	0.035676	40	2.021	3.6440703	3.7882743
	1	-18.216295	1.220639	40	2.021	-20.683208	-15.749381
Abies religiosa	0	3.804591	0.030756	60	2.00	3.743078	3.866104
	1	-21.649188	1.074712	60	2.00	-23.798613	-19.499763
Pinus pseudostrobus	0	4.161958	0.145666	7	2.365	3.817457	4.5064601
	1	-54.497819	9.284617	7	2.365	-76.455939	-32.539699

Por presentarse un área de sobreposición de los intervalos, es de suponer la existencia de algún juego común, capaz de describir el comportamiento en altura dominante o del índice de sitio de las cuatro especies. Para b_0 , el intervalo de confianza que mayormente se encontró traslapado con los demás, es el obtenido para *A. religiosa*; Mientras que para b_1 , aquel intervalo que estuvo contenido en el resto es el mostrado por *P. patula*. Ciertamente es que, los intervalos (tanto para b_0 como para b_1) de *P. ayacahuite* y *P. pseudostrobus* cubrieron al resto, pero se debe considerar que contaron con menor número de grados de libertad.

De hecho, aunque los modelos no presentaron un alto coeficiente de determinación (R^2) (*P. ayacahite*: 0.910984; *P. patula*: 0.847742; *P. pseudostrobus*: 0.831135; *Abies religiosa*: 0.871186) si son significativos, principalmente por que, aun siendo una extensión de terreno relativamente pequeña, esta incluyó considerable variación micro-ambiental (exposición, humedad relativa, pendiente, etc.) entre predios.

4.2. Estimación del área basal

4.2.1. Estimación del Área Basal para *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw

La ecuación resultante para *P. ayacahuite* es expresado:

$$\ln(AB_2) = (E_1/E_2) \ln(AB_1) + 2.871789 (1 - E_1/E_2) \quad \dots(88)$$

El resultado del análisis de varianza se muestra en el Cuadro 8.

Cuadro 8. Análisis de varianza para el modelo de área basal en *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw de la región de Chignahuapan, Puebla.

MODELO: $\ln(AB_2) - (E_1/E_2) \ln(AB_1) = C_1 (1 - E_1/E_2)$					
F.de V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	0.41204	0.41204	123.220	0.0080
Error	2	0.00669	0.00334		
Total S.C.	3	0.41873			
Raíz Cuadrada del CME			0.05783	R-Cuadrada	0.9840
Media de $\ln(AB_2) - (E_1/E_2) \ln(AB_1)$			0.37178		
C.V.			15.55415		
Estimación de los parámetros					
Variable	GL	Parámetro Estimado	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	prob. > TI
$(1 - E_1/E_2)$	1	2.871789	0.25870888	11.100	0.0080

Como se ha indicado, se excluyó el parámetro asociado al índice de sitio, por lo tanto, el comportamiento será independiente de dicho indicador (Figura 9).

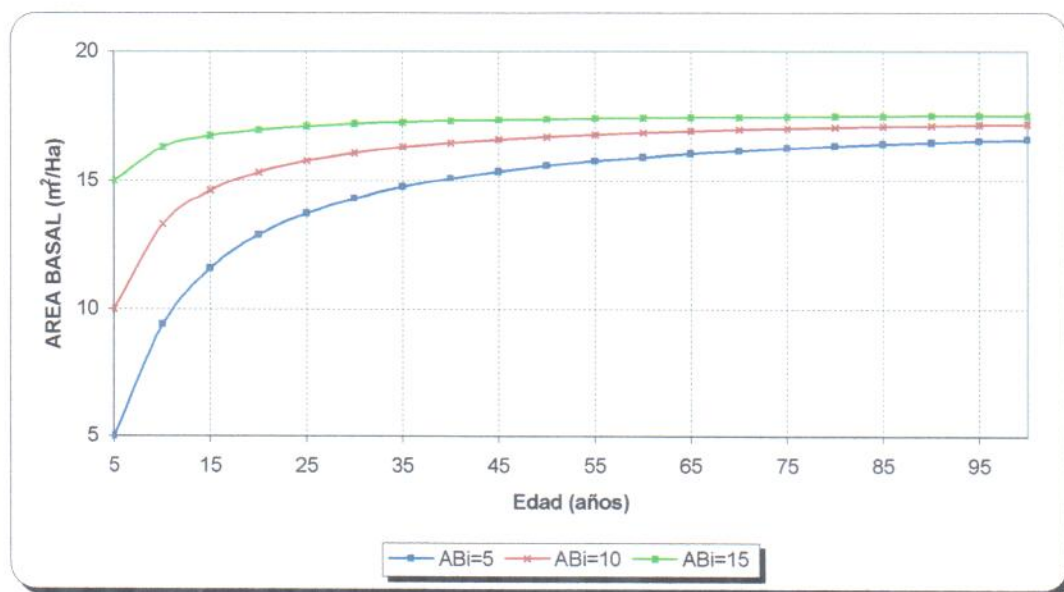


Figura 9. Proyección de Área Basal para *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw. en la región de Chignahuapan, Puebla (ABi : Área basal inicial).

El valor del coeficiente (2.871789), indicó una asíntota de 17.66 m²/ha para el área basal. Si bien se trata de un valor pequeño es biológicamente aceptable y naturalmente fácilmente alcanzado por masas de este tipo. Por otra parte, no se debe olvidar que la especie fue poco frecuente en la muestra.

4.2.2. Estimación del área basal para *Pinus patula* Schl. et Cham

El *Pinus patula* presentó una ecuación del tipo (89), proveniente de la tabla de análisis de varianza del Cuadro 9.

$$\ln(AB_2) = (E_1/E_2) \ln(AB_1) + 3.784990 (1 - E_1/E_2) \quad \dots(89)$$

Cuadro 9. Análisis de varianza para el modelo de área basal en *Pinus patula* Schl. et Cham., de la región de Chignahuapan, Puebla.

MODELO: $\ln(AB_2) - (E_1/E_2)\ln(AB_1) = C_1 (1-E_1/E_2)$					
F. de V.	DF	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	6.39669	6.39669	1392.662	0.0001
Error	30	0.13779	0.00459		
Total	31	6.53449			
Raíz Cuadrada de CME			0.06777	R-Cuadrada	0.9789
Media de $\ln(AB_2) - (E_1/E_2)\ln(AB_1)$			0.43569		
C.V.			15.55527		
Estimación de Parámetros					
Variable	GL	Estimación Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T
$(1-E_1/E_2)$	1	3.784990	0.10142425	37.318	0.0001

De la misma forma que en *P. ayacahuite*, hubo ausencia del indicador de Índice de Sitio, situación que no altero las estimaciones ni compatibilidad del modelo. Así, el comportamiento general ocurrió de acuerdo a la Figura 10.

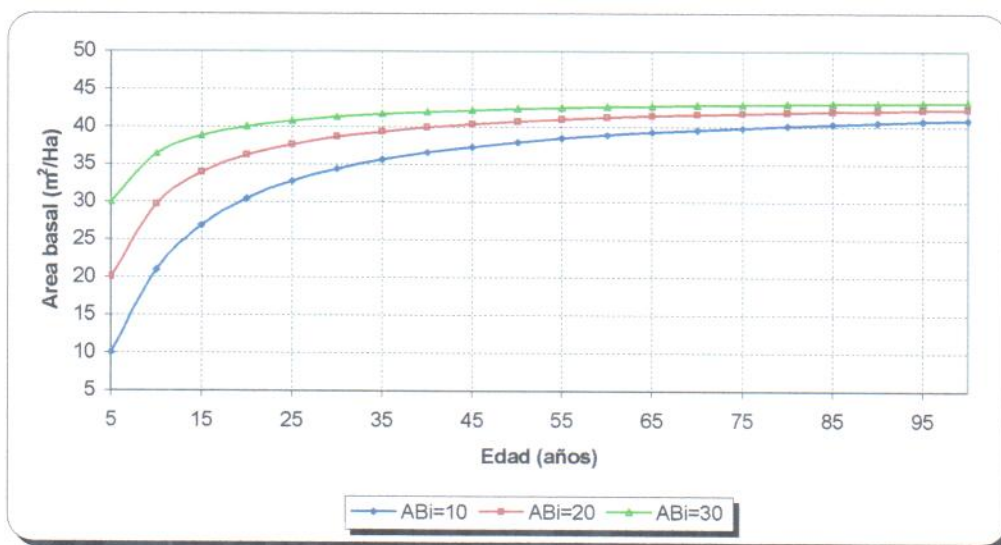


Figura 10. Proyección de Área Basal para *Pinus patula* Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla (ABI : área basal inicial).

En este caso, el valor del coeficiente se refirió a 44.035 m²/ha, que es valor ampliamente aceptable, ya que por ejemplo Alder (1979) citado por Zepeda y Acosta (2000) reportó áreas basales máximas de 68 m²/ha en plantaciones del este de África, lugares con condiciones ambientales excelentes para el desarrollo de la especie.

4.2.3. Estimación del área basal para *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham.

A su vez, para *Abies spp.* la ecuación para estimar área basal/ha estuvo dada por:

$$\ln(AB_2) = (E_1/E_2) \ln(AB_1) + 3.841211 (1 - E_1/E_2) \quad \dots(90)$$

La ecuación proveniente del análisis de varianza se muestra en el Cuadro 10.

Cuadro 10. Análisis de varianza para el modelo de área basal en *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham de la región de Chignahuapan, Puebla.

MODELO: $\ln(AB_2) - (E_1/E_2) \ln(AB_1) = C_1 (1 - E_1/E_2)$					
F. de. V.	GL	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	3.07132	3.07132	2223.604	0.0001
Error	13	0.01796	0.00138		
Total	14	3.08928			
Raíz Cuadrada del CME			0.03716	R-Cuadrado	0.9942
Media de $\ln(AB_2) - (E_1/E_2) \ln(AB_1)$			0.44377		
C.V.			8.37490		
Estimación de Parámetro					
Variable	GL	Estimación de Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T
$(1 - E_1/E_2)$	1	3.841211	0.08145907	47.155	0.0001

La proyección del área basal muestra un comportamiento de acuerdo a la Figura 11.

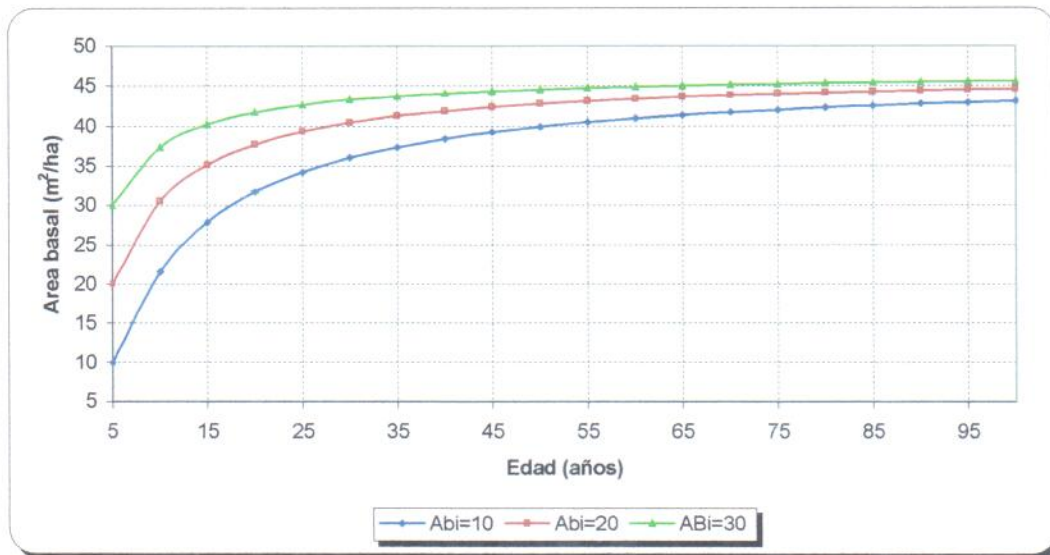


Figura 11. Proyección de Área Basal para *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla (Abi: Área basal inicial).

El valor del área basal límite para la muestra fue de 48.58 m₂/ha, aunque no se cuente un valor reportado para la misma especie, el resultado fue aceptable ya que si consideramos el coeficiente para *P. patula* (desarrollándose en las mismas condiciones ambientales), y además de que en *Abies spp.* con mayor densidad se esperaría una mayor área basal, el coeficiente fue muy lógico.

4.2.4. Estimación del Área Basal para *Pinus pseudostrobus* Lindl

La expresión resultante para la estimación del área basal/ha en *Pinus pseudostrobus* Lindl. fue descrita como:

$$Ln(AB_2) = (E_1/E_2) Ln(AB_1) + 3.400433 (1 - E_1/E_2) \quad \dots(91)$$

Esta se sustentó en el análisis de varianza del Cuadro 11.

Cuadro 11. Análisis de varianza para el modelo de área basal en *Pinus pseudostrobus* Lindl. de la región de Chignahuapan, Puebla.

MODELO: $\ln(AB_2) - (E_1/E_2)\ln(AB_1) = C_1 (1 - E_1/E_2)$					
F. de V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	0.18204	0.18204	686.659	0.0015
Error	2	0.00053	0.00027		
Total S.C.	3	0.18257			
Raíz Cuadrada del CME			0.01628	R-Cuadrada	0.9971
Media de $\ln(AB_2) - (E_1/E_2)\ln(AB_1)$			0.24333		
C.V.			6.69132		
Estimación de Parámetro					
Variable	GL	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T
$(1 - E_1/E_2)$	1	3.400433	0.12976686	26.204	0.0015

Dicha ecuación demostró un comportamiento como el de la Figura 12.

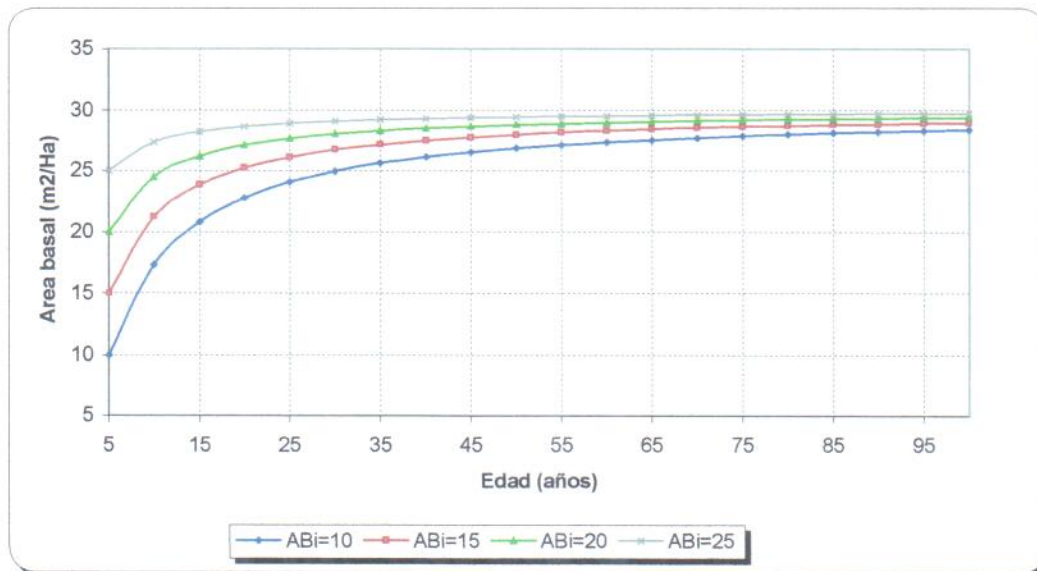


Figura 12. Proyección de Área Basal para *Pinus pseudostrobus* Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla (ABi: Área basal inicial).

El área basal máxima que hizo suponer la ecuación para *P. pseudostrobus* se refirió a 29.977 m²/ha, que se considera aceptable, aunque ciertamente fue pequeña resultado congruente si se toma en cuenta que esta especie se desarrolla en la partes menos favorables del conjunto predial.

4.2.5. Comparación de la estimación de área basal entre especies

Los valores de los parámetros obtenidos para las especies fueron muy parecidos entre sí, de igual manera sus errores estándar, que fueron pequeños, como en sus intervalos de confianza donde todas las especies se encontraron traslapadas en algún momento (Cuadro 12).

Cuadro 12. Comparación de parámetros e intervalos de confianza para las determinaciones de área basal en cuatro especies de la región de Chignahuapan; Puebla.

Especie	Parámetros		Error Estándar	G1	t al 95 %	Limite Inferior	Limite Superior
	Bi	Estimación					
Pinus ayacahite	0	2.871789	0.258708	2	4.303	1.758564	3.985013
Pinus patula	0	3.78499	0.101424	30	2.042	3.577881	3.992098
Abies religiosa	0	3.841211	0.081459	13	2.16	3.665259	4.017162
Pinus pseudostrobus	0	3.400433	0.129766	2	4.303	2.842046	3.958819

A partir del Cuadro 12, se observó que el intervalo de confianza de *P. patula* y *Abies* presentaron la mayor sobreposición, con relación a los de las especies restantes, aunque para oyamel se tuvo un error estándar pequeño.

Comparando las estimaciones de área basal de las cuatro especies, se observaron resultados mayores y semejantes para *P. patula* y *Abies spp.*, intermedios para *P. pseudostrobus* y los más pequeños en *P. ayacahuite* (Ver Cuadro 13).

Cuadro 13. Comparación de área basales proyectadas (m²/ha) para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla (Área basal inicial =10).

Edad	<i>Pinus ayacahuite</i>	<i>Pinus patula</i>	<i>Abies religiosa</i>	<i>Pinus pseudostrobus</i>
5	10	10	10	10
10	13.2923	20.9846	21.5828	17.3139
15	14.6151	26.8658	27.8919	20.7902
20	15.325	30.3984	31.7075	22.782
25	15.7675	32.7371	34.2431	24.0675
30	16.0695	34.3954	36.0452	24.9646
35	16.2887	35.6311	37.3901	25.6257
40	16.4552	36.5869	38.4317	26.1331
45	16.5858	37.348	39.2618	26.5346
50	16.691	37.9682	39.9388	26.8603
55	16.7776	38.4834	40.5014	27.1297
60	16.8501	38.918	40.9762	27.3563
65	16.9117	39.2896	41.3824	27.5495
70	16.9646	39.6109	41.7337	27.7162
75	17.0107	39.8915	42.0406	27.8614
80	17.0511	40.1386	42.311	27.9892
85	17.0868	40.358	42.551	28.1024
90	17.1186	40.554	42.7655	28.2034
95	17.1471	40.7302	42.9583	28.294
100	17.1728	40.8894	43.1326	28.3759

Los comportamientos semejantes entre *Abies sp.* y *P. patula*, en el periodo de proyección y las tendencias de menores áreas basales de *P. ayacahuite* y *P. pseudostrobus*, se observan en la Figura 13, estas presentaron tendencias lógicas. *Abies*, siempre mantuvo mayores valores, menores los de *P. patula*, siguiendo *P. pseudostrobus* y los más pequeños *P. ayacahuite*, fue notable la tendencia semejante que sugirieron las estimaciones de *P. patula* y *Abies sp.*

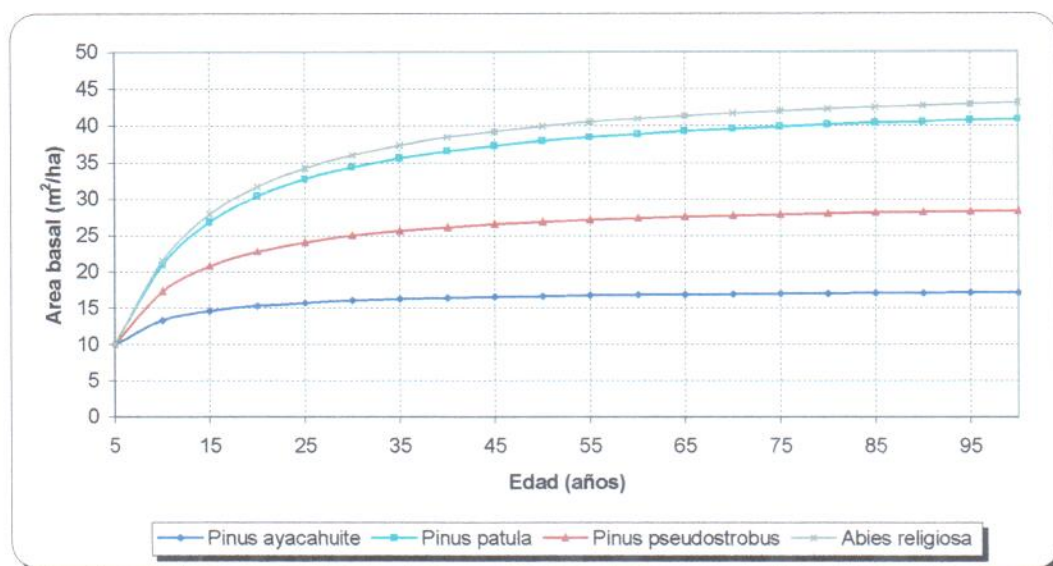


Figura 13. Proyección de Área basal para cuatro especies en la Región de Chignahuapan, Puebla (Área basal inicial= 10).

4.3. Estimación de volumen

4.3.1. Estimación de volumen para *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw

Los coeficientes de los indicadores del modelo se presentaron aceptables, considerando la baja ocurrencia de la especie en la muestra, sin embargo, a pesar tener poca significancia estadística, se tuvo un comportamiento de volumen aceptable, la ecuación que expresó el comportamiento del volumen total/ ha fue:

$$\ln(V) = 2.598871 + 0.010683 IS - 15.812796 E^{-1} + 1.029896 \ln(AB) \quad \dots(92)$$

Donde se observó un indicador de índice de sitio pequeño, por lo tanto, tuvo poca influencia. Los parámetros resultantes del ajuste junto con el análisis de varianza se muestran en el Cuadro 14.

Cuadro 14. Análisis de varianza para el modelo de Volumen total en *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw., en la región de Chignahuapan, Puebla.

Model: $\ln(V)=b_0+ b_1IS+ b_2E^{-1}+ b_3\ln(AB)$					
F. V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	3	12.55029	4.18343	649.663	0.0288
Error	1	0.00644	0.00644		
Total	4	12.55673			
Raíz Cuadrada del CME		0.08025	R-Cuadrada	0.9995	
Media de $\ln(V)$		3.41441			
C.V.		2.35021			
Estimación de Parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H_0 : Parámetro=0	Prob > T	
b_0	2.598871	0.53251767	4.880	0.1287	
IS	0.010683	0.01932050	0.553	0.6784	
E^{-1}	-15.812796	13.27806943	-1.191	0.4447	
$\ln(AB)$	1.029896	0.06509777	15.821	0.0402	

Aunque el modelo presentó un coeficiente de determinación elevado, existió poca significancia estadística de los parámetros, lo cual se atribuye a la poca ocurrencia de la especie dentro de la muestra, pero esto no necesariamente quiere decir que la ecuación describa un comportamiento erróneo del volumen, ya que su proyección en el tiempo resultó optima (Figura 14). De hecho, algo relevante, fue la información indicada por el coeficiente de índice sitio, que por su valor representa una poca influencia de esta variable a la explicación de la variación en el volumen; por otra parte, el valor del coeficiente asociado con el área basal puso de manifiesto cierta alometría con la variable dependiente.

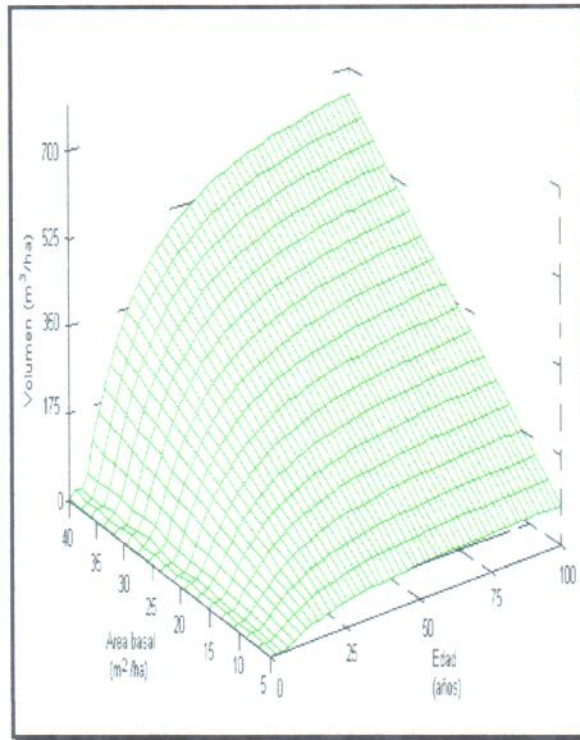


Figura 14. Superficie de respuesta para el comportamiento entre volumen total, área basal y edad de *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

La estimación del volumen en el futuro, algebraicamente de acuerdo con la metodología presentada por Zepeda y Domínguez (1998) y Zepeda y Acosta (2000), se obtuvo de la forma:

$$\begin{aligned} \ln(V_2) = & 2.598871 + 0.010683 IS - 15.812796/E_2 + \\ & 1.029896 (E_1/E_2) * \ln(AB_1) + 2.957644(1 - E_1/E_2) \end{aligned} \quad \dots(93)$$

Reiterando que la ecuación, aunque obtenida matemáticamente, es viable dadas los datos disponibles en *P. ayacahuite* dentro de la muestra, por ello puede presentar dificultades estadísticas situación posible de solucionar con aumento de observaciones, incluso con un muestreo dirigido a la especie.

4.3.2. Estimación de volumen para *Pinus patula* Schl. et Cham.

El comportamiento que mostró *Pinus patula* en la estimación del volumen/ ha se obtuvo de la siguiente ecuación:

$$\ln(V) = 2.404781 + 0.017843 IS - 16.964061 E^{-1} + 1.016084 \ln(AB) \quad \dots(94)$$

Cuyas especificaciones estadísticas, se presentan en el Cuadro 15.

Cuadro 15. Análisis de varianza para el modelo de Volumen total en *Pinus patula* Schl. et Cham., en la región de Chignahuapan, Puebla.

Model: $\text{Ln}(V)=b_0+ b_1\text{IS}+ b_2E^{-1}+ b_3\text{Ln}(\text{AB})$					
F. V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	3	27.93308	9.31103	2659.887	0.0001
Error	30	0.10502	0.00350		
Total	33	28.03810			
Raíz cuadrada de CME		0.05917	R-cuadrada	0.9963	
Media de $\text{Ln}(V)$		5.33535			
C.V.		1.10893			
Estimación de los Parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
BO	2.404781	0.10791787	22.283	0.0001	
IS	0.017843	0.00298594	5.976	0.0001	
E-1	-16.964061	1.94591903	-8.718	0.0001	
$\text{Ln}(\text{AB})$	1.016084	0.01446437	70.247	0.0001	

La ecuación en su conjunto, y en sí, sus parámetros individualmente, presentaron una alta significancia estadística, además de un alto coeficiente de determinación; Así, el índice de sitio presentó poca influencia en la explicación de variación del volumen; por su parte, el coeficiente del área basal si representó alometría con el volumen, ya que ante un aumento en área basal se manifiesta un aumento importante en la variable dependiente, así mismo

indica en que proporción aumenta el volumen, el cambio en la tasa de crecimiento, ante el aumento del área basal. En síntesis, los valores de los coeficientes obtenidos fueron aceptables y gráficamente presentan buen comportamiento (Figura 15)

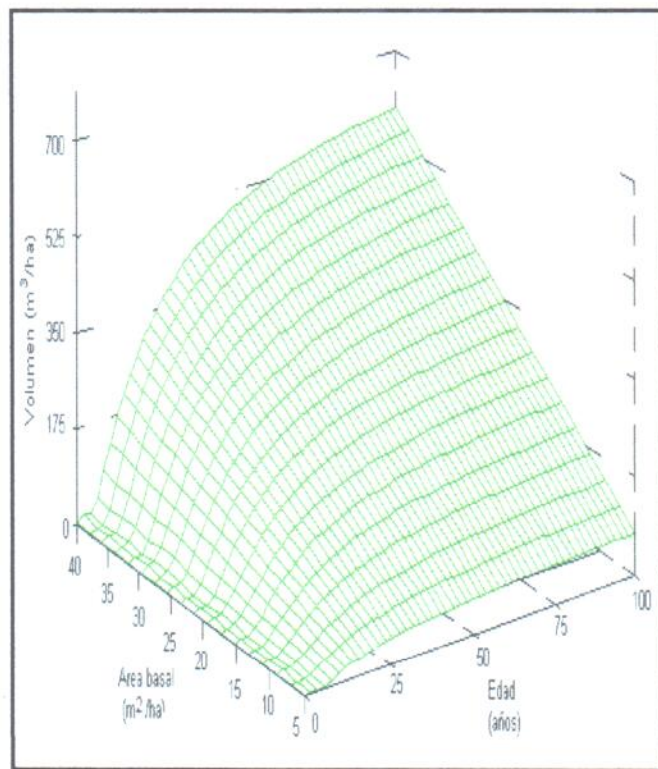


Figura 15. Superficie de respuesta para el comportamiento entre volumen total, área basal y edad de *Pinus patula* Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

Finalmente, con la misma metodología y consideraciones estadísticas que en el caso de *P. ayacahuite*, se obtuvo algebraicamente la ecuación para la estimación del volumen en el futuro:

$$\begin{aligned} \ln(V_2) = & 2.404781 + 0.017843 IS - 16.964061/E_2 + \\ & 1.016084 (E_1/E_2) * \ln(AB_1) + 3.845867(1 - E_1/E_2) \end{aligned} \quad \dots(95)$$

4.3.3. Estimación de volumen para *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham.

La ecuación para estimar el volumen/ha de *Abies religiosa* fue:

$$\ln(V) = 2.513745 + 0.018647 IS - 14.352438 E^{-1} + 1.0001974 \ln(AB) \quad \dots(96)$$

Misma que es explicada de acuerdo al análisis de varianza del Cuadro 16.

Cuadro 16. Análisis de varianza para el modelo de Volumen total en *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham., en la región de Chignahuapan, Puebla.

Model: $\ln(V) = b_0 + b_1 IS + b_2 E^{-1} + b_3 \ln(AB)$					
F. V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	3	31.37991	10.45997	2663.088	0.0001
Error	23	0.09034	0.00393		
Total	26	31.47024			
Raíz Cuadrada del CME		0.06267	R-Cuadrada	0.9971	
Media de $\ln(V)$		4.86352			
C.V.		1.28861			
Estimación de los parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
b_0	2.513745	0.11390834	22.068	0.0001	
IS	0.018647	0.00353849	5.270	0.0001	
E^{-1}	-14.352438	2.17365674	-6.603	0.0001	
$\ln(AB)$	1.001974	0.01470996	68.115	0.0001	

El modelo presentó una R-cuadrada y una significancia estadística altas, lo que indico que explica la mayor parte de la variabilidad concentrada dentro de la muestra. Los parámetros tuvieron una alta significancia. Para el parámetro de índice de sitio representó poca influencia en la explicación del volumen, mientras que el parámetro asociado al área basal si presentó un valor deseable ya que indicó una alometría biológicamente correcta entre las

variables, así mismo muestra el cambio en la tasa relativa de crecimiento del volumen ante un cambio en el crecimiento del área basal. La respuesta del volumen ante distintos valores de área basal y edad, se muestra en la Figura 16.

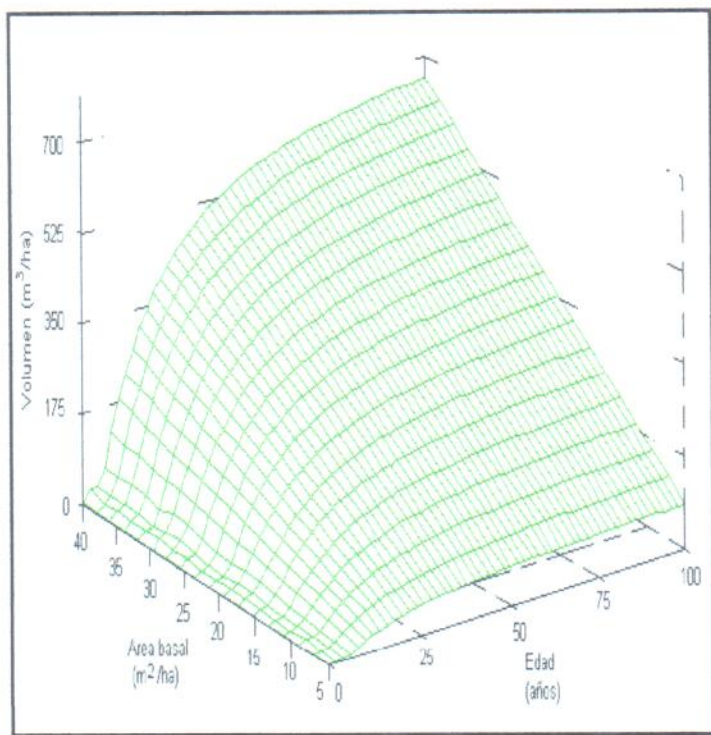


Figura 16. Superficie de respuesta para el comportamiento entre volumen total, área basal y edad de *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

De la misma forma que en los casos anteriores, la ecuación final para el volumen en el futuro quedo construida con los siguientes valores de coeficientes:

$$\begin{aligned} \ln(V_2) = & 2.513745 + 0.018647 IS - 14.352438/E_2 + \\ & 1.001974 (E_1/E_2) * \ln(AB_1) + 3.848793(1 - E_1/E_2) \end{aligned} \quad \dots(97)$$

4.3.4. Estimación de volumen para *Pinus pseudostrobus* Lindl

Considerando el índice de sitio, *P. pseudostrobus* presentó un comportamiento diferente a las tres especies anteriores conteniendo parámetros ilógicos, por ello se eliminó del modelo al indicador de dicha variable, resultando la ecuación:

$$\ln(V) = 3.180753 - 29.926833 E^{-1} + 0.915428 \ln(AB) \quad \dots(98)$$

Los valores de los coeficientes son sustentados por el análisis de varianza del Cuadro 17.

Cuadro 17. Análisis de varianza para el modelo de Volumen total en *Pinus pseudostrobus* Lindl, en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo: $\ln(V) = b_0 + b_1 E^{-1} + b_2 \ln(AB)$					
F. V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	2	0.73614	0.36807	20.166	0.0472
Error	2	0.03650	0.01825		
Total	4	0.77264			
Raíz cuadrada del CME		0.13510	R-Cuadrada	0.9528	
Media de $\ln(V)$		4.58769			
C.V.		2.94485			
Estimación de los parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
b_0	3.180753	0.77659460	4.096	0.0548	
E^{-1}	-29.926833	46.88818687	-0.638	0.5886	
$\ln(AB)$	0.915428	0.14701040	6.227	0.0248	

Aunque el modelo presentó un alto coeficiente de determinación, se obtuvo una significancia estadística baja, de igual forma para los parámetros, esta se asume como causa de la poca ocurrencia de individuos dentro de los datos disponibles. Un efecto de esta poca

significancia, fue el valor del coeficiente relacionado con el área basal, el parámetro tuvo un valor pequeño, con una influencia importante en la estimación final del volumen ya que el cambio en la tasa relativa del crecimiento en volumen debida al cambio por el área basal es pequeño. Lo anterior, no necesariamente indica que el comportamiento de la estimación del volumen sea erróneo, ya que como se ha señalado que dicho comportamiento fue bueno (ver Figura 17).

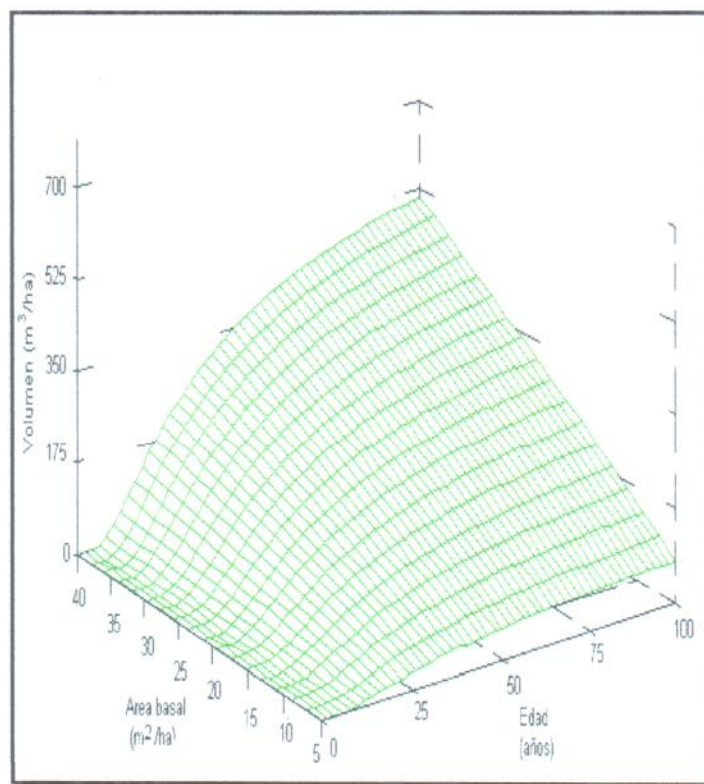


Figura 17. Superficie de respuesta para el comportamiento entre volumen total, área basal y edad de *Pinus pseudostrobus* Lindl, en la región de Chignahuapan, Puebla (Sin indicador de índice de sitio).

Con las modificaciones correspondientes a la eliminación del indicador de índice de sitio, la ecuación para la estimación de volumen en el futuro a partir de condiciones actuales del rodal, resultado de operaciones algebraicas y no de ajuste estadístico, fue:

$$\ln(V_2) = 3.180753 - 29.926833/E_2 + 0.915428 (E_1/E_2) * \ln(AB_1) + 3.112851(1 - E_1/E_2) \quad \dots(99)$$

4.3.5. Comparación de las estimaciones de volumen total para las cuatro especies

Una primera comparación entre especies del comportamiento de volumen, se realizó con las ecuaciones anteriores. El *P. pseudostrobus* presentó un menor volumen durante el periodo de proyección y con una tendencia distinta al resto de las especies.

Siguiendo el orden de menores a mayores volúmenes; el *P. patula* registró menores que *P. ayacahuite* y *A. religiosa*, la tendencia fue muy semejante se mostraron como líneas casi paralelas (Cuadro 18 y Figura 18).

Cuadro 18. Comparativo de los volúmenes para cuatro en la región de Chignahuapan, Puebla, México; con un índice de sitio de 24 y un área basal de 10.

Edad	<i>Pinus ayacahuite</i>	<i>Pinus patula</i>	<i>Abies religiosa</i>	<i>Pinus pseudostrobus</i>
0	0	0	0	0
5	7.8784	5.9288	11.0002	0.4982
10	38.2983	32.3375	46.2083	9.9336
15	64.8774	56.9228	74.5578	26.9365
20	84.4404	75.5224	94.7064	44.3566
25	98.9064	89.4849	109.3229	59.8314
30	109.9024	100.1996	120.3000	73.0426
35	118.4975	108.6298	128.8094	84.2300
40	125.3822	115.4147	135.5841	93.7314
45	131.0122	120.9834	141.0988	101.8563
50	135.6978	125.6313	145.6716	108.8605
55	139.6558	129.5666	149.5230	114.9480
60	143.0422	132.9401	152.8101	120.2801
65	145.9716	135.8630	155.6479	124.9847
70	148.5303	138.4195	158.1223	129.1633
75	150.7841	140.6740	160.2985	132.8977
80	152.7842	142.6768	162.2272	136.2537
85	154.5710	144.4677	163.9483	139.2852
90	156.1768	146.0784	165.4935	142.0364
95	157.6277	147.5348	166.8884	144.5441
100	158.9450	148.8579	168.1538	146.8388

El comportamiento gráfico similar entre las tres especies fue respaldado en la comparación de sus parámetros y sus intervalos de confianza.

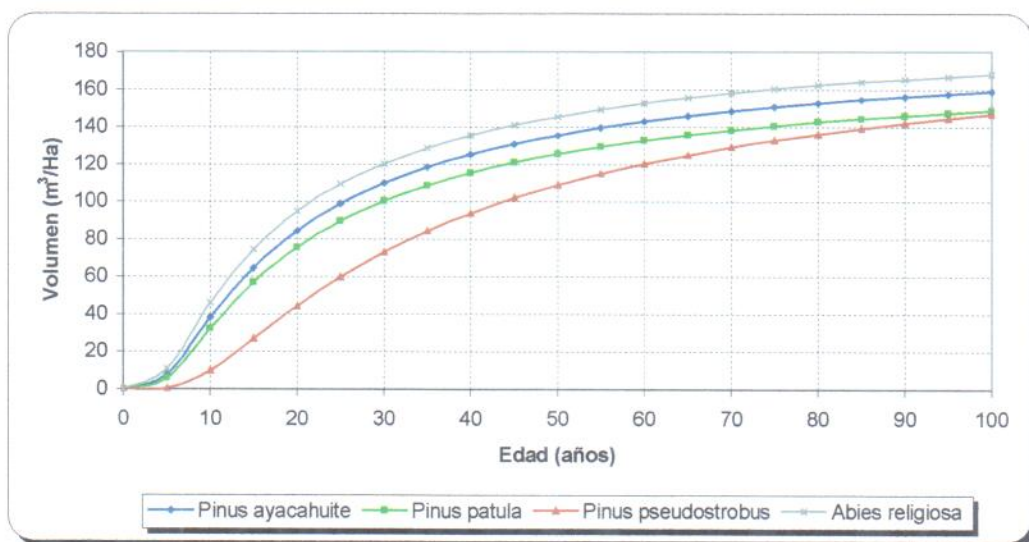


Figura 18. Proyección de volumen para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla; con un índice de sitio = 24 y un área basal = 10.

Reiterando que, la comparación gráfica se realizó con las ecuaciones que presentaron las mejores características estadísticas y de comportamiento biológico, lo cual influyo en diferencias de estructura de las expresiones. Para contar con otros elementos se realizaron otras dos comparaciones: una, con el ajuste de los modelos pero con el indicador del índice de sitio; y otra, el ajuste para cada especie, pero sin dicho indicador. De tal forma que el juego completo para ecuaciones que consideraron el índice de sitio fue (Cuadro 19):

Cuadro 19. Ecuaciones para volumen total de cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla (considerando el índice de sitio).

Especie	Ecuaciones con indicador de índice de Sitio
Pinus ayacahuite	$Ln(V) = 2.598871 + 0.010683 IS - 15.812796 E^{-1} + 1.029896 Ln(AB)$
Pinus patula	$Ln(V) = 2.404781 + 0.017843 IS - 16.964061 E^{-1} + 1.016084 Ln(AB)$
Abies religiosa	$Ln(V) = 2.513745 + 0.018647 IS - 14.352438 E^{-1} + 1.0001974 Ln(AB)$
Pinus pseudostrobus	$Ln(V) = 3.311964 + 0.038761 IS - 53.861970 E^{-1} + 0.736412 Ln(AB)$

De inicio, se observó similitud entre los valores alcanzados por todos los parámetros de *P. ayacahuite*, *P. patula* y *A. religiosa*. Por su parte, *P. pseudostrobus* presentó marcada diferencia, esto a grandes rasgos indicaría un comportamiento similar en el volumen para las tres primeras especies y diferente para la última.

Otra comparación se realizó con el uso de los intervalos de confianza para los parámetros (Cuadro 20), más detalle de su obtención se muestra en el Anexo VII.

Cuadro 20. Intervalos de confianza para los parámetros de las ecuaciones de volumen considerando el índice de sitio en cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.

Especie	Parámetro		Error Estándar	Gl	t al 95 %	Limite Inferior	Limite Superior
	Bi	Estimación					
Pinus ayacahuite	0	2.59887	0.53251	1	12.706	-4.16729	9.36504
	1	0.01068	0.01932	1	12.706	-0.23480	0.25616
	2	-15.81279	13.27806	1	12.706	-184.52394	152.89835
	3	1.02989	0.06509	1	12.706	0.20276	1.857028
Pinus patula	0	2.40478	0.10791	30	2.042	2.18441	2.62514
	1	0.01784	0.00298	30	2.042	0.01174	0.02394
	2	-16.96406	1.94591	30	2.042	-20.93762	-12.99049
	3	1.01608	0.01446	30	2.042	0.98654	1.04562
Abies religiosa	0	2.51374	0.11390	23	2.069	2.27806	2.74942
	1	0.01864	0.00353	23	2.069	0.01132	0.02596
	2	-14.35243	2.17365	23	2.069	-18.84973	-9.85514
	3	1.00197	0.01470	23	2.069	0.97153	1.03240
Pinus pseudostrobus	0	3.31196	0.07331	1	12.706	2.38042	4.24350
	1	0.03876	0.00257	1	12.706	0.00604	0.07147
	2	-53.8619	4.67386	1	12.706	-113.24807	5.52413
	3	0.73641	0.01820	1	12.706	0.505140	0.96768

Para todo los casos: b_0 es la interceptada al origen, b_1 es el coeficiente asociado al índice de sitio, b_2 corresponde a la variable edad y b_3 es referido al área basal. Comparando cada intervalo de confianza con sus homólogos entre especies, se observó que en todos los casos existió un traslape que generalmente se localizó entre los valores de los intervalos obtenido para *Abies sp.* y *P. patula*, que fueron los de menor amplitud. Sin embargo, b_3 , indicador relacionado con el área basal, de *P. pseudostrobus* solo tuvo un ligero traslape con el correspondiente para *P. ayacahuite*, siendo ajeno a los otros. Fue muy notorio que, generalmente los intervalos de todos los parámetros de *P. ayacahuite* y *P. pseudostrobus* contienen al resto de las especies, esto es lógico si se considera que nuevamente influye el pequeño número de grados de libertad.

Para el caso de b_0 , todos los intervalos de confianza se trasladaron parcialmente pero ninguno estuvo cubierto totalmente por la superposición. Para b_1 , ocurre de igual manera que b_0 . Pero los intervalos de b_2 , *P. patula* fue el que está contenido dentro del resto. Para b_3 ocurrió lo mismo que con b_0 y b_1 . El hecho de que no se presentó un intervalo incluido en el resto, no indica que sean ajenos, ya que si existió una superposición común importante.

En síntesis, dada la superposición de los intervalos de confianza aún con diferentes tamaños de muestra y por tratarse de ecuaciones con variables que contienen las mismas unidades de medición, es posible que un solo juego de parámetros contenidos dentro de la superposición de los intervalos nos pueda estimar el comportamiento en volumen para las cuatro especies.

Las ecuaciones resultado de los ajustes del modelo sin considerar el indicador de índice de sitio presentaron la forma del Cuadro 21.

Cuadro 21. Ecuaciones de volumen para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla (sin indicador de índice de sitio).

Especie	Ecuaciones sin indicador de índice de Sitio
Pinus ayacahuite	$Ln(V) = 2.781226 - 12.579697 E^{-1} + 1.045731 Ln(AB)$
Pinus patula	$Ln(V) = 2.941456 - 21.500648 E^{-1} + 1.058097 Ln(AB)$
Abies religiosa	$Ln(V) = 2.966937 - 14.257249 E^{-1} + 1.019043 Ln(AB)$
Pinus pseudostrobus	$Ln(V) = 3.180753 - 29.926833 E^{-1} + 0.915428 Ln(AB)$

Los valores de los coeficientes comparados entre especies con sus homólogos mostraron valores semejantes, situación que se corroboró con la comparación de los intervalos de confianza (Cuadro 22), para detalle de los análisis de varianza ver el Anexo VIII.

Cuadro 22. Intervalos de confianza para los parámetros de las ecuaciones de volumen sin considerar el índice de sitio en cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.

Especie	Parámetro		Error Estándar	gl	t al 95 %	Limite inferior	Limite superior
	Bi	Estimación					
Pinus ayacahuite	0	2.7812	0.3378	2	4.303	1.3275	4.2348
	1	-12.5796	9.6324	2	4.303	-54.0281	28.8687
	2	1.0457	0.0472	2	4.303	0.8424	1.2489
P. patula	0	2.9414	0.0871	31	2.0399	2.7637	3.1191
	1	-21.5006	2.6085	31	2.0399	-26.8219	-16.1793
	2	1.0580	0.0184	31	2.0399	1.0205	1.0956
Abies religiosa	0	2.9669	0.1086	24	2.064	2.74271	3.1911
	1	-14.2572	3.1613	24	2.064	-20.7822	-7.7322
	2	1.0190	0.0208	24	2.064	0.9759	1.0621
Pinus pseudostrobus	0	3.1807	0.7765	2	4.303	-0.1609	6.5224
	1	-29.9268	46.8881	2	4.303	-231.6867	171.8330
	2	0.9154	0.1470	2	4.303	0.2828	1.54801

En todos los casos, b_0 es el parámetro de la interceptada al origen, b_1 el coeficiente asociado con la edad y b_2 es el correspondiente a la variable área basal. Los intervalos de los parámetros de las cuatro especies, presentaron una zona de superposición. El traslape estuvo identificado dentro de los intervalos de confianza correspondientes a las variables de *Abies spp.* La superposición lleva a concluir nuevamente que la estimación del comportamiento en volumen de las cuatro especies se puede realizar con un juego de parámetros común.

4.4. Estimación de las estructuras diamétricas

4.4.1. Estimación de las estructuras diamétricas para *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw

El resultado del ajuste sobre el primer momento de acuerdo con la información producida de las subparcelas se muestra en el Cuadro 23.

Cuadro 23. Análisis de varianza para estimación del primer momento muestral de *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo $\ln(m1) = \ln(b_0) + b_1 \cdot \ln(m2)$					
Fuente	GL	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	0.95040	0.95040	493.216	0.0001
Error	9	0.01734	0.00193		
Total C	10	0.96774			
Raíz cuadrada del CME		0.04390	R-Cuadrada	0.9821	
Media de $\ln(m1)$		2.96676			
C.V.		1.47963			
Estimación de parámetros					
Variable	Parámetro Estimado	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0		
			Prob > T		
b_0	0.150644	0.12749244	1.182	0.2676	
$\ln(M2)$	0.468623	0.02110109	22.208	0.0001	
b_0 transformado y corregido por el CME es igual a 1.63547705					

Se observó una R^2 alta (0.9821), lo que indica que el modelo explica más del 98 % de la variabilidad del primer momento muestral como función del segundo. Aunque la probabilidad del parámetro de la interceptada al origen (b_0) es baja, su error estándar asociado es pequeño, y en general la significancia estadística de la expresión es alta.

En la estimación del tercer momento como una función a partir del área basal media, se encontró que de la misma forma como se manifiesta para el primer momento, el parámetro b_0 mostró poca significancia estadística pero con un error estándar pequeño, pero por otra parte, b_1 presento una alta probabilidad, el modelo general con una R^2 alta y de la misma manera se presenta su alta probabilidad (Cuadro 24).

Cuadro 24. Análisis de varianza para estimación del tercer momento muestral de *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo $\ln(m_3) = \ln(b_0) + b_1 \ln(ABm)$					
Fuente	GL	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	10.71920	10.71920	1169.866	0.0001
Error	9	0.08246	0.00916		
Total C.	10	10.80166			
Raíz cuadrada del CME 0.09572 R-Cuadrada 0.9924					
Media de $\ln(m_3)$ 9.11094					
C.V. 1.05063					
Estimación de Parámetros					
Variable	Parámetro Estimado	Error Estándar	Prueba para H_0 : Parámetro=0		
b_0	0.033576	0.26695910	0.126	Prob > T	0.9027
$\ln(ABm)$	1.573808	0.04601332	34.203		0.0001
* b_0 transformado y corregido por el CME es igual a 1.038726036					

Las expresiones finales para la estimación de los momentos en *P. ayacahuite* resultaron:

Del primer momento muestral: $m_1 = 1.163226038 (m_2)^{0.468623}$ (100)

Del tercer momento muestral $m_3 = 1.038726036 (ABm)^{1.573808}$ (101)

De estos, los parámetros de la FDP Weibull estimados para cada sitio donde ocurrieron individuos de *P. ayacahuite*, fueron de acuerdo al Cuadro 25.

Cuadro 25. Parámetros recuperados de la FDP Weibull a partir de la proyección de área basal para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.

Sitio	Área Basal proyectada	1er. momento Muestral	2do. Momento Muestral	3er. Momento Muestral	Parámetro de Localización (a)	Parámetro de Escala (b)	Parámetro de Forma (c)
3	5.9641	30.7683	1084.8274	42507.6875	3.8556	30.3458	2.4427
4	1.271	26.8183	809.1443	26795.8301	3.8791	25.8248	2.5967
7	16.3031	33.4592	1297.356	56331.3359	3.9518	33.2948	2.3512
30	9.1128	37.53	1657.5358	82834.0938	4.1884	37.6422	2.2329
35	1.3575	27.6584	864.1943	29720.4355	3.8539	26.8094	2.5621

Dentro del juego de parámetros recuperados, “a” se encuentra entre el rango de 3.8539 a 4.1884, “b” presenta valores que están entre 25.8248 y 37.6422, y por su parte, “c” resultó ser de 2.2329 a 2.5967. Se observa que, predominó una forma de campana con pendiente positiva; en general, la mayor parte de los individuos se encontraron alrededor del parámetro “b” representando una masa relativamente madura.

Los cambios a través de las estructuras diamétricas en el tiempo se representan en las Figuras 19 y 20.

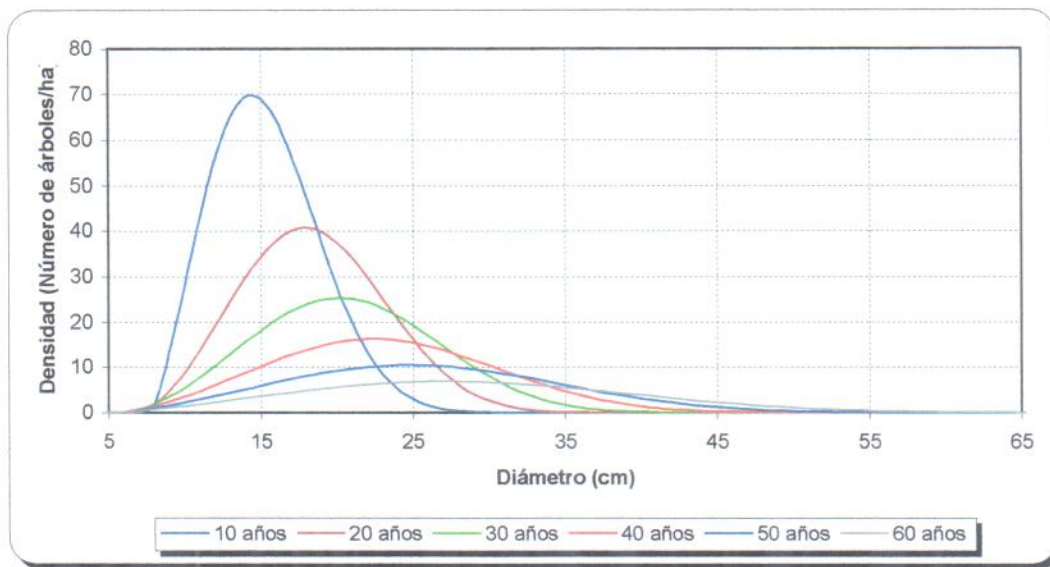


Figura 19. Comportamiento de las estructuras diamétricas de *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.

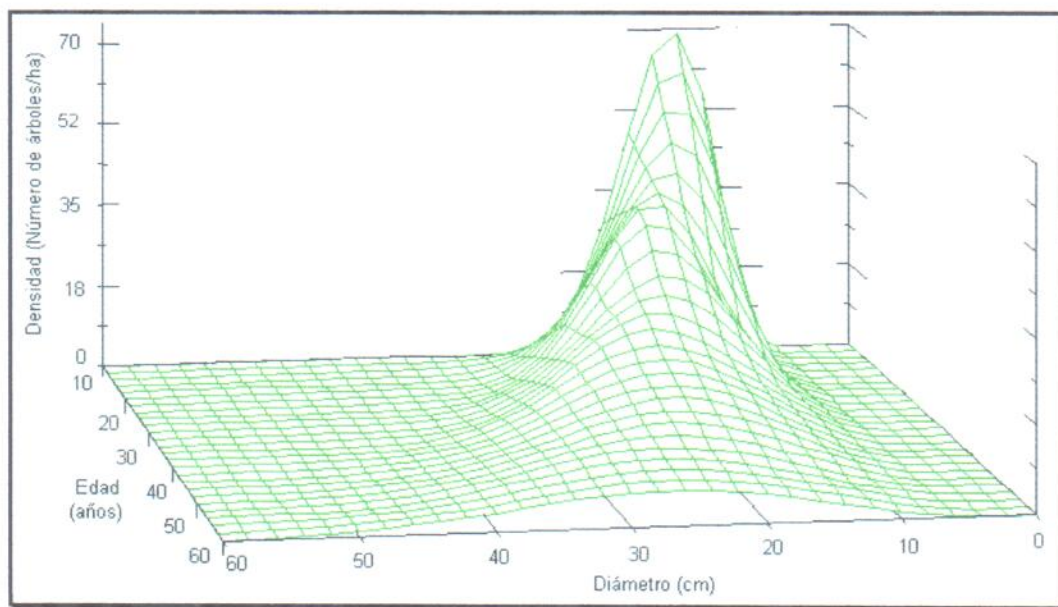


Figura 20. Superficie de respuesta de las estructuras diamétricas para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.

Claramente, se observa como rápidamente disminuye el número de individuos que se presenta en las primeras edades, y alrededor de los 40 años la tasa de disminución es menor en las diferentes edades. El número de individuos en las edades mayores fue similar para todos los diámetros.

Ya que la ocurrencia de *P. ayacahuite* dentro de la muestra, generó problemas en los ajustes de modelos para los momentos muestrales y por consiguiente en la ejecución del programa de computo modificado particularmente para el presente trabajo, la densidad máxima para la cual se encontraron resultados biológicamente aceptables y para la cual fueron realizadas, las proyecciones fue de 805 árboles/ hectárea (con un área basal inicial teórica de 10 m²/ha).

4.4.2. Estimación de las estructuras diamétricas para *Pinus patula* Schl. et Cham.

La expresión para las estimaciones del primer momento muestral se obtuvo a partir de los resultados obtenidos del análisis de varianza del Cuadro 26.

El ajuste para el primer momento muestral presentó buenas características, tanto la R² (0.9957), la probabilidad y la significancia estadística de los parámetros fueron altas, esto se reforzó con un bajo error estándar de los parámetros.

Cuadro 26. Análisis de varianza para estimación del primer momento muestral de *Pinus patula* Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo $\ln(m1) = \ln(b_0) + b_1 \cdot \ln(m2)$					
F.V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	10.65569	10.65569	13473.594	0.0001
Error	58	0.04587	0.00079		
Total C.	59	10.70156			
Raíz cuadrada del CME		0.02812	R-Cuadrada	0.9957	
Media de $\ln(m1)$		3.44888			
C.V.		0.81540			
Estimación de parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
$\ln(b_0)$	-0.064044	0.03048104	-2.101	0.0400	
$\ln(m2)$	0.505984	0.00435908	116.076	0.0001	
b_0 transformado y corregido por el CME es igual a 0.9383587282					

Cuadro 27. Análisis de varianza para estimación del tercer momento muestral de *Pinus patula* Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo $\ln(m3) = \ln(b_0) + b_1 * \ln(ABm)$					
F.V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	91.46518	91.46518	21940.918	0.0001
Error	58	0.24178	0.00417		
Total C.	59	91.70697			
Raíz Cuadrada del CME		0.06457	R-Cuadrada	0.9974	
Media de $\ln(m3)$		10.47265			
C.V.		0.61652			
Estimación de Parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
$\ln(b_0)$	0.538609	0.06758143	7.970	0.0001	
$\ln(ABm)$	1.482430	0.01000799	148.125	0.0001	
* b_0 transformado y corregido por el CME = 1.715706556					

El tercer momento muestral mostró un comportamiento semejante en su bondad de ajuste (Cuadro 27), para la R^2 , la probabilidad y la significancia estadística de los parámetros se derivaron valores altos, además de los valores del error estándar de cada parámetro fueron bajos.

De los análisis de varianza se formaron las expresiones para la estimación de los momentos:

$$\text{Primer momento muestral:} \quad m_1 = 0.9383587282 (m_2)^{0.505984} \quad \dots(102)$$

$$\text{Tercer momento muestral} \quad m_3 = 1.715706556 (ABm)^{1.482430} \quad \dots(103)$$

Para la información disponible de los sitios se encontró el juego de parámetros recuperados del Cuadro 28. Estos tuvieron los siguientes rangos: “a” de 0 a 11.2524; “b” de 12.9987 a 70.6628; y, “c” de 2.9 a 6.5. Como se observa, existió mucha variación para esta especie, esto es justificable si se toma en cuenta que la especie mostró diferentes grados de mezcla con las otras tres, además de fue la que más se ha aprovechado en el conjunto predial. Las formas que se presentaron fueron variadas, desde una forma de campana con pendientes pronunciadas hasta una forma de campana extendida.

Cuadro 28. Parámetros recuperados de la FDP Weibull a partir de la proyección de área basal para *Pinus patula* Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

Sitio	Área Basal proyectada	Primer Momento Muestral	Segundo Momento Muestral	Tercer Momento Muestral	Parámetro de Localización (a)	Parámetro de Escala (b)	Parámetro de Forma (c)
1	33.3657	33.1653	1148.1779	41225.9336	5.2443	30.569	4.5508
2	37.3611	41.9826	1829.6007	82250.0156	0	45.1764	6.5
3	26.5302	46.6349	2251.9573	111906.9062	0	50.1203	6.5
4	43.108	30.8936	997.942	33487.6602	6.075	27.2871	4.2326
5	40.543	40.0293	1665.1935	71534.75	0	43.1607	6.1214
6	28.2852	35.7785	1333.8445	51483.8242	3.6609	34.9728	4.9958
7	12.8953	51.4673	2736.458	149387.0312	0	55.2495	6.5
8	14.0368	39.5344	1624.744	68973.9453	0	42.6622	5.9376
9	33.0093	34.4275	1236.1414	45993.4219	4.5812	32.5941	4.7527
10	17.9101	33.0484	1140.1892	40801.4375	5.299	30.388	4.5329
11	12.6511	44.067	2013.4805	94796.4141	0	47.3922	6.5
12	8.2506	18.1858	350.1681	7089.7837	5.9819	13.6614	3.0164
13	22.9446	29.5328	912.9373	29347.2617	6.3953	25.4987	4.0638
14	7.8356	17.4255	321.8269	6255.9844	5.8232	12.9987	2.9604
15	34.2302	34.5555	1245.2358	46495.9336	4.5059	32.8074	4.7742
16	4.1368	50.4788	2633.5596	141135.7031	0	54.2007	6.5
17	25.209	53.1667	2917.9119	164303.9688	0	57.0518	6.5
18	4.7793	77.1168	6085.1392	488469.2812	11.2524	70.6628	6.5
19	13.7758	58.3595	3507.9858	215884.375	1.7176	60.7684	6.5
20	31.8842	59.8771	3690.5671	232748.5312	2.3712	61.6954	6.5
21	14.9624	45.1964	2116.7466	102092.1641	0	48.5924	6.5
22	5.3933	47.0215	2289.0046	114646.8594	0	50.5309	6.5
24	37.7508	27.1883	775.2559	23031.4453	6.7036	22.6605	3.8023
25	18.9393	25.6127	688.9788	19335.8203	6.7695	20.8941	3.6431
26	7.356	33.4936	1170.7489	42433.0078	5.0876	31.0799	4.6014
27	43.7777	46.3998	2229.5789	110262.3125	0	49.8706	6.5
28	36.7447	41.6307	1799.4155	80246.4219	0	44.8022	6.5
29	32.9423	47.4477	2330.1892	117718	0	50.9834	6.5
30	13.6294	32.2229	1084.5928	37887.1172	5.6403	29.1561	4.4124
31	37.4065	43.7447	1984.4785	92779.2969	0	47.0497	6.5
32	19.353	27.0954	770.0304	22801.6855	6.7103	22.5535	3.7925
33	14.7816	42.5872	1882.0474	85769.2656	0	45.8193	6.5
34	11.676	53.6747	2973.2661	168945.6719	0	57.5904	6.5
35	18.5505	33.6411	1180.9591	42982.7539	5.0143	31.3123	4.6243

La recuperación de los parámetros operó sin problemas, por ello la proyección de las estructuras diamétricas (Figuras 21 y 22) se realizaron considerando un área basal inicial de 10 m²/ha y una densidad de 2,500 árboles/ha, situaciones fácilmente alcanzables en el establecimiento de plantaciones.

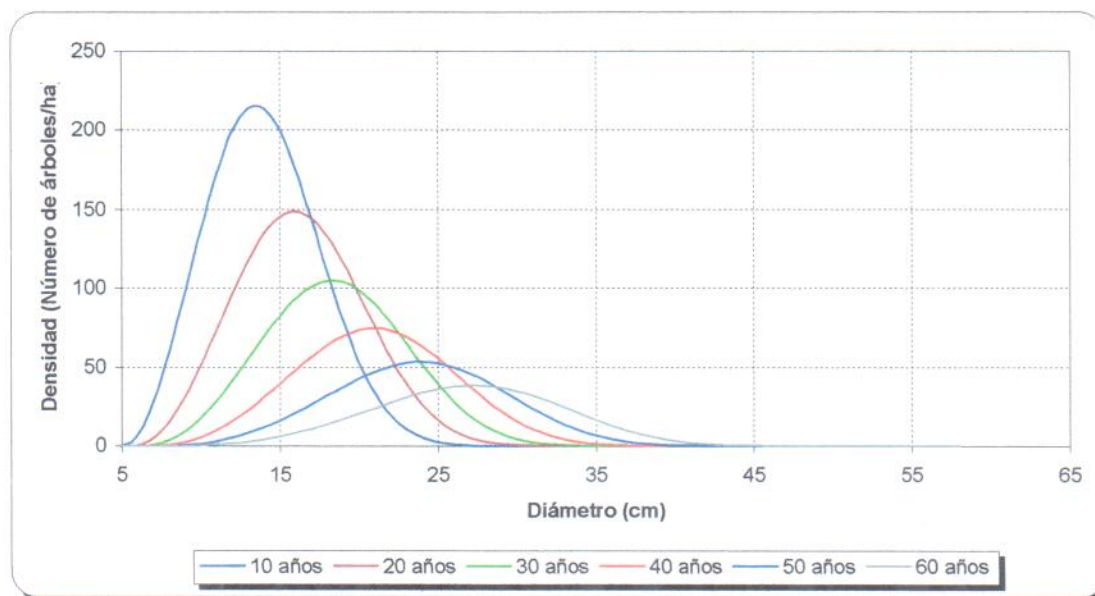


Figura 21. Comportamiento de las estructuras diamétricas de *Pinus patula* Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

Fue notable que conforme transcurre la edad, la disminución de la densidad fue más o menos constante, de igual forma la distribución de los individuos en los distintos diámetros.

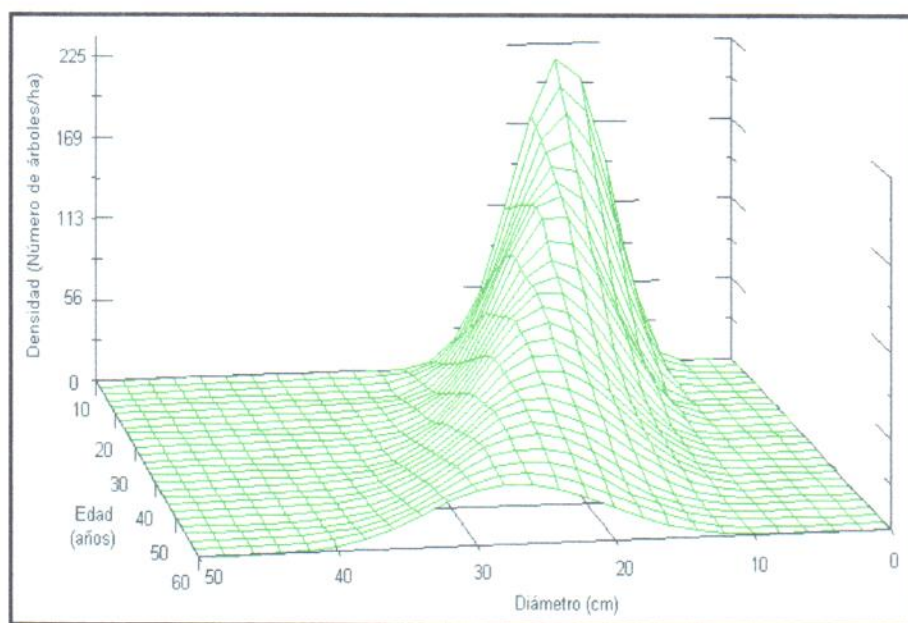


Figura 22. Superficie de respuesta de las estructuras diamétricas para *Pinus patula* Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

4.4.3. Estimación de las estructuras diamétricas para *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham.

El ajuste para estimar el primer momento fue dado en el análisis de varianza del Cuadro 29.

Cuadro 29. Análisis de varianza para estimación del primer momento muestral de *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo $\ln(m1) = \ln(b_0) + b_1 * \ln(m2)$					
		Suma de	Cuadrado		
F.V.	G.L.	Cuadrados	Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	8.68848	8.68848	13459.756	0.0001
Error	46	0.02969	0.00065		
Total C	47	8.71817			
Raíz cuadrada del CME		0.02541	R-Cuadrada	0.9966	
Media de $\ln(m1)$		3.27292			
C.V.		0.77628			
Estimación de Parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
$\ln(b_0)$	-0.059554	0.02895740	-2.057	0.0454	
$\ln(m2)$	0.505084	0.00435356	116.016	0.0001	
b_0 transformado y corregido por el CME es igual a 0.9425096543					

Se encontraron buenas características de bondad de ajuste, ya que el coeficiente de determinación nos indica que el modelo explicó más del 99 % de la variabilidad de la relación entre los dos momentos, con una alta probabilidad para el primer momento muestral, lo cual fue buena característica; por su parte, los parámetros mostraron un error estándar bajo y alta significancia estadística.

En el Cuadro 30, se presenta el análisis de varianza para el ajuste del tercer momento muestral como función del área basal media.

Cuadro 30. Análisis de varianza para estimación del tercer momento muestral de *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo $\ln(m_3) = \ln(b_0) + b_1 \cdot \ln(ABm)$					
F.V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	75.04334	75.04334	15251.172	0.0001
Error	46	0.22634	0.00492		
Total C.	47	75.26969			
Raíz cuadrada del CME		0.07015	R-Cuadrada	0.9970	
Media de $\ln(m_3)$		9.96867	Adj R-sq	0.9969	
C.V.		0.70367			
Estimación de los parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0		Prob > T
$\ln(b_0)$	0.533437	0.07706928	6.922		0.0001
$\ln(ABm)$	1.484388	0.01201976	123.496		0.0001
* b_0 transformado y corregido por el CME es igual a 1.704781585					

Por lo tanto, las ecuaciones para estimar el primer y tercer momentos muestrales para *A. religiosa* fueron:

$$\text{Primer momento muestral: } m_1 = 0.9425046543 (m_2)^{0.505084} \quad \dots(104)$$

$$\text{Del tercer momento muestral } m_3 = 1.707241585 (ABm)^{1.484388} \quad \dots(105)$$

Las estimaciones de los momentos produjeron valores de los parámetros de la FDP Weibull, tal como lo muestra el Cuadro 31.

Cuadro 31. Parámetros recuperados de la FDP Weibull a partir de la proyección de área basal en *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

Sitio	Área basal Proyectada	Primer Momento Muestral	Segundo Momento Muestral	Tercer Momento Muestral	Parámetro de Localización (a)	Parámetro de Escala (b)	Parámetro de Forma (c)
1	18.6186	20.368	438.9984	9977.1836	9.5739	12.1811	2.3323
2	10.5013	42.8048	1910.1017	88497.0078	16.7792	29.037	3.2376
3	3.5811	26.8732	759.9407	22530.0664	12.1978	16.5284	2.5594
4	4.9395	21.3923	483.7844	11524.7822	10.0073	12.845	2.3673
5	9.4233	25.1513	666.5623	18545.6875	11.5354	15.3449	2.4977
6	20.1094	28.0277	825.9376	25494.6543	12.6288	17.3349	2.6017
7	16.1689	23.6116	588.197	15403.3105	10.9229	14.3072	2.4435
8	17.9643	25.2686	672.7313	18801.0391	11.5802	15.4259	2.5021
9	8.2914	17.9161	340.5444	6843.7803	8.5094	10.6195	2.2501
10	12.7892	21.9455	508.8663	12422.749	10.2379	13.2071	2.3864
11	30.3644	38.4738	1546.447	64681.2383	15.8734	25.2952	3.0285
12	2.3972	38.2177	1526.1311	63423.9375	15.8108	25.0829	3.0168
13	8.6597	38.8326	1575.1239	66469.6328	15.9598	25.5937	3.045
16	40.6229	37.6014	1477.791	60464.8867	15.6545	24.578	2.989
17	7.0862	53.8356	3007.4958	173609.5	17.2352	40.4224	3.9133
18	33.9658	45.5722	2162.333	106386.5469	17.1759	31.6105	3.3852
20	25.3546	27.3589	787.3775	23747.9961	12.3799	16.867	2.5771
21	45.4971	33.5934	1182.218	43415.3281	14.5174	21.4153	2.8177
23	12.0201	26.9674	765.2264	22763.0723	12.234	16.5931	2.5629
25	10.4583	31.2465	1024.2981	35092.0273	13.761	19.6544	2.724
27	1.9437	34.3768	1237.4283	46458.7305	14.7553	22.0178	2.8502
28	12.8208	39.5394	1632.3983	70088.7344	16.1246	26.1875	3.0777
28	11.1164	24.1567	615.3844	16471.8828	11.1402	14.6742	2.4627
32	13.2868	27.034	768.9691	22928.5273	12.2583	16.6402	2.5652
33	20.0159	52.2221	2831.6636	158758.4531	17.3843	38.5409	3.7975
34	22.3882	47.7881	2375.4595	122317.0391	17.3737	33.7913	3.5124
35	15.4361	31.402	1034.4119	35607.582	13.8122	19.77	2.73

Se ubicó a “a” de 8.5094 a 17.3843; a “b” de 10.6195 a 40.4224; y, “c” de 2.2501 a 3.9133, como se observa en el Cuadro 31, mostraron una distribución que se asemejó a una distribución normal, interpretando que se trata de una masa relativamente joven, además de que esta especie, en el área de estudio, no ha sido alterada de manera importante.

Para la obtención de los parámetros a partir de los datos disponibles no se presentó algún tipo de problema, ya que se contó con suficiente tamaño de muestra, por lo cual para la

proyección se estableció un área basal inicial de 10 m²/ha y una densidad inicial de 2,500 árboles / ha. La proyección de las estructuras se presenta en la Figura 23.

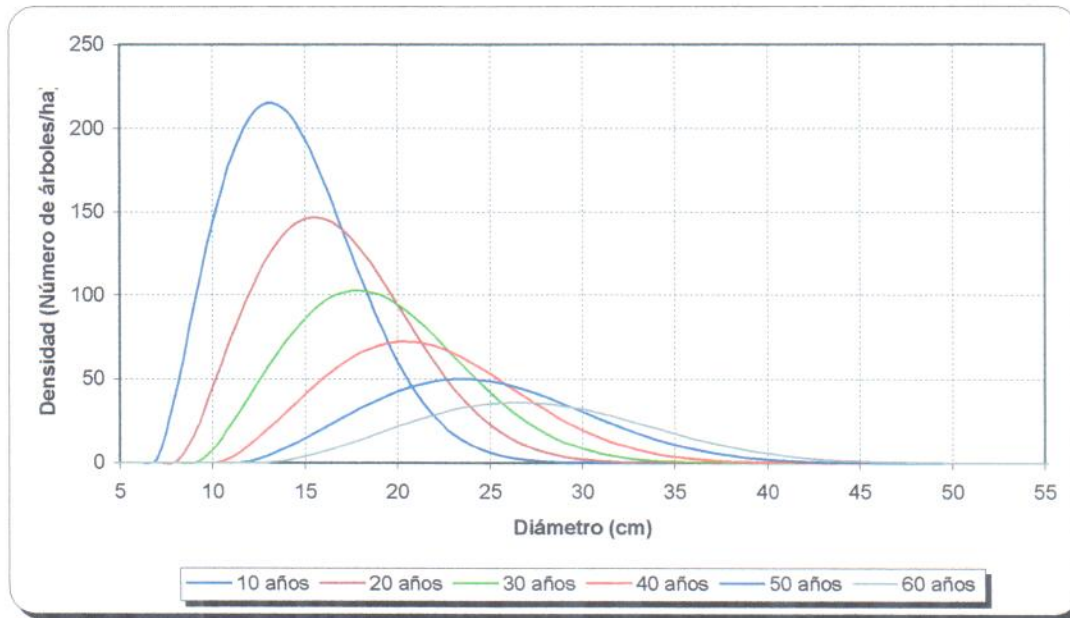


Figura 23. Comportamiento de las estructuras diamétricas de *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

El desarrollo de las estructuras diamétricas presentaron un comportamiento típico de las masas incoetáneas mezcladas, es decir la proporción del número de árboles entre clases diamétricas sucesivas fue más o menos constante. De ahí, se observaron casi nulos cambios abruptos en las frecuencias, es decir, dichos cambios fueron más o menos constantes (Figura 24).

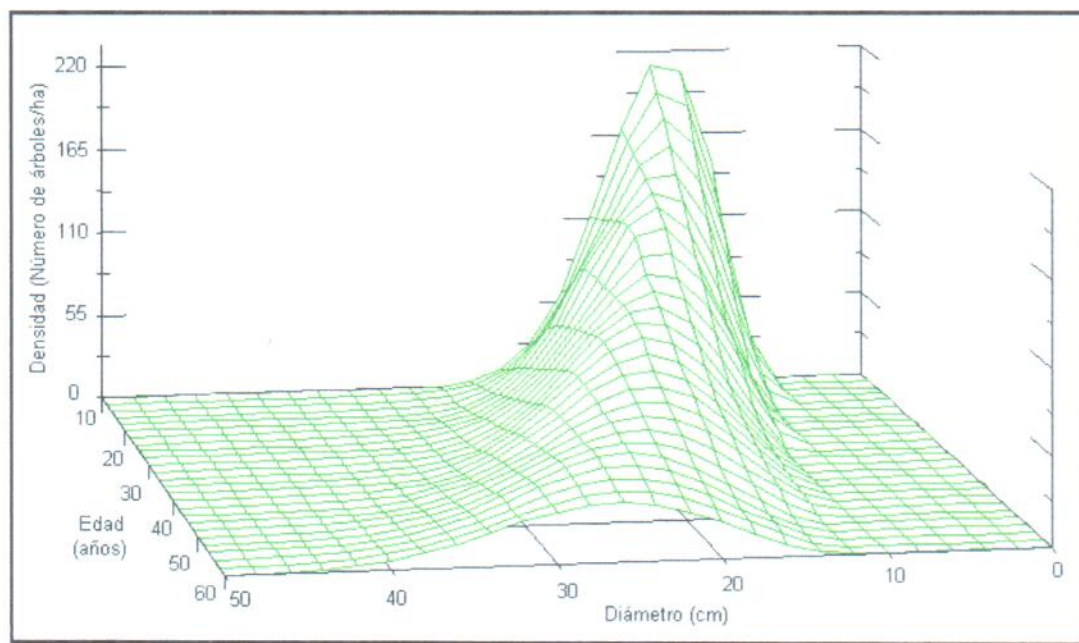


Figura 24. Superficie de respuesta de las estructuras diamétricas para *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

4.4.4. Estimación de las estructuras diamétricas para *Pinus pseudostrobus* Lindl.

La estimación de los momentos muestrales para *P. pseudostrobus*, se obtuvo del ajuste en forma logarítmica por el método de mínimos cuadrados ordinarios, ya que utilizando regresión no lineal los resultados no fueron coherentes. Para el primer momento muestral, los coeficientes se obtuvieron del análisis de varianza del Cuadro 32.

Cuadro 32. Análisis de varianza para estimación del primer momento muestral de *Pinus pseudostrobus* Lindl. en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo $\ln(m1) = \ln(b_0) + b_1 \cdot \ln(m2)$					
F.V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	0.94629	0.94629	6584.054	0.0001
Error	7	0.00101	0.00014		
Total C	8	0.94730			
Raíz cuadrada del CME		0.01199	R-cuadrada	0.9989	
Media de $\ln(m1)$		3.21892			
C.V.		0.37244			
Estimación de parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0		Prob > T
$\ln(b_0)$	-0.021339	0.04013254	-0.532		0.6114
$\ln(m2)$	0.499716	0.00615852	81.142		0.0001
b_0 transformado y corregido por el CME es igual a 1.021638305					

Se obtuvieron valores altos de probabilidad y de coeficiente de determinación (0.9989); los parámetros con un error estándar pequeño, aunque b_0 mostró una baja probabilidad.

El análisis de varianza para el tercer momento muestral se presenta en el Cuadro 33. En este cuadro se tuvo una R^2 y alta probabilidad, así como valores pequeños del error estándar con buenos valores de probabilidad para los parámetros.

Cuadro 33. Análisis de varianza para estimación del tercer momento muestral de *Pinus pseudostrobus* Lindl. en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo $\ln(m_3) = \ln(b_0) + b_1 \cdot \ln(ABm)$					
F.V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	1	8.47996	8.47996	8524.934	0.0001
Error	7	0.00696	0.00099		
Total C.	8	8.48693			
Raíz cuadrada del CME		0.03154	R-Cuadrada	0.9992	
Media de $\ln(m_3)$		9.78810			
C.V.		0.32222			
Estimación de parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
$\ln(b_0)$	0.449644	0.10168650	4.422	0.0031	
$\ln(ABm)$	1.495916	0.01620174	92.331	0.0001	
* b_0 transformado y corregido por el CME es igual a 1.568248966					

Las ecuaciones para estimar los momentos muestrales fueron:

$$\text{Primer momento muestral: } m_1 = 0.97895706561 (m_2)^{0.499716} \quad \dots(106)$$

$$\text{Tercer momento muestral } m_3 = 1.568248966 (ABm)^{1.495916} \quad \dots(107)$$

Con el área basal proyectada, y de las estimaciones producidas de (106) y (107) se obtuvieron los juegos de parámetros para *P. pseudostrobus* (Cuadro 34).

Cuadro 34. Parámetros recuperados de la FDP Weibull a partir de la proyección de área basal para *Pinus pseudostrobus* Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla.

Sitio	Área basal proyectada	Primer Momento Muestral	Segundo Momento Muestral	Tercer Momento Muestral	Parámetro de localización (a)	Parámetro de Escala (b)	Parámetro de Forma (c)
19	12.1724	36.6705	1408.9449	56099.5312	0	39.6443	6.5
22	9.1627	31.8182	1060.5762	36680.4609	0	34.3957	6.5
23	11.277	28.3962	844.6073	26092.043	0	30.7953	5.609
26	4.5015	33.0783	1146.2983	41203.168	0	35.7588	6.5

Los valores de los parámetros oscilaron para “a” el valor promedio fue de 0, “b” se encuentra en el rango de 30.7953 y 39.6443; y “c” ocurrieron de 5.609 a 6.5. Los valores demostraron una distribución de diámetros en forma de campana pero extendida, o que sugirió una masa madura pero no siendo sobre-madura, aunque esta afirmación se debe tomar con cautela, ya que si se considera que existe influencia de la poca ocurrencia de individuos dentro de la muestra, es posible que ante un aumento de la intensidad de muestreo sobre la especie las características de la distribución diamétrica se modifiquen.

De forma gráfica las estructuras diamétricas para *P. pseudostrobus* se presentan en las Figuras 25 y 26.

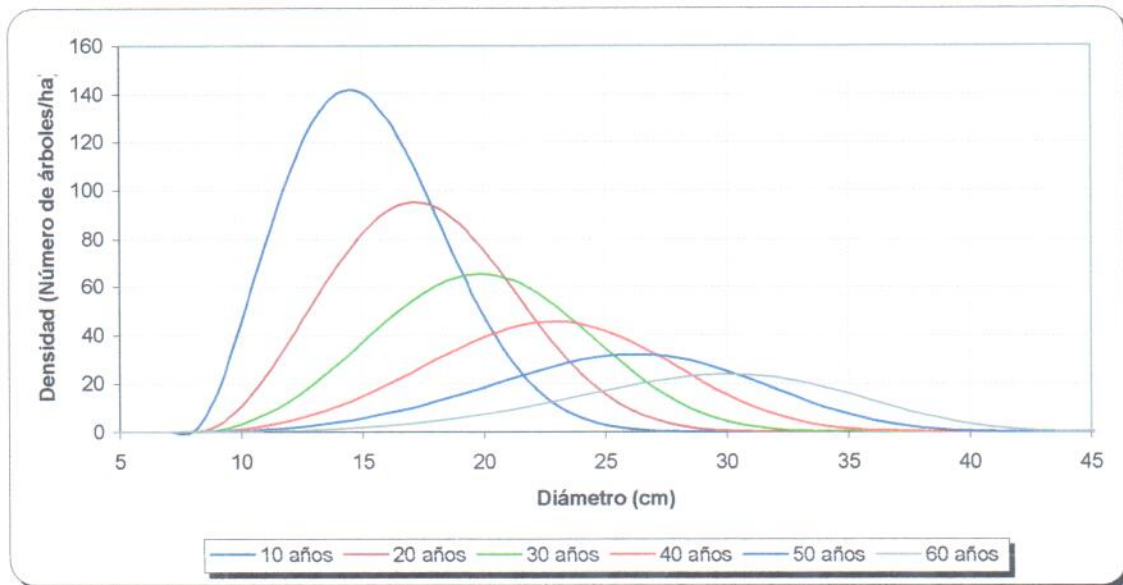


Figura 25. Comportamiento de las estructuras diamétricas de *Pinus pseudostrobus* Lindl. en la región de Chignahuapan, Puebla.

La tendencia fue una típica muestra de masas coetáneas con una distribución en las etapas iniciales de asimetría a la derecha, y a las etapas finales, la asimetría se traslada al lado izquierdo lo que indica una mayor madurez del arbolado. En la Figura 26, se muestra claramente como la tendencia es el mayor número de individuos en las edades mayores.

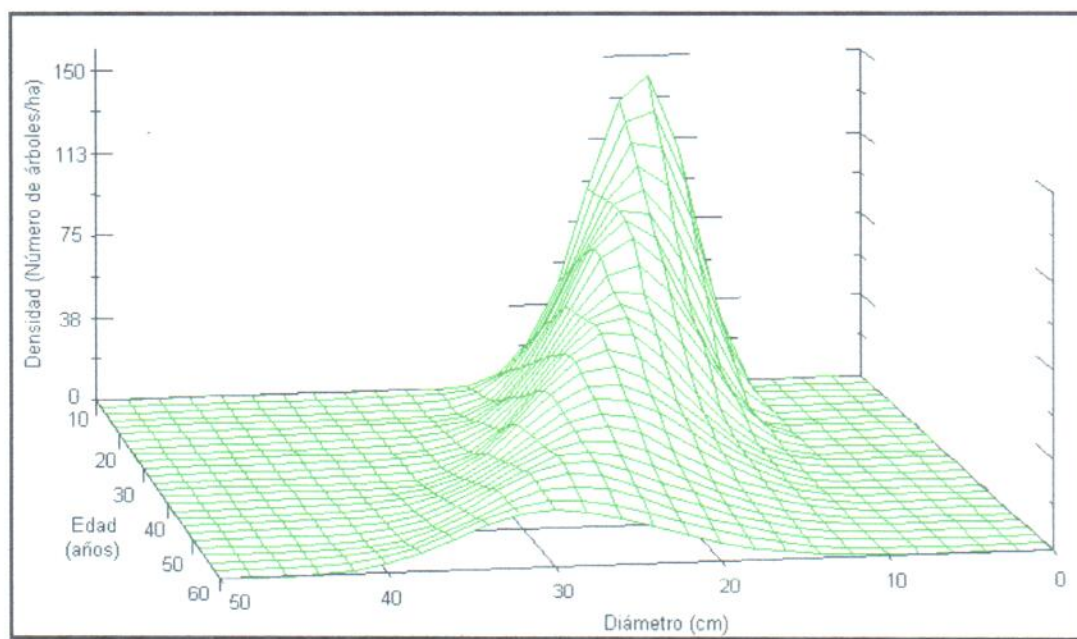


Figura 26. Superficie de respuesta de las estructuras diamétricas para *Pinus pseudostrobus* Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla.

Es importante señalar que, el proceso de las estimaciones de los momentos y la recuperación de parámetros se vio afectado por la poca ocurrencia de los individuos dentro de la muestra, por lo cual las proyecciones solo fueron posibles a partir de una densidad teórica máxima de 1,500 árboles/ha (considerando un área basal inicial de 10 m²/ha).

4.4.5. Comparación de las estimaciones de las estructuras diamétricas entre las especies

Fue determinante la poca ocurrencia de las especies en la muestra en las estimaciones de los momentos muestrales, además de afectar la metodología de ajuste, los resultados finales de los coeficientes también fueron influidos. Sin embargo, fue posible establecer comparaciones con sus intervalos de confianza, en este caso para el primer momento (Cuadro 35).

Cuadro 35. Intervalos de confianza para ecuaciones de estimación del primer momento muestral para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.

Especie	Parámetro		Error Estándar	g.l.	T al 95 %	Limite Inferior	Limite Superior
	Bi	Estimación					
P. ayacahuite	0	0.033576	0.2669591	9	2.262	-0.570285484	0.637437484
	1	1.573808	0.04601332	9	2.262	1.46972587	1.67789013
P. patula	0	0.538609	0.06758143	58	2.0021	0.403304219	0.673913781
	1	1.48243	0.01000799	58	2.0021	1.462393003	1.502466997
Abies religiosa	0	0.533437	0.07706928	46	2.0147	0.378165522	0.688708478
	1	1.484388	0.01201976	46	2.0147	1.46017179	1.50860421
Pinus pseudostrobus	0	0.449644	0.1016865	7	2.365	0.209155428	0.690132573
	1	1.495916	0.01620174	7	2.365	1.457598885	1.534233115

* Los coeficientes de b_0 son tomados en forma logarítmica y sin corrección por el CME

Los valores obtenidos de los coeficientes para b_0 fueron semejantes, a excepción de los ocurridos en *P. ayacahuite*, que fueron pequeños. Aun con los diferentes valores, todos los intervalos de confianza mostraron una zona común, de hecho los límites resultantes de *P. patula*, *P. pseudostrobus* y *A. religiosa* fueron semejantes. El intervalo de *P. patula* fue el cubierto por los restantes.

Para b_1 , los valores fueron semejantes para las cuatro especies, y nuevamente el valor intervalo que fue cubierto por el resto de los intervalos para las especies fue el correspondiente para *P. patula*.

En la estimación del tercer momento muestral, los valores de los coeficientes y sus respectivos intervalos de confianza se presentan en el Cuadro 36.

Cuadro 36. Intervalos de confianza para ecuaciones de estimación del tercer momento muestral para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.

Especie	Parámetro		Error Estándar	g. l.	t al 95 %	Limite Inferior	Limite Superior
	Bi	Estimación					
P. ayacahuite	0	0.150644	0.12749244	9	2.262	-0.137743899	0.439031899
	1	0.468623	0.02110109	9	2.262	0.420892334	0.516353666
P. patula	0	-0.064044	0.03048104	58	2.0021	-0.12507009	-0.00301791
	1	0.505984	0.00435908	58	2.0021	0.497256686	0.514711314
Abies religiosa	0	-0.059554	0.0289574	46	2.0147	-0.117894474	-0.001213526
	1	0.505084	0.00435356	46	2.0147	0.496312883	0.513855117
Pinus pseudostrabus	0	-0.021339	0.04013254	7	2.365	-0.116252457	0.073574457
	1	0.499716	0.00615852	7	2.365	0.4851511	0.5142809

* Los valores de b_0 son considerados en forma logarítmica y sin corrección por el CME

Los intervalos de confianza dados para b_0 , mostraron marcada semejanza para *P. pseudostrobus*, *P. patula* y *A. religiosa*, donde aquel que mayormente fue cubierto por el resto lo presentó *A. religiosa*. Para b_1 , fue todavía más marcada la semejanza entre las estimaciones de los parámetros; en cuanto a los intervalos de confianza las diferencias fueron pequeñas, todos presentan amplia sobreposición.

Puesto que la utilidad final de la estimación de los momentos es la proyección de estructuras diamétricas, y considerando las restricciones que se presentaron para *P. ayacahuite* y *P. pseudostrobus*, para tener mejores elementos de comparación se realizó una

proyección (Figura 27) de dichas estructuras utilizando para todas las especies un área basal inicial de 10 m²/ha y una densidad de 800 árboles /ha.

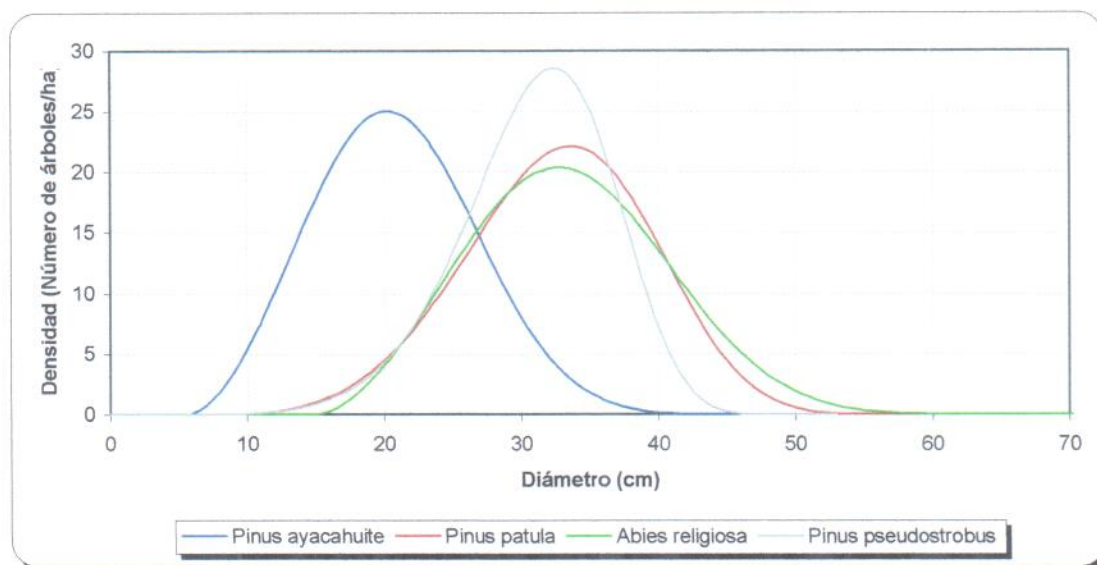


Figura 27. Proyección de estructuras diamétricas a la edad de 30 años para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.

En la proyección, resaltó la similitud en las estructuras alcanzadas por *A. religiosa* y *P. patula* tanto en localización y forma de la distribución, y la ubicación de la moda de los diámetros, de hecho la misma tendencia se mostró a otras edades. La similitud de los intervalos de confianza de estas últimas especies con *P. pseudostrobus*, nuevamente se manifestó en tener cierta semejanza en las distribuciones diamétricas con una forma de campana más estrecha, aunque reiterando que en el ajuste de los momentos, se tuvo influencia del número de individuos registrados; Si bien, en forma pareció semejante, la localización de la distribución de *P. ayacahuite* fue diferente, el ajuste de sus momentos fue afectado de la misma forma que *P. pseudostrobus*.

4.5. Estimación de altura por categoría diamétrica

4.5.1. Estimación de altura por categoría diamétrica para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw

La estimación de la altura por categoría diamétrica fue determinada con la expresión:

$$Ht = Hd \left(1 - e^{-0.037690412 D^{1.052479955}} \right) \quad \dots(108)$$

Los coeficientes y las características del ajuste fueron de acuerdo al Cuadro 37.

Cuadro 37. Análisis de varianza para altura por categoría diamétrica de *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo: $Ht = Hd \left(1 - e^{-b_0 D^{b_1}} \right)$				
Fuente	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	
Regresión	2	43302.335530	21651.167765	
Residual	85	177.664470	2.090170	
Total S.C.	87	43480.000000		
Total C.	86	2768.229885		
Parámetro	Estimación	Error Estándar Asintótico	Intervalo de confianza Asintótico al 95 %	
			L. inferior	L. superior
b_0	0.037690412	0.00418508980	0.02936929612	0.0460115274
b_1	1.052479955	0.03632263629	0.98026051084	1.1246993982
Matriz de Correlación Asintótica				
	Correlación	b_0	b_1	
b_0		1	-0.993145256	
b_1	-0.993145256		1	
Pseudo R^2 : 0.935820189				

El modelo presentó buenas características de ajuste, la pseudo R^2 alcanzó un valor alto, de la misma forma es la correlación que se encontró para los parámetros, resaltando su valor negativo que indica la contribución a la explicación de la variable dependiente, además de que fueron pequeños los errores estándar asintóticos de cada parámetro.

Además del buen ajuste estadístico, el modelo presentó buen comportamiento en la proyección para estimar la altura por categoría diamétrica, dentro de esto demostró claramente la alometría existente entre el diámetro y la altura (Figura 28).

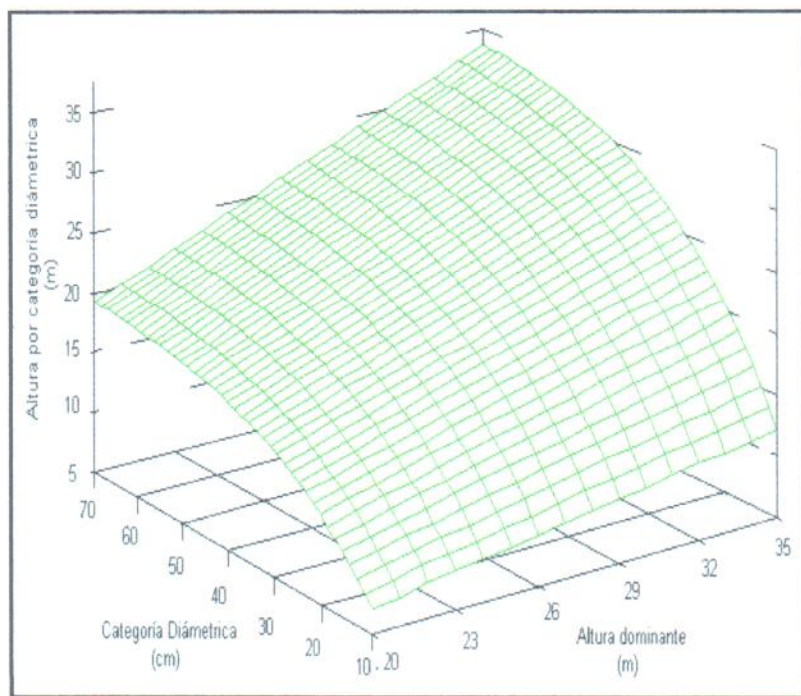


Figura 28. Proyección de altura por categoría diamétrica para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw en la región de Chignahuapan, Puebla.

4.5.2. Estimación de altura por categoría diamétrica para *Pinus patula*

Schl. et Cham

La expresión final para estimar la altura por categoría diamétrica obtenida a partir del análisis de varianza del Cuadro 38, resultó:

$$Ht = Hd \left(1 - e^{-0.060032805 D^{1.000062863}} \right) \quad \dots(109)$$

Cuadro 38. Análisis de varianza para altura por categoría diamétrica de *Pinus patula* Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo: $Ht = Hd(1 - e^{-b_0 D^{b_1}})$				
Fuente	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	
Regresión	2	515919.34192	257959.67096	
Residual	629	5864.65808	9.32378	
Total S.C.	631	521784.00000		
(Total C.)	630	31549.85737		
Parámetro	Estimación	Error Estándar Asintótico	Intervalo de confianza asintótico al 95 %	
			L. inferior	L. superior
b_0	0.060032805	0.00589832185	0.04844983284	0.0716157774
b_1	1.000062863	0.03092498516	0.93933317451	1.0607925509
Matriz de correlación asintótica				
	Correlación	b_0	b_1	
b_0		1	-0.992066579	
b_1		-0.992066579	1	
Pseudo R^2 : 0.814114593				

Aunque el indicador alternativo de bondad de ajuste no resultó alto (Pseudo R^2 : 0.814114593), si se consideró aceptable para decir que el modelo explicó la mayor parte de la variabilidad en la altura por categoría diamétrica. Además, otras propiedades estadísticas

fueron buenas, los errores estándar asociados a cada parámetro fueron pequeños, la matriz de correlación asintótica presentó valores altos y un comportamiento lógico del modelo en la proyección. Las dos últimas características demuestran aceptablemente las propiedades de alometría entre el diámetro y la altura (Figura 29).

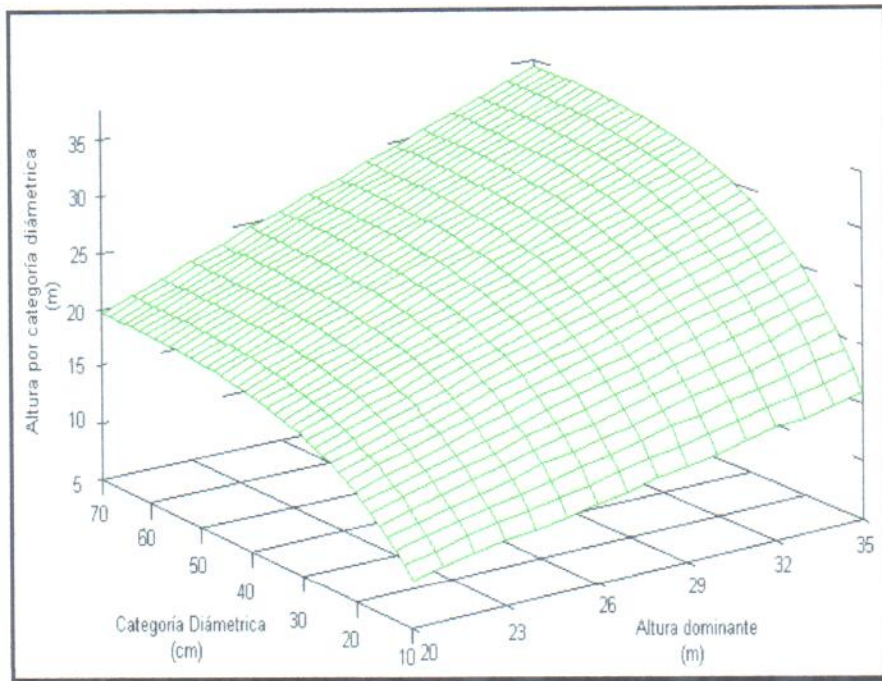


Figura 29. Proyección de altura por categoría diamétrica para *Pinus patula* Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

4.5.3. Estimación de altura por categoría diamétrica para *Abies religiosa*

(H.B.K.) Schl. et Cham

La ecuación (110) fue la expresión final para la estimación de la altura por categoría diamétrica para *A. religiosa*.

$$Ht = Hd \left(1 - e^{-0.016402081 D^{1.269943026}} \right) \quad \dots(110)$$

El ajuste en forma no lineal del modelo presentó buenas características estadísticas; Una alta Pseudo R^2 , los errores estándar asintóticos pequeños y alta correlación asintótica (Cuadro 39).

Cuadro 39. Análisis de varianza para altura por categoría diamétrica de *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo: $Ht = Hd \left(1 - e^{-b_0 D^{b_1}} \right)$				
Fuente	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado medio	
Regresión	2	223871.65252	111935.82626	
Residual	490	3081.34748	6.28846	
Total S.C.	492	226953.00000		
(Total C.)	491	31709.90854		
Parámetro	Estimación	Error Estándar Asintótico	Intervalo de confianza Asintótico al 95 %	
			L. inferior	L. superior
b_0	0.016402081	0.00120372954	0.0140369359	0.0187672258
b_1	1.269943026	0.02364081624	1.2234924274	1.3163936247
Matriz de Correlación Asintótica				
	Correlación	b_0	b_1	
b_0		1	-0.989502155	
b_1		-0.989502155	1	
Pseudo R^2 : 0.902826983				

La proyección del comportamiento de las variables a través del modelo arrojó resultados biológicamente aceptables, resaltando la interacción positiva entre las variables (Figura 30).

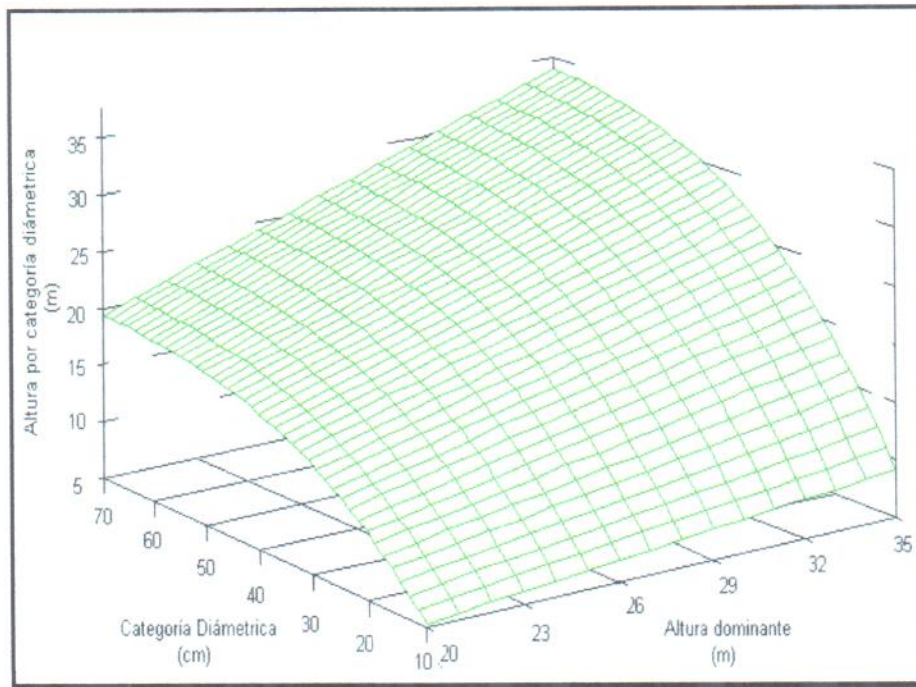


Figura 30. Proyección de altura por categoría diamétrica para *Abies religiosa* (H.B.K.) Schl. et Cham en la región de Chignahuapan, Puebla.

4.5.4. Estimación de altura por categoría diamétrica para *Pinus pseudostrobus* Lindl

Se puede afirmar que la ecuación (111), por sus propiedades estadísticas es capaz de estimar confiablemente la altura por categoría diamétrica para *P. pseudostrobus*.

$$Ht = Hd \left(1 - e^{-0.031827220 D^{1.072341971}} \right) \quad \dots(111)$$

Dichas propiedades estadísticas se muestran en el Cuadro 40.

Cuadro 40. Análisis de varianza para altura por categoría diamétrica de *Pinus pseudostrobus* Lindl en la región de Chignahuapan, Puebla.

Modelo: $Ht = Hd(1 - e^{-b_0 D^{b_1}})$				
Fuente	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado medio	
Regresión	2	51142.035049	25571.017524	
Residual	83	457.964951	5.517650	
Total S.C.	85	51600.000000		
(Total C.)	84	5477.647059		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Intervalo de Confianza	
		Asintótico	Asintótico al 95%	
			L. inferior	L. superior
b_0	0.031827220	0.00496650471	0.02194900137	0.0417054377
b_1	1.072341571	0.04763681312	0.97759348111	1.1670896600
Matriz de Correlación Asintótica				
	Correlación	b_0	b_1	
b_0		1	-0.989776544	
b_1		-0.989776544	1	
Pseudo R^2 : 0.916393856				

Los valores de ajuste fueron confiables con una Pseudo R^2 (0.916393856) y correlación asintótica de los parámetros con valores altos, y, los errores estándar asintóticos pequeños.

La contribución positiva tanto del diámetro como de la altura dominante, fue mostrada a través de un comportamiento donde es evidente una vez más la alometría entre las variables (Figura 31).

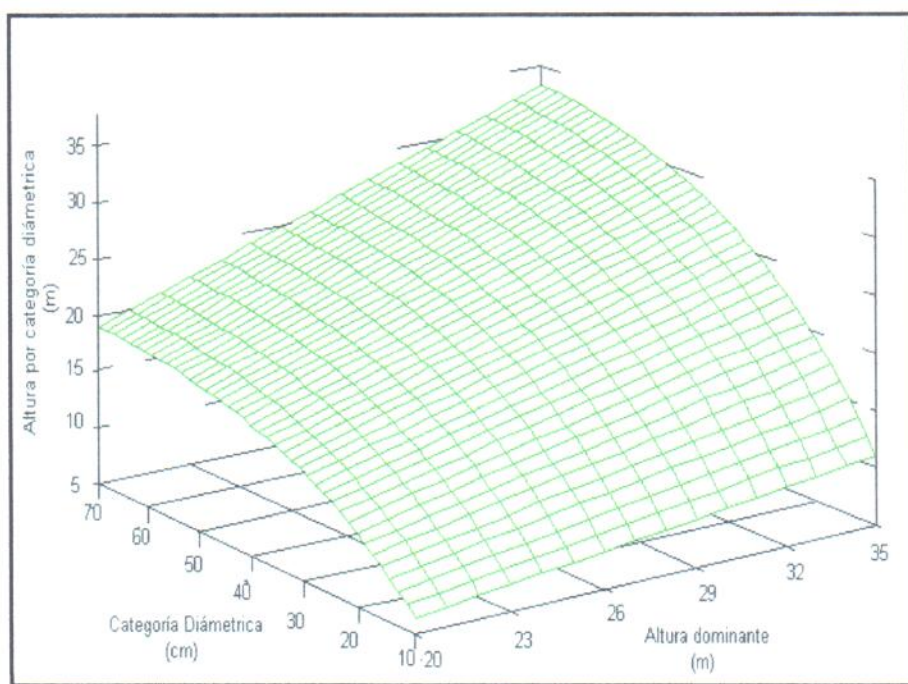


Figura 31. Proyección de altura por categoría diamétrica para *Pinus pseudostrobus* Lindl. en la región de Chignahuapan, Puebla.

4.5.5. Comparación de las determinaciones de altura por categoría diamétrica

Los valores que obtuvieron los parámetros presentaron ciertas diferencias (Cuadro 41), de hecho, solo *P. ayacahuite* y *P. pseudostrobus* obtuvieron valores semejantes y cierta sobreposición de sus intervalos de confianza. Esta diferencia se considera obvia al tomar en cuenta la naturaleza intrínseca de cada especie y el nivel de ajuste que se tuvo a nivel de categoría diamétrica, dada la ocurrencia de cada especie en la muestra.

Cuadro 41. Intervalos de confianza asintóticos para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.

Especie	Parámetro		Error Estándar Asintótico	Intervalos de confianza asintóticos al 95 %	
	Bi	Estimación		Limite inferior	Limite Superior
Pinus ayacahuite	0	0.037690412	0.00418508980	0.02936929612	0.0460115274
	1	1.052479955	0.03632263629	0.98026051084	1.1246993982
P. patula	0	0.060032805	0.00589832185	0.04844983284	0.0716157774
	1	1.000062863	0.03092498516	0.93933317451	1.0607925509
Abies religiosa	0	0.016402081	0.00120372954	0.0140369359	0.0187672258
	1	1.269943026	0.02364081624	1.2234924274	1.3163936247
P. pseudostrobus	0	0.031827220	0.00496650471	0.02194900137	0.0417054377
	1	1.072341571	0.04763681312	0.97759348111	1.1670896600

El comportamiento de la altura por categoría diamétrica para las especies presentó una tendencia semejante, aunque más detalladamente, como se observó en la Figura 32 y el Cuadro 42, resaltaron aspectos como el hecho de que, *P. patula* presentó las mayores alturas en las categorías diamétricas menores. Esto es explicable desde el punto de vista de la naturaleza tolerante de *A. religiosa* y *P. ayacahuite* en las primeras edades. Sí bien, *P. pseudostrobus* no cuenta con el comportamiento de tolerancia para el área de estudio se encuentra desarrollándose en las condiciones ambientales menos favorables, y más descubiertos, sin tanta competencia.

Cuadro 42. Alturas por categoría diamétrica alcanzadas con una altura dominante de 27 m para cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.

Categoría diamétrica	Especie			
	P. ayacahuite	P. patula	A. religiosa	P. pseudostrobus
10	9.3538	12.1882	7.1052	8.461
15	12.9286	16.0297	10.8037	11.8937
20	15.8248	18.8749	14.0719	14.7533
25	18.1522	20.9823	16.8432	17.11
30	20.0122	22.543	19.1272	19.0381
35	21.4927	23.699	20.969	20.6073
40	22.6673	24.5552	22.4282	21.8789
45	23.5968	25.1893	23.5672	22.9059
50	24.3306	25.6589	24.4449	23.7328
55	24.9089	26.0068	25.1135	24.397
60	25.3639	26.2644	25.6176	24.9293
65	25.7212	26.4552	25.9941	25.355
70	26.0015	26.5965	26.273	25.6949

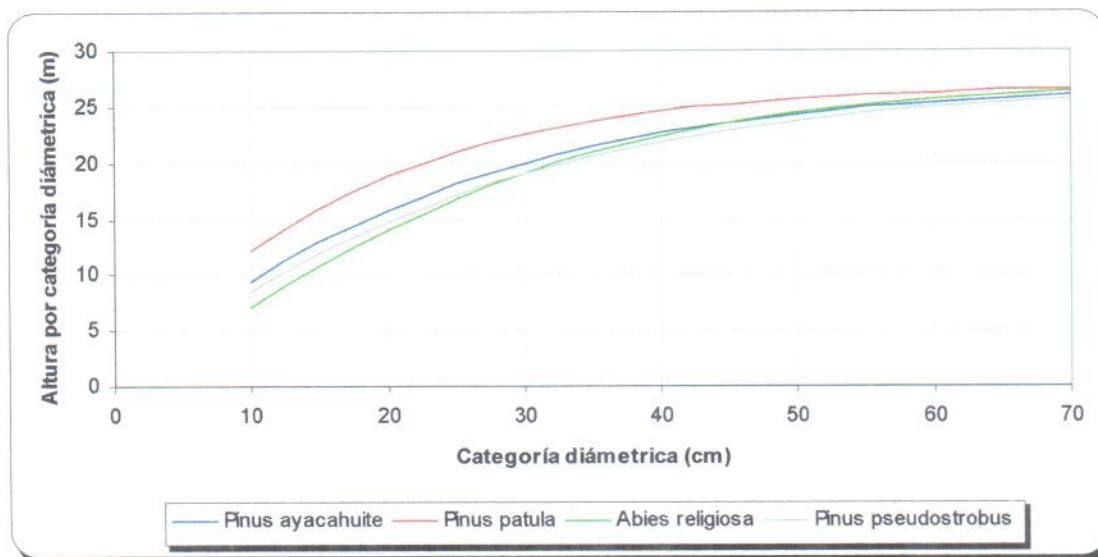


Figura 32. Proyección de altura por categoría diámetro a una altura dominante de 27 m para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.

4.6. Estimación del número de árboles por hectárea

Dados los resultados de parámetros con propiedades estadísticas semejantes para los ajustes de área basal y de momentos muestrales, puesto que la estimación de la sobrevivencia depende de estos, existieron las mismas tendencias cuando se proyectó a iguales densidades iniciales, como el caso de *P. patula* y *A. religiosa*, y aun cuando existieron diferencias en las densidades iniciales en *P. ayacahuite* y *P. pseudostrobus* se observó una tendencia parecida en la tasa de disminución del número de individuos/ha (Cuadro 43 y Figura 33). La proyección de sobrevivencia se realizó con las siguientes densidades iniciales: *P. ayacahuite* con 805 árboles/ha, *P. patula* y *A. religiosa* con 2,500, y *P. pseudostrobus* con 1,500.

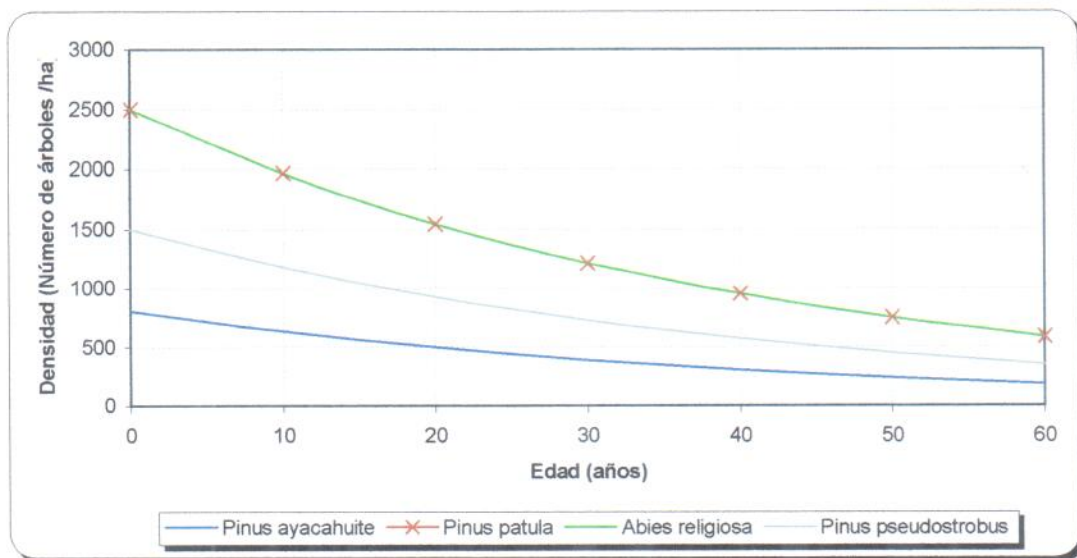


Figura 33. Grafica de sobrevivencia para cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.

Cuadro 43. Sobrevivencia de cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla.

Edad	Especie			
	P. ayacahuite	P. patula	A. religiosa	P. pseudostrobus
0	805	2500	2500	1500
10	632	1963	1963	1178
20	496	1542	1542	925
30	390	1211	1211	726
40	306	951	951	570
50	240	747	747	448
60	188	587	587	352

El efecto de la semejanza en los ajustes de momentos se manifestaron con una misma tendencia en la sobrevivencia, cuando se consideró una misma densidad inicial y área basal inicial para todas las especies ($10 \text{ m}^2/\text{ha}$ y 800 árboles por ha), ya que resultó una sola línea de tendencia para las cuatro especies (Figura 34). Aunque es importante señalar que, para mejores afirmaciones se requiere una investigación específica.

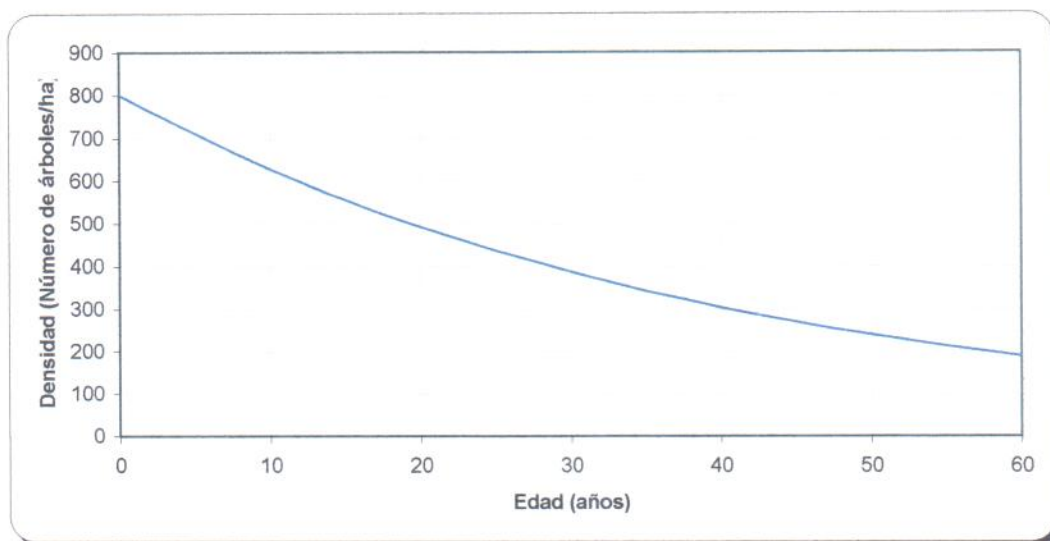


Figura 34. Comportamiento de sobrevivencia de cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla; a iguales densidades y áreas basales iniciales.

4.7. Estimación de secuestro de carbono

Para describir el comportamiento de la masa forestal en cuanto a la estimación de secuestro de carbono por especie, se debe de tomar en cuenta las consideraciones descritas para cada modelo; de esta forma, para las cuatro especies se utilizó una densidad inicial de $10 \text{ m}^2 / \text{ha}$, una edad final de 60 años y un índice de sitio de 24, además de otros datos de acuerdo a la especie y condiciones de la masa.

4.7.1. Estimación de secuestro de carbono para *Pinus ayacahuite* veitchii

Shaw.

En la estimación para *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw, se usó una densidad inicial de 805 árboles/hectárea, que es la que estadísticamente soportó el modelo, y una gravedad

específica de 0.42 ton/m^3 , lo cual arrojó una producción de $254.5740 \text{ m}^3/\text{ha}$ de madera, lo que representaron 53.4605 tC/ha , explícitamente la corrida se muestra a continuación:

Datos iniciales

Densidad inicial:	805 árboles/ha
Índice de Sitio:	24
Área basal Inicial:	$10 \text{ m}^2/\text{ha}$
Gravedad Específica:	0.42 Ton/m^3
Edad Final:	60 años

Estimación de parámetros de la FDP Weibull

1er. Momento muestral:	28.6045
2do. Momento muestral:	928.4979
3er Momento muestral:	33274.3867
Parámetro de localización:	3.8381
Parámetro de escala:	27.9039
Parámetro de forma:	2.5242

Resultados finales

Densidad final:	188 árboles/ha
Altura dominante:	25.63 m
Área basal final:	$17.5018 \text{ m}^2/\text{ha}$
Volumen final:	$254.5740 \text{ m}^3/\text{ha}$
Carbono secuestrado:	53.4605 tC/ha

Utilizando la estimación de la distribución de diámetros, de volumen y de carbono secuestrado, fue posible conocer la distribución de este último en la masa. De esta forma, la mayor cantidad de carbono secuestrado se distribuyó en los diámetros que van desde 24 a 31 cm (ver Cuadro 44) lo cual sugiere que la mayor cantidad de carbono secuestrado se concentró en los individuos jóvenes.

Cuadro 44. Estimación de carbono secuestrado por diámetro para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw. en la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad de 805 árboles/ha, una edad final de 60 años y un índice de sitio de 24.

Diámetro (cm)	Árboles /ha	Proporción	Volumen (m3/ha)	Carbono Secuestrado (tC/ha)
8	1	0.0053	1.3541	0.2844
9	1	0.0053	1.3541	0.2844
10	1	0.0053	1.3541	0.2844
11	2	0.0106	2.7082	0.5687
12	2	0.0106	2.7082	0.5687
13	3	0.0160	4.0624	0.8531
14	3	0.0160	4.0624	0.8531
15	4	0.0213	5.4165	1.1375
16	4	0.0213	5.4165	1.1375
17	4	0.0213	5.4165	1.1375
18	5	0.0266	6.7706	1.4218
19	5	0.0266	6.7706	1.4218
20	6	0.0319	8.1247	1.7062
21	6	0.0319	8.1247	1.7062
22	6	0.0319	8.1247	1.7062
23	6	0.0319	8.1247	1.7062
24	7	0.0372	9.4788	1.9906
25	7	0.0372	9.4788	1.9906
26	7	0.0372	9.4788	1.9906
27	7	0.0372	9.4788	1.9906
28	7	0.0372	9.4788	1.9906
29	7	0.0372	9.4788	1.9906
30	7	0.0372	9.4788	1.9906
31	7	0.0372	9.4788	1.9906
32	6	0.0319	8.1247	1.7062
33	6	0.0319	8.1247	1.7062
34	6	0.0319	8.1247	1.7062
35	6	0.0319	8.1247	1.7062
36	5	0.0266	6.7706	1.4218
37	5	0.0266	6.7706	1.4218
38	5	0.0266	6.7706	1.4218
39	4	0.0213	5.4165	1.1375
40	4	0.0213	5.4165	1.1375
41	4	0.0213	5.4165	1.1375
42	3	0.0160	4.0624	0.8531
43	3	0.0160	4.0624	0.8531
44	3	0.0160	4.0624	0.8531
45	2	0.0106	2.7082	0.5687
46	2	0.0106	2.7082	0.5687
47	2	0.0106	2.7082	0.5687
48	2	0.0106	2.7082	0.5687
49	1	0.0053	1.3541	0.2844
50	1	0.0053	1.3541	0.2844
51	1	0.0053	1.3541	0.2844
52	1	0.0053	1.3541	0.2844
53	1	0.0053	1.3541	0.2844
Total	188	1.0000	254.5740	53.4605

Para los índices de sitio de 15, 18, y 21, se presentó un comportamiento semejante al descrito, difiriendo en las cantidades, aunque estas diferencias fueron pequeñas (Figura 35).

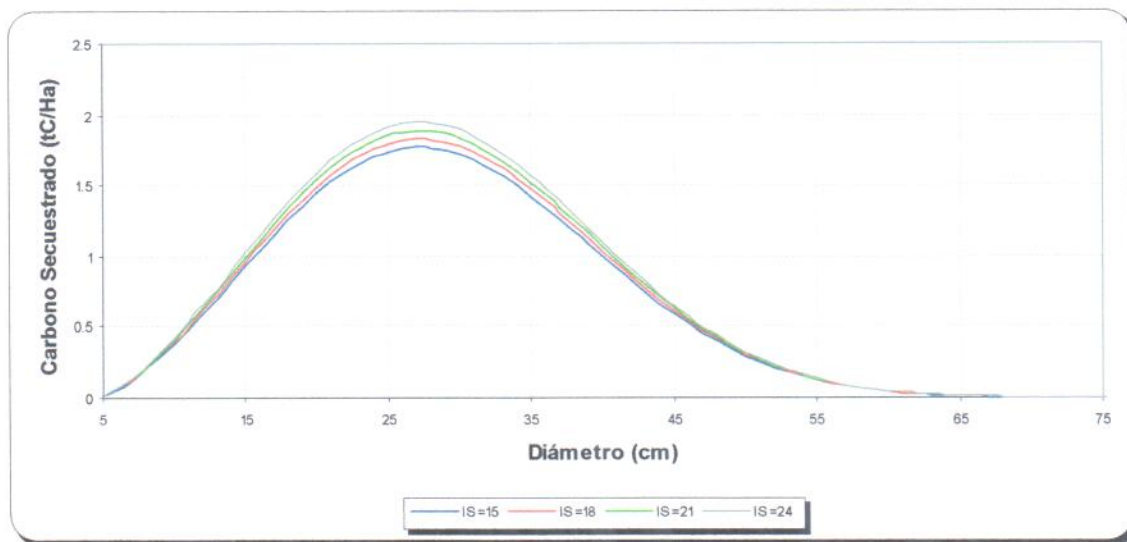


Figura 35. Carbono secuestrado para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 805 árboles/ha, una edad final de 60 años y diferentes Índices de Sitio.

El hecho de que las cantidades de carbono secuestrado se concentraron en estas categorías y las que les preceden y las subsecuentes, también sugirió que los individuos jóvenes tienen una mayor capacidad de concentración de carbono, lo cual se reafirmó observando el comportamiento del Incremento Corriente Anual y el Incremento Medio Anual para carbono secuestrado, donde ambos fueron iguales a la edad de 16 años, que es la misma a la cual culminó el IMA y también en la edad a la cual se alcanzó la mayo productividad, o sea que, para las condiciones del área de estudio, *P. ayacahuite* alcanza su máxima productividad en cuanto a captura de carbono alrededor de los 16 años (Figura 36).

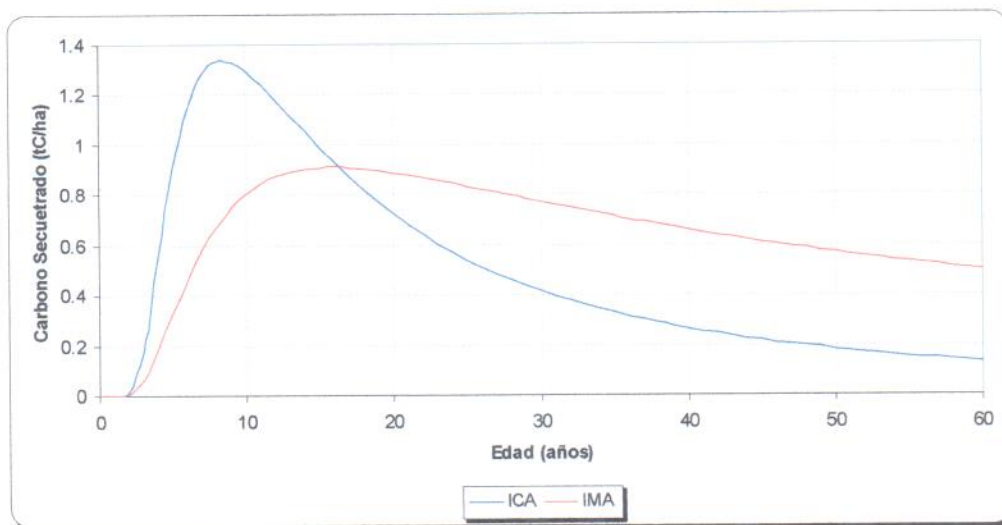


Figura 36. Comportamiento del ICA e IMA de Carbono Secuestrado para *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

Esto indica que la mayor productividad de captura de carbono se tiene en la etapa joven de la masa, después de esta edad su función se concreta como “sumidero” ó que también es susceptible de aprovechar. Finalmente, el comportamiento general de la captura de carbono bajo un índice de sitio de 24, se observa en una superficie de respuesta (Figura 37).

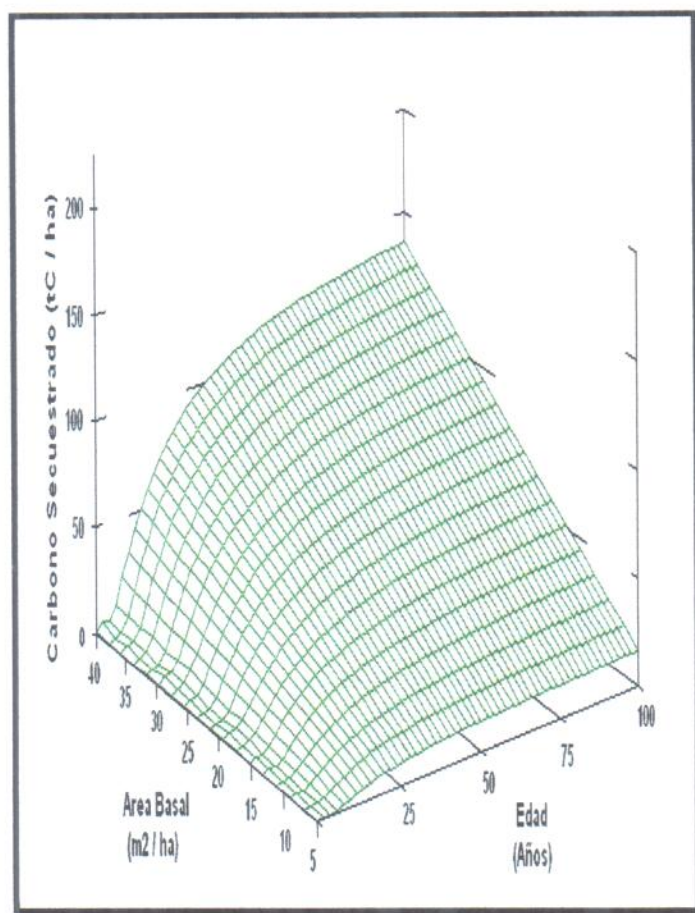


Figura 37. Superficie de respuesta para el comportamiento de Carbono Secuestrado en *Pinus ayacahuite* veitchii Shaw para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

4.7.2. Estimación de secuestro de carbono para *Pinus patula* Schl. Et. Cham.

Con una densidad inicial de 2,500 árboles/ha, que es una densidad optima de una plantación, y una gravedad especifica de 0.50 ton/m^3 , el comportamiento de carbono secuestrado para *Pinus patula* Schl. Et Cham., mostró una producción de $584.6670 \text{ m}^3/\text{ha}$

de madera y 146.1668 tC/ha de carbono secuestrado, más detalladamente los resultados de la estimación fueron:

Datos iniciales

Densidad inicial:	2500 árboles/ha
Índice de Sitio:	24
Área basal Inicial:	10 m ² /ha
Gravedad Especifica	0.50 Ton/m ³
Edad Final:	60 años

Estimación de Parámetros de la FDP Weibull

1er. Momento muestral:	26.4144
2do. Momento muestral:	732.2502
3er Momento muestral:	21163.0527
Parámetro de localización:	6.7488
Parámetro de escala:	21.7801
Parámetro de forma:	3.7226

Resultados finales

Densidad final:	587 árboles/ha
Altura dominante:	25.50 m
Área basal final:	42.9606 m ² /ha
Volumen final:	584.6670 m ³ /ha
Carbono secuestrado:	146.1668 tC/ha

Utilizando la estructura de diámetros, se obtuvo la distribución de las cantidades de carbono secuestrado que se tiene en la masa, tal distribución corresponde al Cuadro 45.

Cuadro 45. Estimación de carbono secuestrado por diámetro para *Pinus patula* Schl. et Cham. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 2500 arboles/ha, una edad final de 60 años y un índice de sitio de 24.

Diámetro (cm)	Árboles /ha	Proporción	Volumen (m3/ha)	Carbono Secuestrado (tC/ha)
11	1	0.0017	0.9960	0.2490
12	2	0.0034	1.9921	0.4980
13	3	0.0051	2.9881	0.7470
14	4	0.0068	3.9841	0.9960
15	6	0.0102	5.9762	1.4940
16	8	0.0136	7.9682	1.9921
17	11	0.0187	10.9563	2.7391
18	14	0.0239	13.9444	3.4861
19	17	0.0290	16.9324	4.2331
20	20	0.0341	19.9205	4.9801
21	24	0.0409	23.9046	5.9762
22	27	0.0460	26.8927	6.7232
23	31	0.0528	30.8768	7.7192
24	34	0.0579	33.8649	8.4662
25	36	0.0613	35.8569	8.9642
26	38	0.0647	37.8490	9.4622
27	38	0.0647	37.8490	9.4622
28	38	0.0647	37.8490	9.4622
29	37	0.0630	36.8529	9.2132
30	35	0.0596	34.8609	8.7152
31	32	0.0545	31.8728	7.9682
32	28	0.0477	27.8887	6.9722
33	25	0.0426	24.9006	6.2252
34	20	0.0341	19.9205	4.9801
35	17	0.0290	16.9324	4.2331
36	13	0.0221	12.9483	3.2371
37	10	0.0170	9.9603	2.4901
38	7	0.0119	6.9722	1.7430
39	5	0.0085	4.9801	1.2450
40	3	0.0051	2.9881	0.7470
41	2	0.0034	1.9921	0.4980
42	1	0.0017	0.9960	0.2490
Total	587	1.0000	584.6670	146.1668

De lo anterior se desprendió que, las mayores cantidades de carbono secuestrado se encontraron entre los diámetros de 26 a 29 cm, aunque las cantidades de carbono presentes en tanto en los diámetros inmediatamente menores e inmediatamente mayores fueron semejantes. Gráficamente, y con proyecciones para índices de sitio de 15, 18 y 21, las distribuciones de cantidades de carbono secuestrado se representaron de acuerdo a la Figura 38.

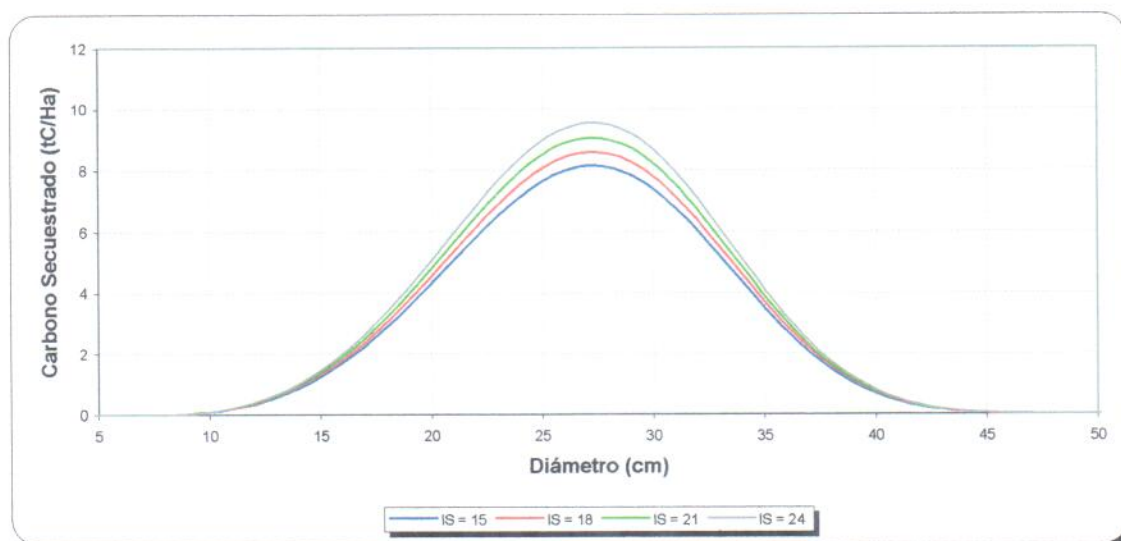


Figura 38. Carbono secuestrado para *Pinus patula* Schl. et Cham en Chignahuapan, Puebla. A densidad inicial de 2500 arboles/ha, edad final de 60 años.

Aunque la mayor productividad de secuestro de carbono se alcanzó a los 18 años, que es cuando el IMA e ICA fueron iguales (Figura 39). Es decir, que la mayor concentración y productividad de carbono en *Pinus patula*, se tuvo en las etapas jóvenes de la masa.

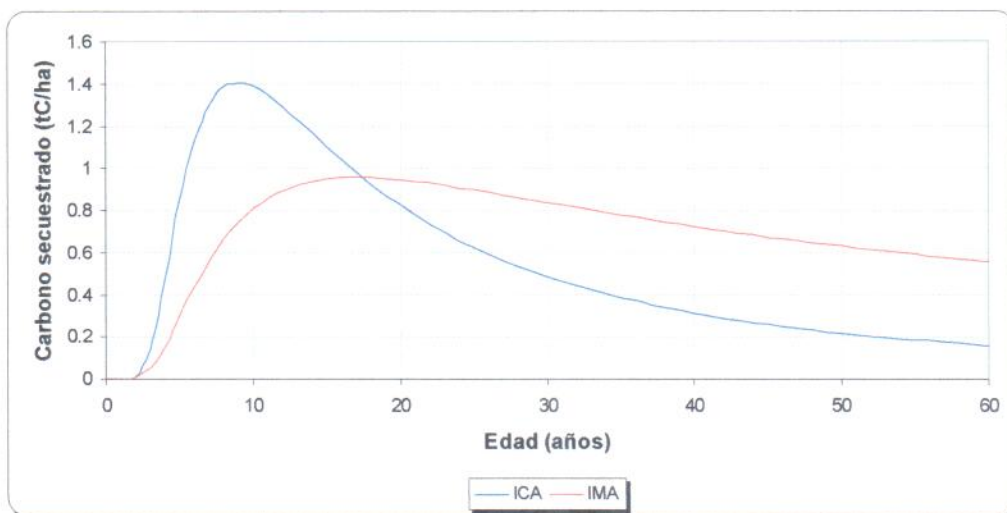


Figura 39. Comportamiento de ICA e IMA de Carbono Secuestrado en *Pinus patula* Schl. et Cham para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

En general, el comportamiento de secuestro de carbono de *P. patula*, a un índice de sitio de 24 para el área de estudio se representó mediante una superficie de respuesta (Figura 40).

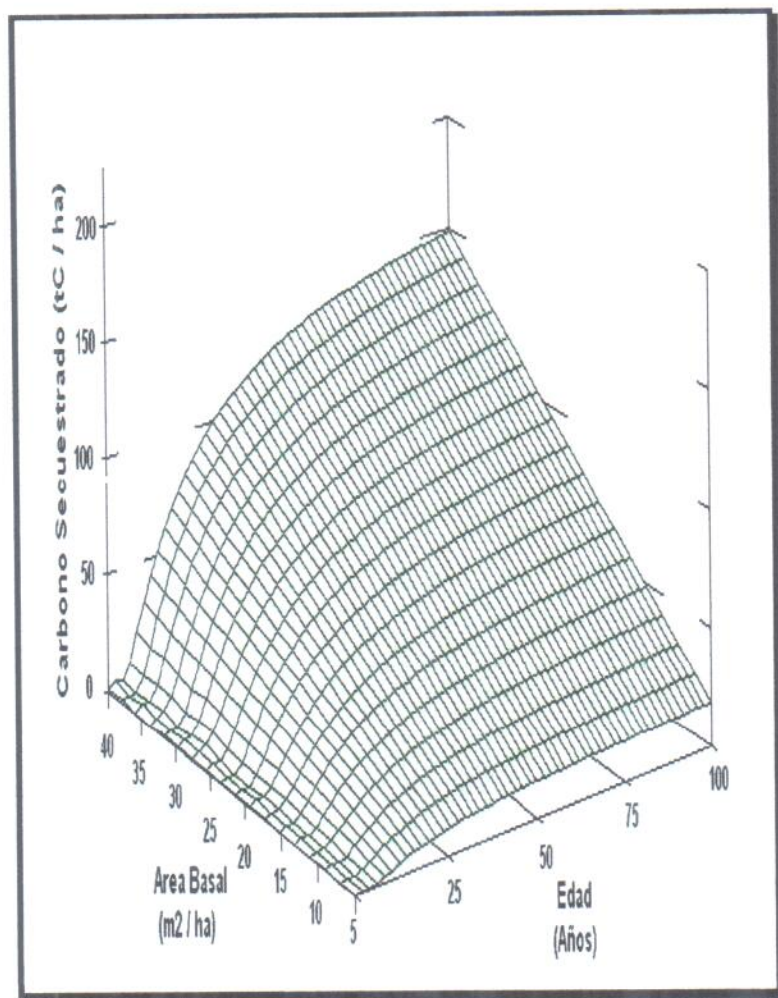


Figura 40. Superficie de respuesta para el comportamiento de Carbono Secuestrado en *Pinus patula* Schl. et Cham para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

4.7.3. Estimación de secuestro de carbono para *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham.

Con una densidad inicial de 2,500 árboles/ha, que es una densidad optima para una plantación, y una gravedad especifica de 0.38 ton/m³, se obtuvieron 615.0417 m³ / ha de madera y de carbono secuestrado 116.8579 tC/ha, explicado a partir de los siguientes datos:

Datos iniciales

Densidad inicial:	2500 árboles/ha
Índice de Sitio:	24
Área basal Inicial:	10 m ² /ha
Gravedad Especifica:	0.38 Ton/m ³
Edad Final:	60 años

Estimación de Parámetros de la FDP Weibull

1er. Momento muestral:	27.1209
2do. Momento muestral:	773.8732
3er Momento muestral:	23145.9199
Parámetro de localización:	12.2903
Parámetro de escala:	16.7015
Parámetro de forma:	2.5687

Resultados finales

Densidad final:	587 árboles/ha
Altura dominante:	25.79m
Área basal final:	45.4026 m ² /ha
Volumen final:	615.0417 m ³ /ha
Carbono secuestrado:	116.8579 tC/ha

La distribución de en la estructura de la masa del carbono secuestrado correspondió a la mostrada en el Cuadro 46.

Cuadro 46. Estimación de carbono secuestrado por diámetro para *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 2500 árboles/ha, una edad final de 60 años y un índice de sitio de 24.

Diámetro (cm)	Árboles /ha	Proporción	Volumen (m3/ha)	Carbono Secuestrado (tC/ha)
14	1	0.0017	1.0478	0.1991
15	2	0.0034	2.0955	0.3982
16	5	0.0085	5.2389	0.9954
17	8	0.0136	8.3822	1.5926
18	12	0.0204	12.5733	2.3889
19	15	0.0256	15.7166	2.9861
20	19	0.0324	19.9077	3.7825
21	23	0.0392	24.0987	4.5788
22	27	0.0460	28.2898	5.3751
23	30	0.0511	31.4331	5.9723
24	32	0.0545	33.5287	6.3704
25	34	0.0579	35.6242	6.7686
26	36	0.0613	37.7198	7.1668
27	36	0.0613	37.7198	7.1668
28	36	0.0613	37.7198	7.1668
29	35	0.0596	36.6720	6.9677
30	33	0.0562	34.5764	6.5695
31	31	0.0528	32.4809	6.1714
32	29	0.0494	30.3854	5.7732
33	26	0.0443	27.2420	5.1760
34	23	0.0392	24.0987	4.5788
35	20	0.0341	20.9554	3.9815
36	17	0.0290	17.8121	3.3843
37	14	0.0239	14.6688	2.7871
38	11	0.0187	11.5255	2.1898
39	9	0.0153	9.4299	1.7917
40	7	0.0119	7.3344	1.3935
41	5	0.0085	5.2389	0.9954
42	4	0.0068	4.1911	0.7963
43	3	0.0051	3.1433	0.5972
44	2	0.0034	2.0955	0.3982
45	1	0.0017	1.0478	0.1991
46	1	0.0017	1.0478	0.1991
Total	587	1.0000	615.0417	116.8579

Las mayores concentraciones de carbono se encontraron entre los diámetros de 26 a 28 cm, mientras que la mayor productividad se obtuvo a la edad de 15 años, en cierta forma muy jóvenes (Figura 41 y Figura 42), lo cual es comprensible por las características de tolerancia de la especie y las condiciones climáticas óptimas del área para su desarrollo.

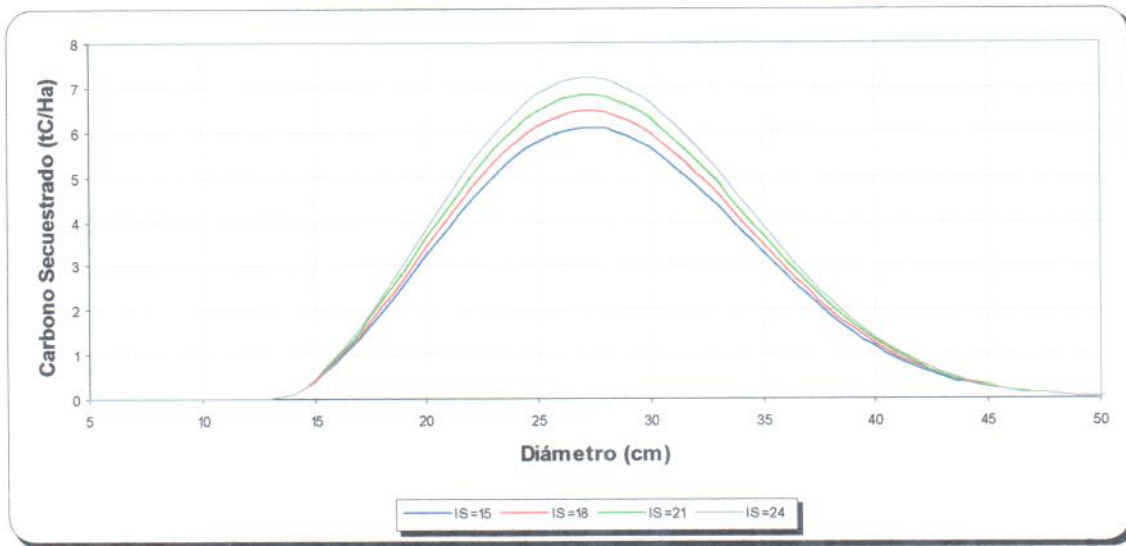


Figura 41. Carbono secuestrado para *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 2500 árboles/ha, una edad final de 60 años.

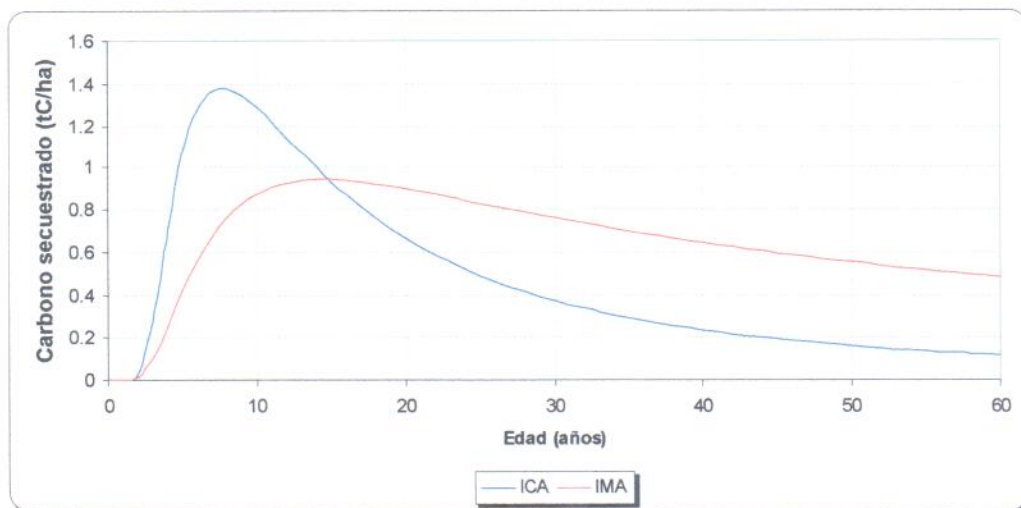


Figura 42. Comportamiento de ICA e IMA de Carbono Secuestrado en *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham., para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

A pesar de haber mostrado, una importante producción de volumen de madera, las cantidades de carbono secuestrado fueron de menor magnitud, teniendo como referencia a

las proporciones obtenidas por otras especies, esto se explicó por que *A. religiosa* presenta una menor gravedad específica; El comportamiento general de carbono secuestrado a un índice de sitio de 24, se muestra mediante la superficie de respuesta de la Figura 43.

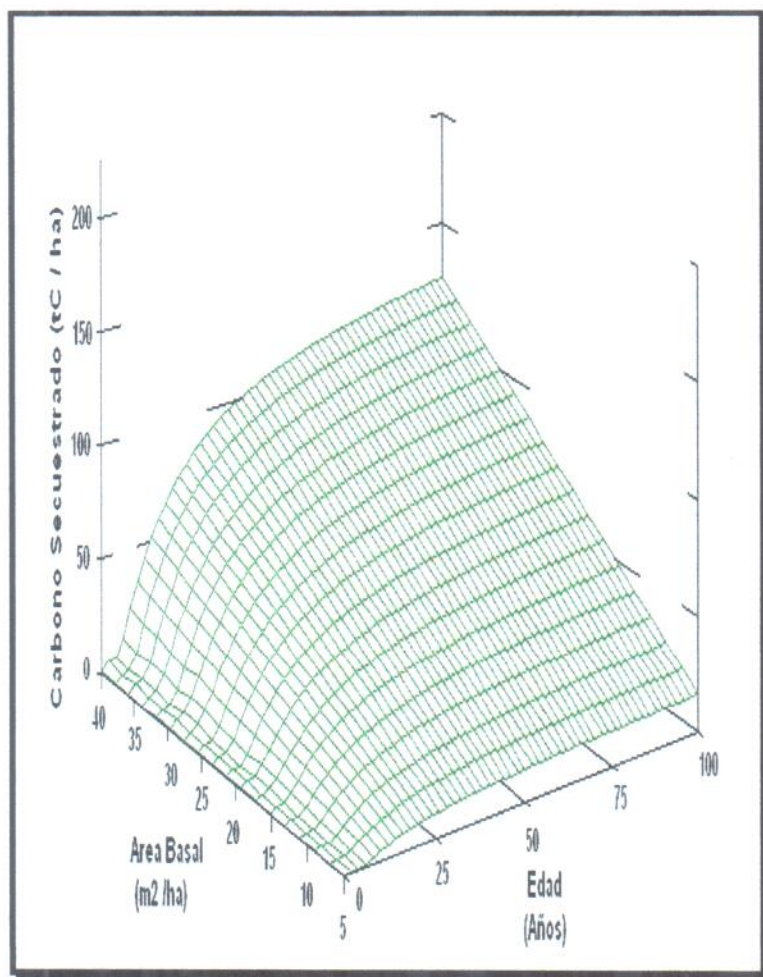


Figura 43. Superficie de respuesta para el comportamiento de Carbono Secuestrado en *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham. para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

4.7.4. Estimación de secuestro de carbono para *Pinus pseudostrobus* Lindl.

Con una densidad inicial de 1,500 árboles/ha, que es la que estadísticamente obtuvo mejores ajustes, y una gravedad específica de 0.54 ton/m³, se obtuvieron 323.1366 m³/ha de madera y 87.2469 tC/ha de carbono secuestrado, como lo muestran los siguientes resultados.

Datos iniciales

Densidad inicial:	1500 árboles/ha
Índice de Sitio:	24
Área basal Inicial:	10 m ² /ha
Gravedad Especifica	0.54 Ton/m ³
Edad Final:	60 años

Estimación de Parámetros de la FDP Weibull

1er. Momento muestral:	28.2599
2do. Momento muestral:	836.5162
3er Momento muestral:	25719.0215
Parámetro de localización:	0.0000
Parámetro de escala:	30.6540
Parámetro de forma:	5.5459

Resultados finales

Densidad final:	352 árboles/ha
Altura dominante:	28.78 m
Área basal final:	29.4336 m ² /ha
Volumen final:	323.1366 m ³ /ha
Carbono secuestrado:	87.2469 tC/ha

La distribución del carbono secuestrado en la estructura de la masa se muestra en el Cuadro 47, donde se observó que la mayor concentración se da de los 27 a 33 cm de diámetro, con un comportamiento sin influencia de los índices de sitio (Figura 44).

Cuadro 47. Estimación de carbono secuestrado por diámetro para *Pinus pseudostrobus* Lindl. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 1500 árboles/ha y una edad final de 60 años.

Diámetro (cm)	Árboles /ha	Proporción	Volumen (m3/ha)	Carbono Secuestrado (tC/ha)
10	1	0.0028	0.9180	0.2479
11	1	0.0028	0.9180	0.2479
12	1	0.0028	0.9180	0.2479
13	1	0.0028	0.9180	0.2479
14	2	0.0057	1.8360	0.4957
15	2	0.0057	1.8360	0.4957
16	3	0.0085	2.7540	0.7436
17	4	0.0114	3.6720	0.9914
18	5	0.0142	4.5900	1.2393
19	6	0.0170	5.5080	1.4872
20	8	0.0227	7.3440	1.9829
21	9	0.0256	8.2620	2.2307
22	11	0.0313	10.0980	2.7265
23	13	0.0369	11.9340	3.2222
24	15	0.0426	13.7700	3.7179
25	17	0.0483	15.6060	4.2136
26	19	0.0540	17.4420	4.7093
27	21	0.0597	19.2780	5.2051
28	22	0.0625	20.1960	5.4529
29	23	0.0653	21.1140	5.7008
30	24	0.0682	22.0320	5.9487
31	24	0.0682	22.0320	5.9487
32	22	0.0625	20.1960	5.4529
33	21	0.0597	19.2780	5.2051
34	19	0.0540	17.4420	4.7093
35	16	0.0455	14.6880	3.9658
36	13	0.0369	11.9340	3.2222
37	10	0.0284	9.1800	2.4786
38	7	0.0199	6.4260	1.7350
39	5	0.0142	4.5900	1.2393
40	3	0.0085	2.7540	0.7436
41	2	0.0057	1.8360	0.4957
42	1	0.0028	0.9180	0.2479
43	1	0.0028	0.9180	0.2479
Total	352	1.0000	323.1366	87.2469

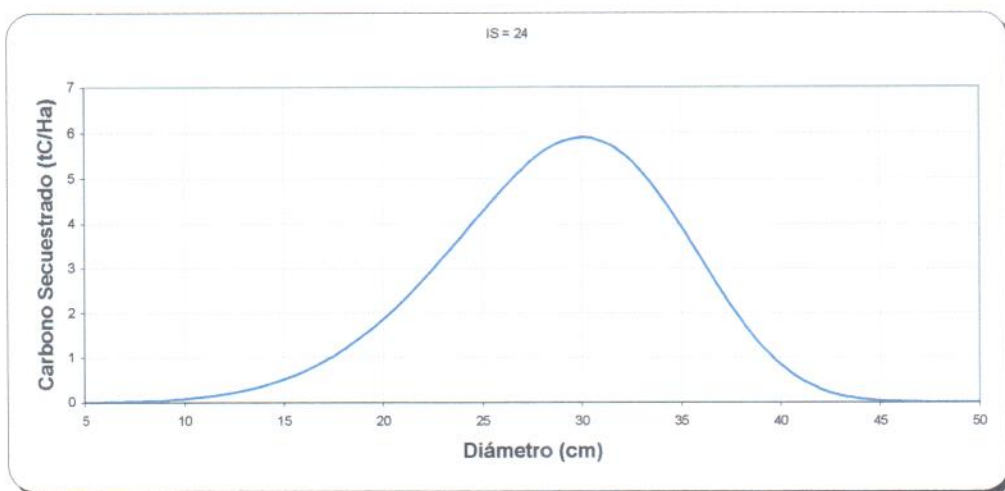


Figura 44. Carbono secuestrado para *Pinus pseudostrobus* Lindl. En la región de Chignahuapan, Puebla. A una densidad inicial de 1500 árboles/ha y una edad final de 60 años.

A diferencia de las otras especies que alcanzaron su mayor productividad a edades tempranas, *P. pseudostrobus*, tuvo su mayor productividad de secuestro de carbono a los 31 años, indicado por que es la edad a la cual el ICA e IMA de carbono secuestrado fueron iguales (Figura 45).

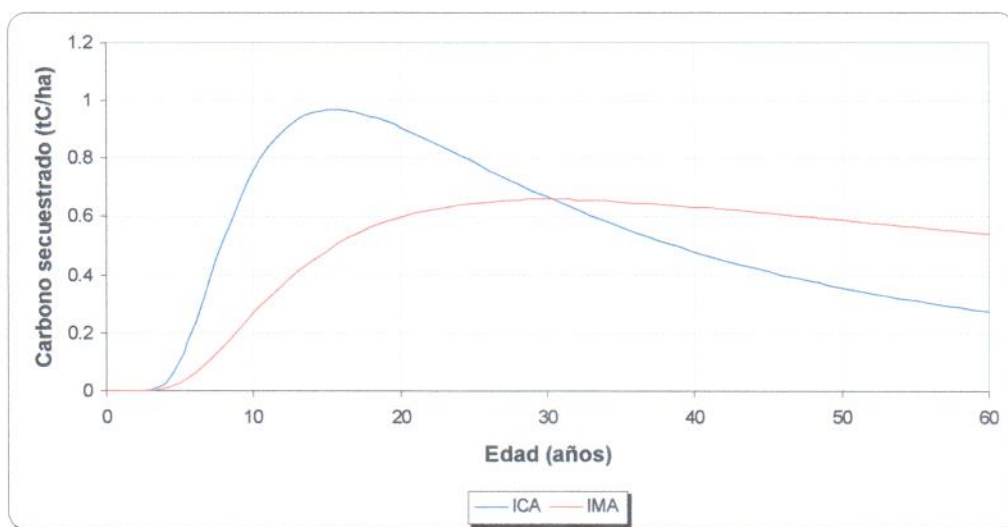


Figura 45. Comportamiento de ICA e IMA de Carbono Secuestrado en *Pinus pseudostrobus* Lindl. para la región de Chignahuapan, Puebla.

En general, la captura de carbono para *P. pseudostrobus* a un índice de sitio de 24, se presentó de acuerdo a la superficie de respuesta de la Figura 46.

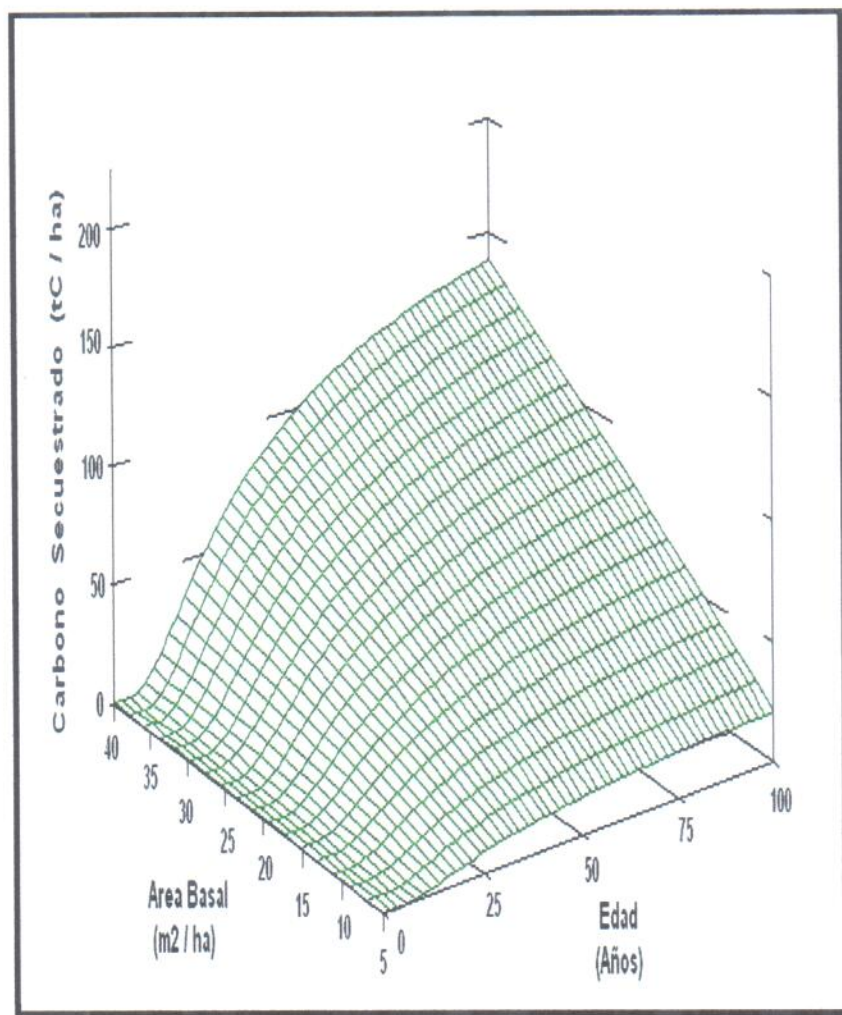


Figura 46. Superficie de respuesta para el comportamiento de carbono secuestrado en *Pinus pseudostrobus* Lindl. para la región de Chignahuapan, Puebla (Índice de Sitio = 24).

4.7.5. Comparación de la estimación de secuestro de carbono para cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla

Para las proyecciones de las cuatro especies, la que presentó un mayor volumen de madera fue *Abies religiosa*, 615.0417 m³/ha, y la de menor fue *Pinus ayacahuite*, 254.5740 tC/ha. Sin embargo, aun con menor volumen que la primera, la especie que presentó una mayor cantidad de carbono secuestrado fue *Pinus patula*, 146.1668 tC / ha, y el de menor fue *Pinus ayacahuite*, 53.4605 tC/ha. Esto se explica ya que, *P. patula* se esta desarrollando en sus condiciones óptimas y por las propiedades de la madera con una gravedad especifica mayor que el resto.

Es de notar que, para *P. ayacahuite*, *P. patula* y *A. religiosa*, fueron semejantes las edades a las que alcanzaron su mayor productividad de secuestro de carbono, a edades jóvenes, entre los 15 y 18 años; mientras que para *P. pseudostrobus* se encontró a edad mayor, 31 años (Figura 47). Esto se explicó por las condiciones menos favorables donde se presento la especie, sin embargo, se debe tomar con sus reservas, debido a las dificultades de ajuste estadístico por la poca ocurrencia de individuos en la muestra, para *P. ayacahuite* y *P. pseudostrobus*.

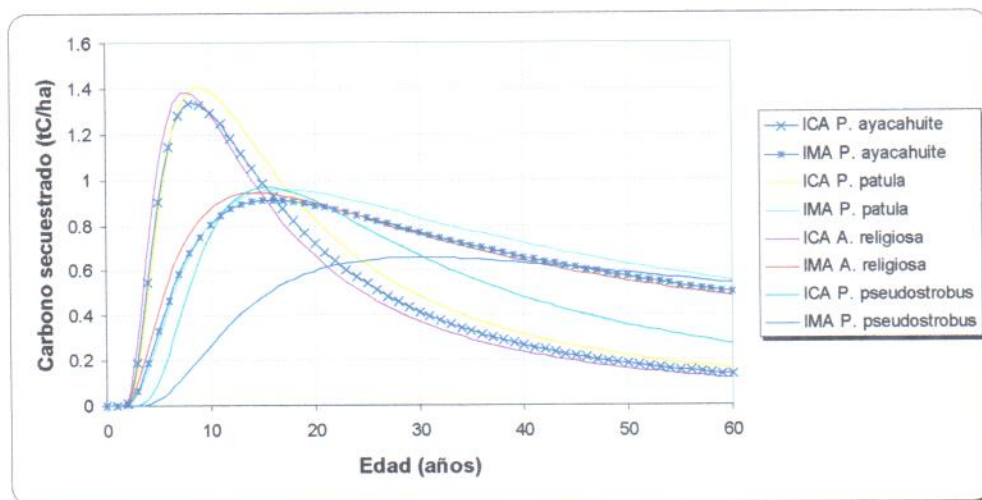


Figura 47. Comparación de ICA e IMA de Secuestro de Carbono para cuatro especies de la región de Chignahuapan, Puebla.

Comparando las cuatro especies, con una densidad inicial de 805 árboles/ha, un área basal inicial de 10 m²/ha y una edad final de 60 años, se obtuvo el comportamiento de la Figura 48 a partir de las estimaciones del Cuadro 48.

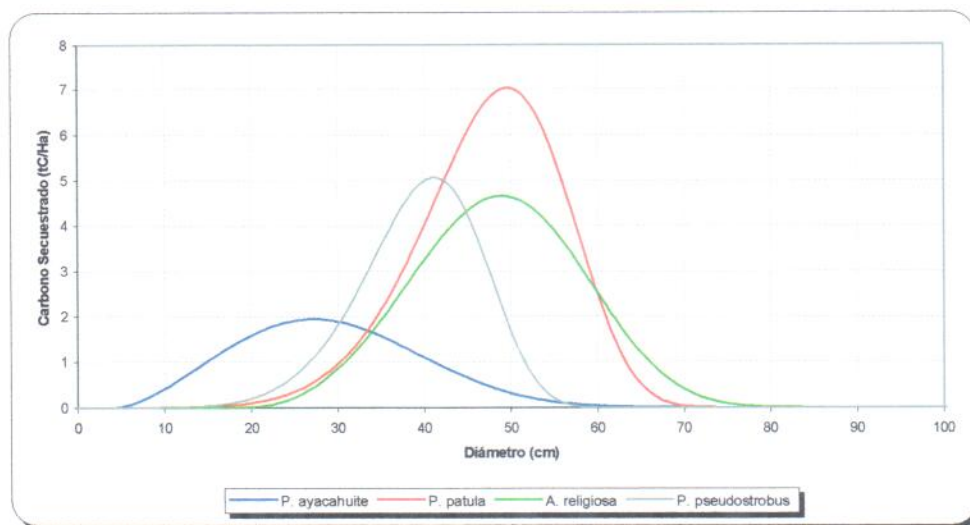


Figura 48. Comparación del Secuestro de Carbono para cuatro especies, a una Densidad Inicial de 805 Árboles/ha, Área basal inicial de 10 m²/ha y una Edad Final de 60 años, en la región de Chignahuapan, Puebla.

De donde se observó que, *Pinus ayacahuite* presentó las mayores cantidades de carbono secuestrado a menores diámetros, seguido de *Pinus pseudostrobus*, mientras que *Pinus patula* y *Abies religiosa* presentaron su mayor concentración de secuestro de carbono en diámetros semejantes. De hecho, una de las diferencias entre las concentraciones de carbono serían las propiedades de la densidad específica.

Buscando una compatibilidad entre objetivos del manejo en la masa forestal, *Pinus patula* y *Abies religiosa* son las especies que muestra una mayor cantidad de carbono secuestrado a edades más tempranas, por lo cual sería las más aptas para tal fin, pero al mismo tiempo al generar las mayores concentraciones a diámetros mayores, en caso de un aprovechamiento maderable, permitirán obtener productos de mejor calidad y con mayores utilidades.

Nuevamente, para *Pinus ayacahuite* y *Pinus pseudostrobus* las estimaciones se deben tomar con reservas dada la influencia que pudiera ocasionar el tamaño de muestra.

5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Después de aplicados los procedimientos y obtenidos los resultados, se concluye lo siguiente:

- El manejo de una especie considerándola como un ente individual y aislado, aún cuando esté inmersa en composición forestal mezclada, afecta y dificulta la estimación y la proyección de las variables dasométricas de la misma especie y del resto de la comunidad.
- Cuando los modelos matemáticos ajustados estadísticamente provenientes de variables de distintas especies pero de un mismo hábitat, mostraron intervalos de confianza iguales o semejantes (en las mismas unidades de medida y escala), los que sugiere un mismo comportamiento, y por ello, puede ser posible considerar, para fines de manejo, al conjunto como una sola población.
- Entre especies o comunidades biológicas, la comparación de los intervalos de confianza dados por el ajuste de un mismo modelo con las mismas unidades de medida, es una herramienta sencilla y puede sugerirnos eficientemente semejanzas o diferencias entre poblaciones, ó incluso determinar si se trata de una sola, aunque a primera impresión no existe similitud más que el hábitat donde se desarrollan.

- En general, para la mayoría de las estimaciones y comparaciones, las cuatro especies registraron un comportamiento semejante, por lo que pudiera ser posible una manipulación uniforme para la masa forestal. Dichas semejanzas fueron más notables entre *P. patula* y *Abies religiosa*, quienes como masa mezclada se encuentran en mayor “convivencia” y representatividad para el área de estudio. Aunque a *P. pseudostrobus* y *P. ayacahuite* no se consideren ampliamente semejantes a las especies anteriores, en ciertas estimaciones y comparaciones no se deben considerar totalmente ajenas, ya que se existió influencia del tamaño reducido del área de estudio y de la muestra.
- Para los modelos basados en la función de rendimiento de Schumacher propuestos por Clutter (1963) y Clutter et. al. (1983) sobre la estimación del área basal/hectárea y el volumen total/hectárea, el presentar la versatilidad de poder incluir o excluir ciertos componentes, según las propiedades estadísticas encontradas, los han mantenido vigentes y apropiados a pesar del prolongado tiempo a partir su propuesta.
- Los resultados del método de recuperación de parámetros basado en momentos aplicado en la función de distribución de probabilidades Weibull, se presentaron como una buena opción para la proyección de distribuciones diamétricas de varias especies y con tamaños de muestra pequeños, aún sobre la estimación de parámetros por el método de regresión no lineal y de máxima verosimilitud.
- La división de sitios en subparcelas (o muestras de menor tamaño) para el ajuste de los modelos útiles en la estimación de los momentos para la recuperación de los

parámetros, permitió solucionar en buena medida problemas debidos a un tamaño pequeño de muestra o de gran variación en las frecuencias diamétricas dentro de sitios, aspectos que impidieron la aplicación eficiente de otros métodos de estimación de parámetros de la FDP Weibull.

- La importancia de estimar la dinámica de secuestro de carbono, radicó en la posibilidad de generar información útil en la definición de estrategias ante el cambio climático. A la vez, con tales estimaciones también se generaron elementos cuantitativos más sólidos para poder incluir la captura de carbono dentro del mercado de los servicios ambientales.
- Considerando las tendencias de conservación, el conjugar las características dinámicas de las masas forestales con otros fenómenos como la cantidad de carbono secuestrado, se presenta como otro enfoque en los modelos de crecimiento y producción.
- En las estimaciones de captura de carbono se debe considerar que, se están involucrando elementos biológicos, por lo que tienen sus particularidades o patrones de comportamiento, tanto de forma espacial como temporal, y por en consecuencia diferencias en aspectos de secuestro de carbono.
- Las cuatro especies estudiadas mostraron que su mayor productividad de secuestro de carbono se presenta a edades jóvenes y por tanto si el objetivo de una masa fuera este,

sería poco redituable mantener a un bosque hasta que alcancen mayores diámetros, buscando generar mayores volúmenes por individuo.

- La ventaja de usar modelos de incremento y rendimiento compatibles en la estimación de secuestro de carbono, permite conocer distintos escenarios de una forma rápida e incluso con mayor exactitud que otras técnicas como las destructivas o aquellas que buscan presentar las estimaciones de manera estática.

Para el mejoramiento o uso de los resultados observados y considerando las conclusiones establecidas se recomienda que:

- Dados los problemas detectados en algunos ajustes y proyecciones ocasionados por la poca ocurrencias de individuos dentro de la muestra de *Pinus ayacahuite* y *P. pseudostrobus*, estos son posibles de solucionar con un muestreo dirigido en sitios que contengan árboles dominantes de las especies, especialmente para cubrir la falta de variables relacionadas con el tiempo o la edad.
- De acuerdo a las observaciones para los resultados de *P. pseudostrobus* y *P. ayacahuite*, en el uso o consideración de las respectivas estimaciones o proyecciones se debe tener cautela, especialmente las relacionadas a la calidad de sitio para *P. pseudostrobus*, ya que si bien estas no se consideran totalmente erróneas, el multicitado efecto de la poca ocurrencia de individuos en la muestra, jugó un papel importante en los resultados finales.

- Con una base de datos que incluya mayor número de observaciones por especies dentro de la misma área de estudio, asumiendo el supuesto de un semejante comportamiento de las variables dasométricas, se pueden realizar comparaciones con mayor exactitud y localizar un modelo compuesto por un sistema de ecuaciones común (referidas a iguales intervalos de confianza de los parámetros) para las especies de interés.
- Aun cuando ciertas estimaciones aquí obtenidas incluyan consideraciones sobre su uso, ello no indica que sean totalmente inoperantes, si no más bien se pueden utilizar como estimaciones iniciales. De hecho, se puede esperar que los mejores resultados en su aplicación sean obtenidos bajo los rangos de variables presentados en el Anexo IX; el uso de las estimaciones de momentos muestrales y proyecciones de distribuciones diamétricas deberá estar limitado a 805 árboles/ha para *P. ayacahuite*, 1 500 para *P. pseudostrobus* y 2 500 o más para las otras dos especies, considerando un área basal inicial teórica de 10 m²/ha.
- Durante la etapa de revisión de literatura se detectó que, es imprescindible disminuir el rezago en trabajos relacionados con la temática. Es obvio que, una toma de decisiones bajo criterios meramente empíricos o intuitivos, sin sustento de adecuadas bases cuantitativas, en la mayoría de los casos, corren el riesgo de convertirse en las llamadas tragedias ecológicas; además, de que tales determinaciones yacen en la completa obsolescencia y resultan inoperantes ante las actuales tendencias de conservación y administración ambiental.

- Con el objeto de tener mejores estimaciones, es indudable la necesidad de incluir otros elementos de la masa forestal que intervienen de alguna forma en el proceso de secuestro de carbono, como los el desarrollo de follaje, sistema radical, suelo, etc. Sin embargo, generalmente no existen indicadores o no son compatibles con los modelos de incremento y rendimiento, y él crearlos puede implicar, en la mayoría de los casos, un análisis destructivo, por lo que la inclusión de dichos elementos se dará de manera paulatina conforme se vayan unificando los diferentes enfoques de estimación.

6. LITERATURA CITADA.

- ACOSTA M., M. 1991. Modelo de crecimiento para *Pinus montezumae* Lamb. En el CEF San Juan Tetla, Puebla. Tesis de Licenciatura. DiCiFo-UACH. Chapingo, Méx. 88 p.
- AGUIRRE, B. C. 1987. Stand average and diameter distribution growth and yield model for natural even-aged stands of *Pinus cooperii*. Tesis Ph D. Colorado State University. Fort Collins, Colorado, USA. 135 p.
- ARVANITIS, L. and R. M. REICH. 1999. Forest sampling simulation. University of Florida. Gainesville, Fla, USA. <http://www.sfrc.ufl.edu/Class/fnr3410c/foss.html>.
- BAILEY, E. L. and T. R. DELL. 1973. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. Forest Sci., 19(2):97-104.
- BAVUSCO, S. J. 1997. Aerospace applications of Weibull and Monte Carlo simulation with importance sampling. International symposium on product quality and integrity—The annual Reliability and maintainability symposium/computer-Aided engineering workshop on concurrent engineering. NASA. Philadelphia, PA, USA. Paper No. 97RM-102, January 13-16, 1997, pp 12. <http://techreports.larc.nasa.gov/refer/1997/NASA-97-ispqi-sjb.refer.html>
- BEAUMONT J. F., C-H UNG and M. BERNIER-CARDOU. 1999. Relating Site Index to Ecological Factors in Black Spruce: Test of hypotheses. For. Sci. 45(4):484-491.
- BECERRA L., F., 1986. Determinación de una guía de densidad para *Pinus patula* Schl. et Cham. en la región de Chignahuapan-Zacatlan, Pue., Tesis de Maestría en Ciencias. Colegio de Postgraduados. Chapingo, México, 82 pp.

- BUGMANN, H. 1999. Past and future long-term dynamics of stand structure in mountain forest of Switzerland and the Colorado Front Range. In. International Workshop: Structure of Mountain Forest: Assessment, impacts, management, modeling. September 6-10, 1999. Davos, Switzerland.
<http://www.wsl.ch/forest/waldman/mfe/iufro1999-2n.ehtml>
- BRACK, C. 1996. Stand tables. Department of forestry. Australian National University. Canberra, Act. Australia.
<http://online.anu.edu.au/Forestry/mensuration/STANDTAB.HTM>.
- BRACK, C. L. and G. B. Wood. 1997. Quantifying site. Department of Forestry, School of Resource en Environmental Management, Australian National University. Canberra, Aus. <http://www.anu.edu.au/Forestry/mensuration/BrackandWood/1998/SITE.HTM>.
- BRITISH COLUMBIA. 1998. Progress Report: Developing a New Site Index Predictor for Complex Stands. Ministry of Forest, Resources Inventory Branch.
http://www.forestproductivity.gov.bc.ca/Standards/complex_stands.htm
- BURKHART, H. E. 1981. State of art in predicting growth and yield: Alternative approaches and their applications. In proceedings of 31st. annual forestry symposium "Predicting growth and yield en the mid-South". LSU, Baton Rouge, Louisiana. pp 11-22.
- CAO, Q. V. and V. C. BALWIN Jr. 1999. A new algorithm for stand table projection models. Forest Science. 45(4): 506-511.
- CAO Q. V. and H. E. BURKHART. 1984. A segmented distribution approach for modeling diameter frequency data. Forest Science. 30 (1):129-137.

- CASTAÑOS M., L. J. 1962. Evaluación de la calidad de estación de *Pinus patula* en el norte de Oaxaca, México. Instituto nacional de investigaciones Forestales Bol. Tec. No. 2 . 32 p.
- CASTILLO S., M. A. 1988. Modelo para estimación de incremento y producción maderable neta en *Pinus caribea* var. *Hondurensis* Barr. Y Golf de la Sabana, Oax. Tesis de Licenciatura. DiCiFo-UACH. Chapingo, Méx. 81 p.
- CLUTTER, J. L. 1963. Compatible growth and yield models for loblolly pine. For. Sci. 9(3):354-371.
- CLUTTER J. L., J. C. FORTSON, L. V. PIENAAR, G. H. BRISTER AND R. L. BAILEY. 1983. Timber management: a quantitative approach. John Wiley & Sons Inc. USA. 333 p.
- CRUZ M., L. y S. C. AGUILAR M., 1986. Relación ecológico-silvícola ente la regeneración de *Pinus patula* Schl. Et Cham. y *Baccharis conferta* H. B. K. en la región Chignahuapan-Zacatlan, Pue. Tesis de Licenciatura. UACH-DiCiFo. Chapingo, Méx. , 60 pp.
- DA SERRA COSTA F. and J. MACHADO J. ,1990. Analysis Of Annual Maximum Precipitation Series For Xingu And Tapajos Basins Using Probability Weighted Moments. Río de Janeiro, Brazil. In. The International Seminar on Hydrology and Water Management of the Amazon Basin, Manaus, Brazil;5 - 9 August 1990, IWRA, ABRH, UNESCO, UNEP ,FINEP. Rió de Janeiro Brazil. <http://unesco.org.uy/phi/libros/manaos/1.html>
- DEL RIO M. and G. MONTERO. 1999. Applications of modelling stand structure for the prevention of natural damages in Scots pine stands in Spain. International

- Workshop. Structure of Mountain Forests; Assessment, Impacts, Management, Modelling, September 6-10, 1999; Davos, Switzerland. Swiss Federal Institute for Forest- Snow and Landscape Research- IUFRO Research Group- Swiss National Science Foundation. <http://www.wsl.ch/forest/waldman/mfe/iufro1999-en.ehtml>
- DEVAN J., S. and H. E. BURKHART, 1982. Polimorphic site index equations for loblolly pine based on a segment polynomial differential model. *Forest Science*. 28(3):345-352.
- DIRECCION GENERAL DEL INVENTARIO FORESTAL. 1978. Inventario Forestal del Estado de Puebla. SARH. México, D. F. 50 p.
- DIRECCION GENERAL DEL INVENTARIO FORESTAL. 1978. Inventario Forestal del Estado de Tlaxcala. SARH. México, D. F. 35 p.
- DORNER, W. W. 199. Using Excel for Weibull analysis. QCI International. Indianapolis, USA. <http://www.qualitydigest.com/jan99/html/weibull.html>.
- FIERROS, G. A., 1989. Site quality, growth and yield and growing space occupancy by plantations of *Pinus caribaea* Hondurensis in Oaxaca, Mexico. Tesis Ph. D. Yale University. New Heaven, Conn. USA. 213 p.
- FARJON, A., J. A. PEREZ D. y B. T. STYLES. 1997. Guía de campo de los pinos de México y América Central. The Royal Botanic Gardens, Kew – Instituto Forestal de Oxford, Universidad de Oxford. Bélgica. 151 p.
- FITZ, F. 1991. Programa de computo para estimar incremento y producción maderable neta de *Pinus caribaea* var. Hondurensis Barr. y Golf., en La Sabana. Tesis de Licenciatura. DiCiFo-UACH. Chapingo, Méx., 52 p.

- FONG-LONG F. and K. JIAN-TAI. 1999. The interaction of stand structure and habitat factors in Taiwan. Structure of Mountain Forests: Assessment, Impacts, Management, Modelling. September 6-10, 1999. Davos, Switzerland. Swiss Federal Institute for Forest, Snow and Landscape Research- IUFRO Research Group- Swiss Federal Institute for Forest, Snow and Landscape Research- Swiss National Science Foundation. <http://www.wsl.ch/forest/waldman/mfe/iufro1999-en.ehtml>
- FUENTES S., M. 1998. Propiedades tecnológicas de las maderas mexicanas de importancia en la construcción. Revista Chapingo: Serie Ciencias Forestales y del Ambiente. 4 (1): 221-229.
- GARCIA, E., 1981. Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen [para adaptarlo a las condiciones de la Republica Mexicana]. UNAM. México, D.F. , 252 pp.
- GARDUÑO G., R. 1944. El oyamel y su aprovechamiento. Tesis de licenciatura. ENA. Chapingo, Méx. 76 p.
- GRENDER J. M., T. R. DELL and R. M. REICH. 1990. Theory and derivation for Weibull parameter probability weighted moment estimators. U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Southern Forest Experiment Station. New Orleans, LA. 19 p.
- GREENWOOD J. A., J. M. LANDWEHR, N. C. MATALAS and J. R. WALLIS. 1979. Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. The American Geophysical Union. Washington, D. C. Water Resources Research. 15(5):1049 – 1054.

- GOVE J. H. And G. P. PATIL, 1999. Modeling the basal area - size distribution of forest stand: a compatible approach. *Forest Science*. 44(2): 285-297.
- HOSKING J. R. M., J. R. WALLIS and E. F. WOOD. 1985. Estimation of the generalized extreme - value distribution by the method of probability weighted moments. American Statistical Association and The American Society for Quality Control. Washington, D.C. *Technometrics* 27(3):251-261.
- HOSKING, J. R. M. 1986. The theory of probability weighted moments. Research Report RC12210, IBM Research Division, Yorktown Heights, N.Y.
<http://www.research.ibm.com/people/h/hosking/home.html>
- HYNYNEN, J. 1999. Modeling the growth of management and even – aged stands. Department of Forest Production, Finnish Forest Research Institute. Vanta, Fin.
[http:// salava.metla.fi/iufro/iufro.net/d4/wu40104/pub/hynyne.htm](http://salava.metla.fi/iufro/iufro.net/d4/wu40104/pub/hynyne.htm)
- IGBAL, M. 1989. A growth and yield Model for natural even aged stands of *Pinus duranguensis*. Tesis Ph. D. Colorado State University. USA. 72 p.
- INSTITUTO NACIONAL DE ECOLOGIA. 2001. Segunda Comunicación Nacional ante la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre el Cambio Climático. Comité Inter-Secretarial sobre cambio climático- Instituto Nacional de Ecología- Secretaria de Medio Ambiente y Recursos Naturales. México, D.F.. 374 p. www.ine.gob.mx.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA GEOGRAFIA E INFORMATICA, 1987. Síntesis geográfica nomenclátor y anexo cartográfico del estado de Puebla. INEGI. México, D. F., 56 p. mapas.
- INSTITUTO NACIONAL DE INVESTIGACIONES FORESTALES Y AGROPECUARIAS. 1995. *Pinus patula* en México. INIFAP, México 144 p.

- KANGAS A. and M. MALTAMO. 2000. Calibrating diameter distribution with additional information. *For. Sci.* 46(3):390-396.
- LAURENSEN, D. L. 1994. Indoor radio channel propagation modeling by ray tracing techniques. Thesis Ph. D. University of Edinburgh. Edinburgh, Scotland, United Kingdom. http://www.ee.ed.ac.uk/~dil/thesis_mosaic/chapter2_24.html
- LAZCANO, H. N. 2000. Informe del taller sobre organización para la producción agrícola y forestal en la Sierra Norte de Puebla. Red- Mocaf. México, D.F. 125 p.
- LOGUERCIO, G. A. 2000. El rol de los bosques como sumideros de carbono. *Forestal Net. Magazine Electrónico* No. 5. Buenos Aires, Argentina. Fecha de consulta: 5 de octubre de 2000. <http://www.forestalnet.com/articulos/co2/carbono.htm>,
- MACIUNAS L., J and N. C. MATALAS. 1979. Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating gumbel parameters and quantiles. *The American Geophysical Union. Washington, D: C: Water Resources Research.* 15(5):1055-1064
- MARTÍNEZ, M. 1948. Los pinos mexicanos. Editorial. Botas. México. D.F.
- MASON E. G. 1997. Initial Growth Model for Radiata Pine. School of Forestry, University of Canterbury, New Zealand. <http://www.canterbury.ac.nz/fore/EUAN.HTM>.
- MÉXICO. SECRETARIA DE GOBERNACIÓN. 1988. Los municipios de Puebla. Enciclopedia de los municipios de México. SEGOB-Gobierno del Estado de Puebla-CNEM-CEEM. México, D. F., 1175 p.
- MEYER, P. L. 1970. Introductory probability and statistical applications. 2^o edition. Addison- Wesley Publishing Co. Inc. Melo ParK, California, USA. 367 p.

- MORENO CH., J. 1996. Comparación de dos métodos de construcción de curvas de índice de sitio para *Pinus pseudostrobus* Lindl, en la región Hidalgo-Zinapécuaro de Michoacán. Tesis de Licenciatura. UACH-DiCiFo. Chapingo, Méx. 68 pp.
- MONTERO M., M. 1992. Modelo de crecimiento para *Pinus caribaea* var *Hondurensis* Barr. y Golf. En la Sabana, Oax., Tesis de Licenciatura. DiCiFo-UACH. Chapingo, México. 95 pp.
- MONTOYA G., L. SOTO, B. DE JONG, K. NELSON, P. FARIAS, P. YAKACTIC y J. H. TAYLOR. 2000. Desarrollo forestal sustentable: Captura de carbono en las zonas tzeltal y tojolabal del Estado de Chiapas. INE. México, D. F. 45 p.
- NAVEAU, P. 1998. Almost Sure Convergence Of The Maximum Of A Stationary Sequence and Asymptotic Properties Of Probability Weighted Moments. Seminar And Ph.D. Defense Announcement. Department Of Statistics, Colorado State University.Col.,USA. <http://www.stat.colostate.edu/Seminars/980622b.html>
- NIGH, G. D. 1995. The geometric mean regression line: a method for developing site index conversion equations for species in mixed stands. For. Sci. 41: 84-98.
- NIGH, G. D. 1996. Growth intercept models for species without distinct annual branch whorls: western hemlock. Can. J. For. Res. 26: 1407-1415.
- NIGH, G. D. 1997. A Sitka spruce height-age model with improved extrapolation properties. Forest Chronicle. 73(3): 363-369.
- NIGH, G. 1998. Site Index Estimates by Site Series for Coniferous Tree Species in British Columbia. Province of British Columbia, B.C. Ministry of Forest, Research Branch. Victoria, Can. <http://for.gov.bc.ca/resinv/g&y/Projects/spwg/siprimer/index.htm>.

- ORDÓÑEZ, A., O. MASERA Y V. JARAMILLO. 1998. Estimación del contenido de carbono en la biomasa aérea, mantillo, suelos y raíces de los bosques de pino-encino en El Carricito, Sierra Madre Occidental. UNAM. Instituto de Ecología – Laboratorio de Bioenergía. México, D.F. s/p.
- ORDÓÑEZ D., J. A. B. 1999. Captura de carbono en un bosque de clima templado: el caso de San Juan Nuevo, Michoacán. INE-SEMARNAP. México, D. F. 73 p.
- ORDÓÑEZ A. y J. ESCANDÓN. 1999. Estimación preliminar del contenido de carbono en El Ajusco Medio, Distrito Federal. UNAM. Instituto de Ecología. Laboratorio de Bioenergía. México, D.F. s/p.
- ORDÓÑEZ, A. 2000. Estimación preliminar del contenido de carbono para el Ejido de San Pedro Jácuaró, Michoacán, Méx. UNAM. Instituto de Ecología. Laboratorio de Bioenergía. México, D. F. s/p.
- ORTEGA P., N., 1990. Evaluación de áreas de regeneración de Pino en la región de Chignahuapan-Zacatlan, Puebla. Tesis de licenciatura. DiCiFo-UACH. Chapingo, México. 56 pp.
- POLAKOW, D., and T. DUNNE. 1999. Stochastic elements in fire recurrence: a two-parameter Weibull model; and its associated interpretation and applications. Australian Bushfire Conference. Albury, Australia. <http://life.csu.au/>
- POLAKOW, D., W. BOND, N. LINDEMBERG and T. DUNNE. 1999. Methods for Testing Mutch's Hypothesis from a Comparative Study of Fire Hazards Rates. Australian Bushfire Conferences. Albury, Australia. <http://life.csu.edu.au/seis/>

- PUCHNER H., 1996. Advanced Process Modeling for VLSI Technology. PhD. Thesis. Technical University of Vienna. Faculty for Electro-technology. Wien, Aus. http://www.iue.tuwien.ac.at/diss/puchner/diss/node4_app.html
- ROMERO D., J. A. 1994. Modelo de crecimiento y producción maderable para *Pinus oocarpa* Schiede, en Hidalgo, Mich. Tesis de Licenciatura. DiCiFo-UACH. Chapingo, México. 81 pp.
- ROSETE F., A. ORDOÑEZ y O. MASERA. 1997. Dinámica de cambio de uso del suelo y emisiones de carbono en la meseta Purépecha. El caso de la comunidad indígena de Santiago, Tingambato, Michoacán. Instituto de Ecología. Laboratorio de Bioenergía, UNAM. México, D. F. s/p.
- RZEDOWSKI, J. 1983 Vegetación de México. Limusa, México, D. F. 431 p.
- SACRAMENTO C., J. NAVAR y F. FERNANDEZ. 1999. Estimación de parámetros de la distribución Weibull en rodales mixtos e irregulares de Durango, Méx. In. IV Congreso Mexicano sobre Recursos Forestales: desarrollo sustentable, compromiso social del tercer milenio. ISIMA-Universidad Juárez del Estado de Durango-Sociedad Mexicana de Recursos Forestales A. C. p.65-65.
- SAENZ R., C.. 1991. Control genético de algunas características de progenies de medios hermanos de *Pinus patula* Schiede y Deppe, procedentes de Sudáfrica y probadas en Veracruz, México., Tesis de Licenciatura. DICIFO – UACH. Chapingo, Méx. 67 p.
- SANTILLÁN P. J. 1991. Silvicultura de las coníferas de la Región central. Tesis de Maestría en Ciencias. DiCiFo - UACH. Chapingo México 305 p.

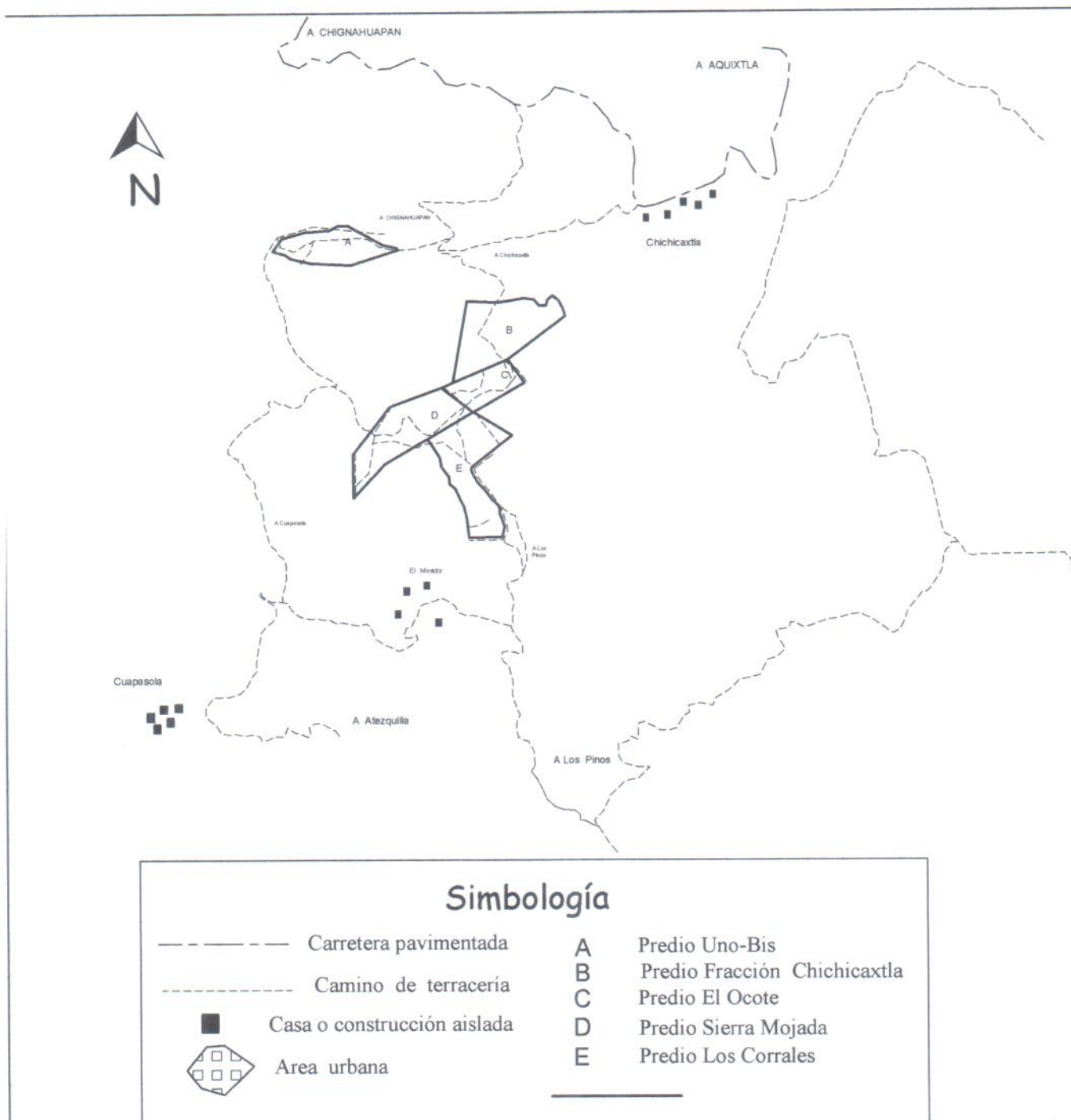
- SANQUETTA C. R., L. FARINHA W. Y J. E. ARCE. 2001. Ecuaciones de biomasa aérea y subterránea en plantaciones de *Pinus taeda* en el sur del estado de Paraná, Brasil. Universidad Federal Del Paraná. Paraná, Brasil. http://www.ciefap.org.ar/patagoniaforestal/12002/biomassa_pinus.htm. Fecha de consulta: 5 de octubre de 2001.
- SIEGRIST K. 1997. The Weibull distribution. Virtual Laboratories in probability and statistics. Department of Mathematical Sciences. University of Alabama in Huntsville. Huntsville, Al., USA. <http://random.math.uah.edu/stat/>
- SOMERS S.L., R. G. ODERWALD, W. R. HARMS and O. G. LANGDON. 1980. Predicting mortality with Weibull distribution. Forest Science. 26 (2) :291-300.
- SPURR, S. H. y B. V. BARNES. 1982. Ecología forestal. AGT Editores. México. D.F. 690 pp.
- STAGE, A. R. 1963. A mathematical approach to polymorphic site index curves for grand fir. Forest Science. 9(2):67-80.
- STATSOFT INC. 1997. Weibull and reliability / failure time analysis. In: Electronic Statistics Textbook. Tulsa. OK., USA. <http://www.statsoft.com/texbook/stathome.html>
- TANG S. , Y. WANG, L. ZHANG, and C-H MENG. 1997. A distribution-independent approach to predicting stand diameter distribution. Forest Science. 43(4):491-500.
- TORRES R., J. M. 1987. Economic analysis of several alternatives of forest management for *Pinus hartwegii*. Tesis of Master Science. Oregon State University. Corvallis, Oregon. 126 p.

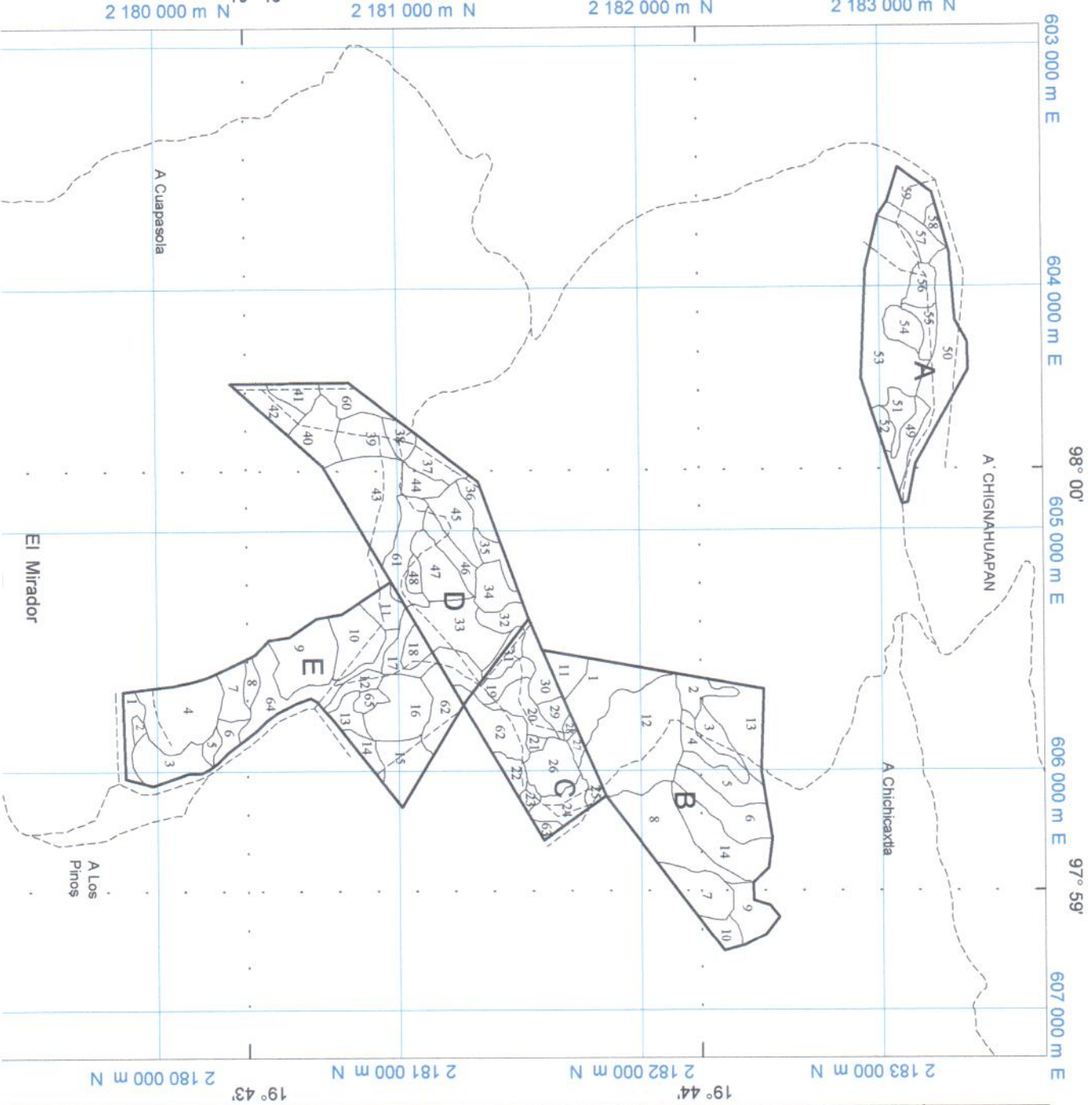
- UNIVERSITY OF MINNESOTA, 1999. Lecture 24: Diameter distribution growth models; Assessment and modeling forest: course lecture outlines. Department of forest resources. University of Minnesota. Minnesota. USA.
<http://mallit.fr.umn.edu/fr5218/notes/lec24.html>.
- VALENZUELA H., T. 2001. Estimación de secuestro de carbono en bosques naturales de oyamel (*Abies religiosa*) en el sur del Distrito Federal. Tesis de Licenciatura. DiCiFo-UACH. Chapingo, México. 127 p.
- VANCLAY, J. K. 1994. Modeling forest growth and yield: applications to mixed tropical forest. CAB International. Wallingford, Oxon, UK. 312 p.
- VELA G., L. 1976. Contribución a la ecología de *Pinus patula* Schl. et Cham. Tesis de Licenciatura. IPN-Escuela Nacional de Ciencias Biológicas. México, D. F. 171 pp.
- WORMAD, T. J. 1975 *Pinus patula*. Tropical Forestry Paper No 7. Tropical Forestry Institute. Oxford, England. 172 p.
- ZEIDE, B. 1994. To construct or not to construct more site index curves? Western Journal of Applied Forestry 9(2):37-40. <http://cotton.uamont.edu/~zeide/overview.htm>
- ZEPEDA B., E. M. Y P. RIVERO B. 1984. Construcción de curvas anamórficas de índice de sitio: ejemplificación del método de la curva guía. INIF. México, D. F., Ciencia Forestal. 9(51):3-38.
- ZEPEDA B., E. M., S. VERRUETTE B., O. ESTRADA M. Y S. ESPARZA P. 1990. Curvas polimórficas de índice de sitio de edad base invariante, para tres especies de pino del noroeste de Chihuahua. Boletín Técnico No. 25. División de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma Chapingo. Chapingo, México. 33 p.

- ZEPEDA B., E. M., 1990. Predictor de rendimientos maderables probables de *Pinus patula* Schiede y Deppe., de Perote Ver., Méx. Colegio de Posgraduados. Montecillos, México. 331 p.
- ZEPEDA B., E. M. 1992. Modelos para estimar el incremento y rendimiento maderable en México; Evolución, situación actual y perspectivas. In: Memoria del Primer Foro Nacional sobre Manejo Integral Forestal. Editor: B. Arteaga M. Chapingo, México. DiCiFo, 10 y 11 de Octubre de 1991. pp. 418-446.
- ZEPEDA B., E. M. y A. DOMÍNGUEZ P. 1998. Niveles de incremento y rendimiento maderable de poblaciones naturales de *Pinus arizonica* Engl. de El Poleo, Chihuahua. Madera y Bosques. 4 (1), 1998: 27-39.
- ZEPEDA B., E. M. y M. ACOSTA M. 2000. Incremento y rendimiento maderable de *Pinus montezumae* Lamb., en San Juan Tetla, Puebla. Madera y Bosques 6(1), 2000: 15-27.

ANEXO I

LOCALIZACION REGIONAL DEL CONJUNTO PREDIAL FORESTAL





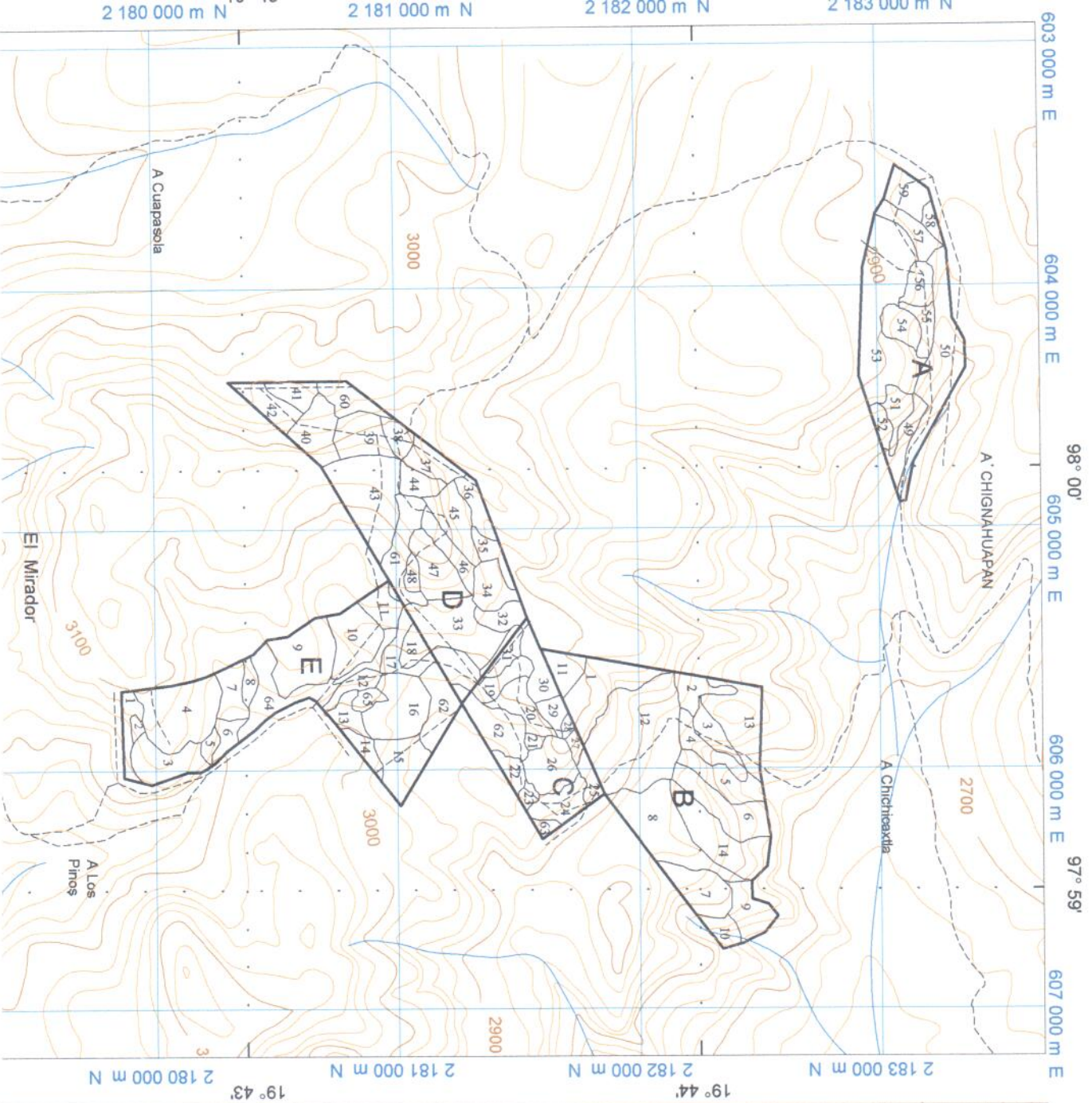
CONJUNTO PREDIAL FORESTAL

ANEXO II

PLANO DE RODALIZACION Y CAMINOS

Elaboró	Isidro Lazcano Hernández
Escala	1: 25 000
Simbología	

- Límite de predio
- A Identificador de Predio
- A Predio Uno-Bis
- B Predio Fracción Chichicaxtla
- C Predio El Ocote
- D Predio Sierra Mojada
- E Predio Los Corrales
- I Identificador de rodal
- Límite de rodales
- Caminos de Terracería
- Carretera pavimentada
- Casa o construcción aislada
- · · · · Cuadrícula de coordenadas topográficas
- + Cuadrícula de coordenadas UTM (cada 1000 m)



CONJUNTO PREDIAL FORESTAL

ANEXO III

PLANO TOPOGRAFICO

Elaboró Isidro Lazcano Hernández

Escala 1: 25 000

Simbología

— Límite de predio
A Identificador de Predio

A Predio Uno-Bis

B Predio Fracción Chichicaxtla

C Predio El Ocote

D Predio Sierra Mojada

E Predio Los Corrales

I Identificador de rodal

— Límite de rodales

— Caminos de Terraceria

— Carretera pavimentada

■ Casa o construcción aislada

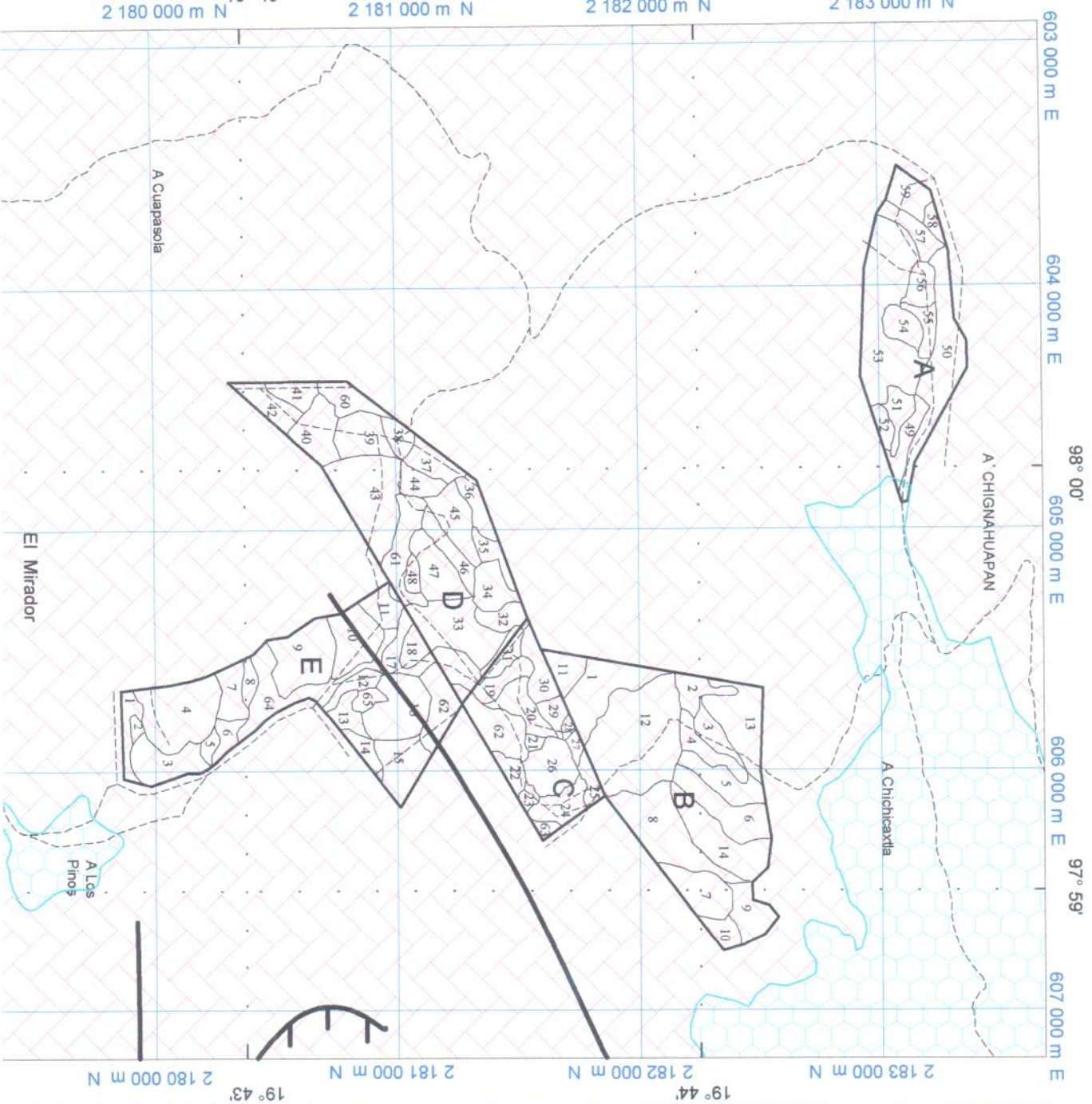
— Cuadrícula de coordenadas topográficas

— Cuadrícula de coordenadas UTM (cada 1000 m)

— 3000 — Curva de nivel acotada (en m)

— Curva de nivel ordinaria

— Cauce natural



CONJUNTO PREDIAL FORESTAL

ANEXO IV

PLANO GEOLOGICO

Elaboró Isidro Lazcano Hernández

Escala 1 : 25 000

Simbología

— Limite de predio
A Identificador de Predio

A Predio Uno-Bis

B Predio Fracción Chichicaxtla

C Predio El Ocote

D Predio Sierra Mojada

E Predio Los Corrales

I Identificador de rodal

— Limite de rodal

— Caminos de Terracería

— Carretera pavimentada

■ Casa o construcción aislada

— Cuadrícula de coordenadas topográficas

— Cuadrícula de coordenadas UTM (cada 1000 m)

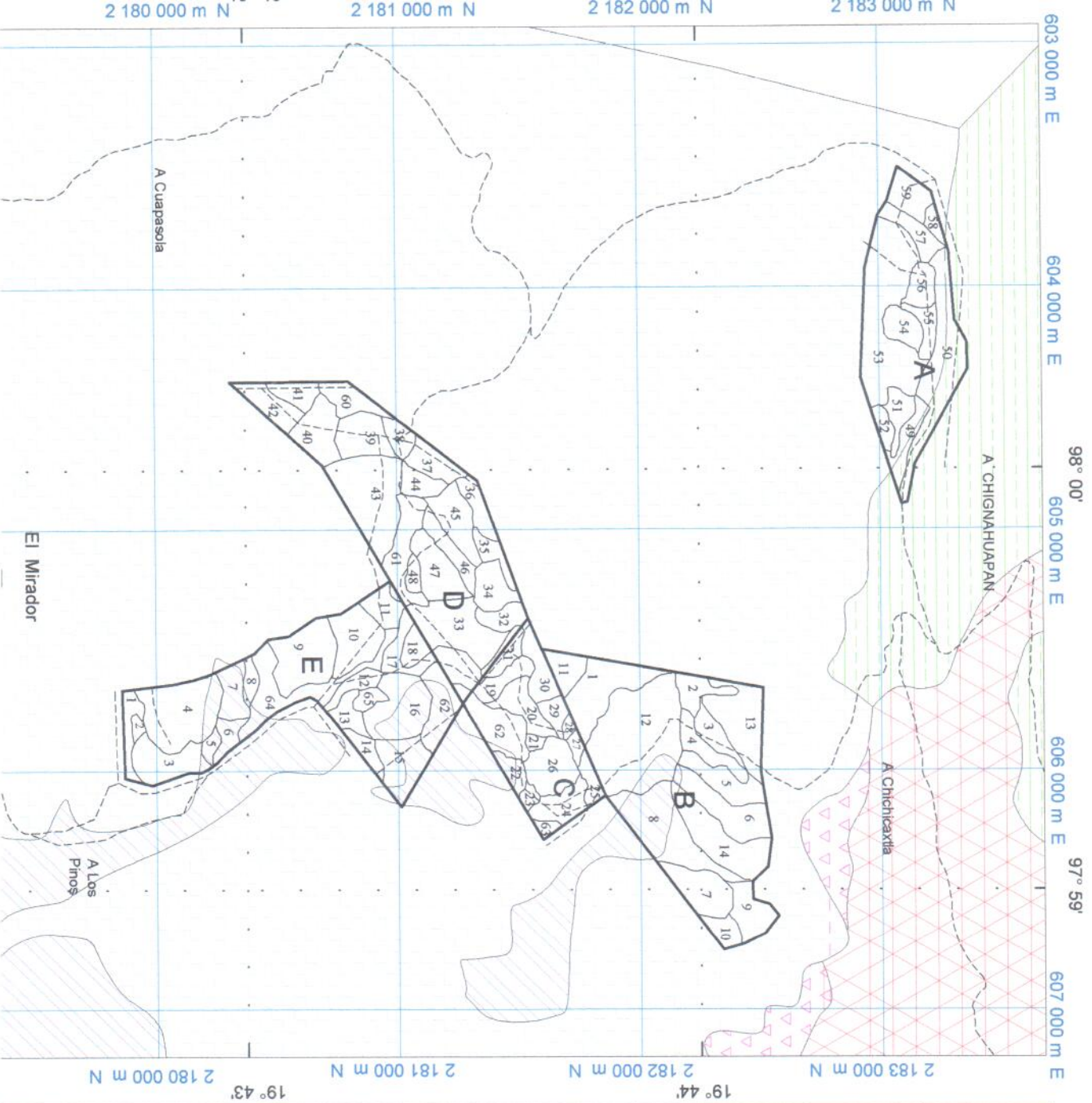
Basalto

Toba andesítica

Andesita

Fractura

Falla normal



CONJUNTO PREDIAL FORESTAL

ANEXO V

PLANO EDAFOLOGICO

Elaboró Isidro Lazcano Hernández

Escala 1 : 25 000

Simbología

- Límite de predio
- A Identificador de Predio
- A Predio Uno-Bis
- B Predio Fracción Chichicaxtla
- C Predio El Ocote
- D Predio Sierra Mojada
- E Predio Los Corrales
- I Identificador de rodal
- Límite de rodales
- Caminos de Terracería
- Carretera pavimentada
- Casa o construcción aislada
- Cuadrícula de coordenadas topográficas
- Cuadrícula de coordenadas UTM (cada 1000 m)
- Feozem háplico
- Regosol eurico + cambisol crómico + litosol
- Regosol distrito con fase física pedregosa
- Luvisol crómico + regosol distrito
- Litoso + andosol húmico + regosol distrito
- Cambisol crómico

ANEXO VI

Ubicación de los sitios dentro del Conjunto Predial Forestal

Sitio	No. Rodal	Predio	Coordenadas UTM Norte	Coordenadas UTM Este	Asnm	Pendiente (%)	Exposición
1	8	2	2182025	606182	2870	28	9
2	12	2	2182000	605900	2900	6	3
3	12	2	2181950	605800	2920	40	3
4	1	2	2181850	605642	2980	28	3
5	14	2	2182150	606095	2858	26	2
6	7	2	2182225	606525	2818	10	2
7	10	2	2182287	606637	2770	65	3
8	9	2	2182400	606602	2767	70	2
9	6	2	2182197	606017	2862	50	9
10	5	2	2182227	605947	2843	75	4
11	11	2	2181695	605602	3004	50	2
12	4	2	2182200	605842	2856	30	8
13	2	2	2182225	605707	2870	60	8
14	3	2	2182290	605860	2847	21	8
15	13	2	2182417	605905	2829	55	8
16	3	5	2180137	605962	3040	37	4
17	4	5	2180150	605800	3051	33	9
18	5	5	2180212	605912	3023	30	4
19	6	5	2180300	605850	3010	40	2
20	64	5	2180450	605800	3018	38	9
21	64	5	2180637	605675	3038	10	2
22	50	1	2183237	604412	2819	40	2
23	49	1	2183162	604412	2808	40	2
24	51	1	2183092	604537	2838	40	3
25	52	1	2183025	604587	2830	26	6
26	53	1	2183062	604312	2892	18	2
27	55	1	2183195	604237	2842	24	2
28	54	1	2183087	604187	2866	22	2
29	56	1	2183162	604000	2876	24	4
30	57	1	2183187	603862	2875	40	2
31	50	1	2183337	604287	2802	20	7
32	43	1	2180862	604925	3097	35	3
33	40	4	2180687	604612	3085	15	4
34	41	4	2180578	604437	3056	35	7
35	60	4	2180825	604472	3065	18	3

Simbología:

Exposición: Zenital = 1; Norte = 2; Noreste = 3; Noroeste = 4; sur = 5; sureste = 6; suroeste = 7; este = 8; oeste = 9;

Pedios: Uno-bis = 1; Fracc. Chichicaxtla = 2; el Ocote = 3; Sierra Mojada = 4; Corrales = 5.

ANEXO VII

**/*Programa para la recuperación de `parámetros basada en momentos" de la fdp Weibull
para *Pinus ayacahuite*, *P. patula*, *P. pseudostrobus* y *Abies religiosa* en la región de
Chignahuapan, Puebla (Adaptado de Romero, 1994)*/***

```
/******
DECLARACIÓN DE VARIABLES GLOBALES Y FUNCIONES
******/

#include <stdio.h>
#include <conio.h>
#include <math.h>
#include <stdlib.h>
#define exit_success 0
float a1,a2,np,m,m1,m2,m3,hd1,hd2,vtr,b1,b2,pi,cv,c1,c2,a,b,c,neg,is;
int  narb,sit,n2,esp;
char presenta(void);
float inicializa(void);
float tomavalores(void);
float proyecta(void);
float momentos(void);
float parametros(void);
float bisecta(void);
float fnfe(void);
float fnff(void);
float gamma1(void);
float gamma2(void);
float gamma3(void);
float gamma1f(void);
float gamma2f(void);
float gamma3f(void);
float anamorfica(void);
float guarda(void);
void main(void)

/******
PROGRAMA PRINCIPAL
******/

{
    char resp,contes;
    clrscr();
    presenta();
    inicio;;
    clrscr();
    inicializa();
    tomavalores();
    b2=proyecta();
    momentos();
    parametros();
    clrscr();
    printf("\n\n");
    printf("Resultados:\n\n");
```



```

printf("Sitio Esp    Ab2      M1      M2      M3      A      B
C      n2\n");
printf(" %d      %d      %1.4f %1.4f %1.4f %1.4f %1.4f %1.4f %d
", sit,
      esp, b2,m1,m2,m3,a,b,c,n2);
printf("\n\n");
printf("Desea guardar los resultados en disco? (S/N) : ");
scanf("%s",&resp);
if ((resp=='S') || (resp=='s'))
{
printf("\n\nProcesando en: C:\\salida.txt\n\n.....Pulse enter
para continuar");
guarda();
getch();
}
clrscr();
printf("Desea continuar (c) o salir (s)? : ");
scanf("%s", &contes);
if ((contes=='c') || (contes=='C'))
{
goto inicio;
}
if ((contes=='s') || (contes=='S'))
{
exit (0);
getch();
}

anamorfica();
getch();
}

/*****
FUNCION PARA INICIALIZAR VARIABLES GLOBALES
*****/

float inicializa(void)
{
is=0;esp=0;
np=0;
m1=0.00;m2=0.00;m3=0.00;
hd1=0.00;hd2=0.00;vtr=0.00;
a1=0;a2=0;
pi=3.141592654;
return 0;
}

/*****
FUNCION PARA INTRODUCIR VALORES
*****/

float tomavalores(void)
{
printf("\n\n");

```



```

printf("\tClave de Especies:\n");
printf("\n");
printf("\t 3      Pinus ayacahuite\n");
printf("\t 27     Pinus patula\n");
printf("\t 31     Pinus pseudostrobus\n");
printf("\t 52     Abies religiosa\n\n");
printf("\tNúmero de sitio = "); scanf("%d", &sit);
printf("\tClave de especie = "); scanf("%d", &esp);
printf("\tArea basal inicial = "); scanf("%f", &b1);
printf("\tEdad inicial = "); scanf("%f", &a1);
printf("\tEdad final = "); scanf("%f", &a2);
printf("\tIndice de Sitio = "); scanf("%f",&is);
printf("\tNumero de árboles = "); scanf("%d",&narb);
return 0;
}

```

```

/*****
      FUNCION PARA PROYECTAR EL ÁREA BASAL
*****/

```

```

float proyecta(void)
{
    float proyect;
    if (esp==3)
    {
        proyect=exp((a1/a2)*log(b1)+2.871789*(1-(a1/a2)));
    }
    if (esp==27)
    {
        proyect=exp((a1/a2)*log(b1)+3.784990*(1-(a1/a2)));
    }
    if (esp==31)
    {
        proyect=exp((a1/a2)*log(b1)+3.400433*(1-(a1/a2)));
    }
    if (esp==52)
    {
        proyect=exp((a1/a2)*log(b1)+3.841211*(1-(a1/a2)));
    }
    return proyect;
}

```

```

/*****
      FUNCION PARA ESTIMAR LOS MOMENTOS, DENSIDAD Y DETECTAR INCONSISTENCIAS
*****/

```

```

float momentos(void)
{
    float rm2,rm3=0.0,bmp,na,nc;
    int nb;
    bmp=(b2*10000)/narb;
    m2=(4*bmp)/pi;
    if (esp==3)
    {
        m1=1.163226038*exp(0.468623*log(m2));
    }
}

```

```

        m3=1.038726036*(exp(1.573808*log(bmp)));
    }
    if (esp==27)
    {
        m1= 0.9383587282*exp(0.505984*log(m2));
        m3=1.715706556*(exp(1.482430*log(bmp)));
    }
    if (esp==31)
    {
        m1=0.9789570656*exp(0.499716*log(m2));
        m3=1.568248966*(exp(1.495916*log(bmp)));
    }
    if (esp==52)
    {
        m1=0.9425046543*exp(0.505084*log(m2));
        m3=1.707241585*(exp(1.484388*log(bmp)));
    }
    na=(b2/(m2/10000));
    nb=na;
    nc=na-nb;
    if (nc<=0.5)
    {
        n2=nb;
    }
    else
    {
        n2=nb+1;
    }
    rm2=sqrt(m2);
    rm3=exp(0.33333*log(m3));
    if ((m1>m2)|| (rm2>rm3))
    {
        printf(";;; Problemas, no hay consistencia en :");
        printf("\n");
        printf("  M1    < M2(1/2)    < M3(1/3)    ");
        printf("\n");
        printf("%1.4f      %1.4f      %1.4f", m1, rm2, rm3);
        printf("\n;;; El programa terminar;;;");
        getch();
        exit(0);
    }
    return 0;
}

```

```

/*****
    FUNCIONES PARA ESTIMAR PARÁMETROS DE LA FDP Weibull.
    Nota las funciones; gammal, gamma2, gamma3, gammalf, gamma2f y gamma3f,
    corresponden a la función gamma pero en este caso es desglosada.
*****/

```

```

float parametros(void)
{
    float ga,ge;
    c1=0.5;
    c2=6.5;
    neg=0;

```

```

bisecta();
ga=gamma1();
ge=gamma2();
b=sqrt((m2-m1*m1)/(ge-ga*ga));
a=m1-b*(ga);
if (a<0)
{
    neg=1;
    bisecta();
    c=(c1+c2)/2;
    b=sqrt(m2/gamma2());
    a=0.0;
}
return 0;
}
float bisecta(void)
{
    float em=0.0,e=0.0,f=0.0;
do
{
    paso1: ; m=(c1+c2)/2;
    em=(c2-c1)/2*m;
    e=fnfe();
    f=fnff();
    if (em<=0.000001) goto paso2;
    else
    {
        if (e*f<0) c2=m;
        else
        {
            c1=m;
            goto paso1;
        }
    }
}while (em>=0.001);
paso2: ;
c=m;
return 0;
}
float fnfe(void)
{
    float g1,g2,g3,g13,m13,be,b3,fnfe;
    if (neg<1)
    {
        g1=gamma1();
        g2=gamma2();
        g3=gamma3();
        g13=exp(3*log(g1));
        m13=exp(3*log(m1));
        be=sqrt((m2-m1*m1)/(g2-(g1*g1)));
        b3=exp(3*log(be));
        fnfe=(b3*(g3-3*g1*g2+2*g13)+3*m1*m2-2*m13)-m3;
    }
    else
    {
        g1=gamma1();

```

```

    g2=gamma2();
    fnfe=((m1/g1)*(m1/g1))*g2-m2;
}
return fnfe;
}
float fnff(void)
{
    float g1,g2,g3,g13,m13,be,b3,fne;
    if (neg<1)
    {
        g1=gamma1f();
        g2=gamma2f();
        g3=gamma3f();
        g13=exp(3*log(g1));
        m13=exp(3*log(m1));
        be=sqrt((m2-m1*m1)/(g2-(g1*g1)));
        b3=exp(3*log(be));
        fne=(b3*(g3-3*g1*g2+2*g13)+3*m1*m2-2*m13)-m3;
    }
    else
    {
        g1=gamma1();
        g2=gamma2();
        fne=((m1/g1)*(m1/g1))*g2-m2;
    }
    return fne;
}
float gamma1(void)
{
    float gama,z,z3,z5,z7;
    z=1+(1/c1);
    z3=360*exp(3*log(z));
    z5=1260*exp(5*log(z));
    z7=1680*exp(7*log(z));
    gama=exp((z-0.5)*log(z)-z+0.5*log(2*pi)+1/(12*z)-1/z3+1/z5+1/z7);
    return gama;
}
float gamma2(void)
{
    float gama,z,z3,z5,z7;
    z=1+(2/c1);
    z3=360*exp(3*log(z));
    z5=1260*exp(5*log(z));
    z7=1680*exp(7*log(z));
    gama=exp((z-0.5)*log(z)-z+0.5*log(2*pi)+1/(12*z)-1/z3+1/z5+1/z7);
    return gama;
}
float gamma3(void)
{
    float gama,z,z3,z5,z7;
    z=1+(3/c1);
    z3=360*exp(3*log(z));
    z5=1260*exp(5*log(z));
    z7=1680*exp(7*log(z));
    gama=exp((z-0.5)*log(z)-z+0.5*log(2*pi)+1/(12*z)-1/z3+1/z5+1/z7);
    return gama;
}

```



```

}
float gamma1f(void)
{
    float gama,z,z3,z5,z7;
    z=1+(1/m);
    z3=360*exp(3*log(z));
    z5=1260*exp(5*log(z));
    z7=1680*exp(7*log(z));
    gama=exp((z-0.5)*log(z)-z+0.5*log(2*pi)+1/(12*z)-1/z3+1/z5+1/z7);
    return gama;
}
float gamma2f(void)
{
    float gama,z,z3,z5,z7;
    z=1+(2/m);
    z3=360*exp(3*log(z));
    z5=1260*exp(5*log(z));
    z7=1680*exp(7*log(z));
    gama=exp((z-0.5)*log(z)-z+0.5*log(2*pi)+1/(12*z)-1/z3+1/z5+1/z7);
    return gama;
}
float gamma3f(void)
{
    float gama,z,z3,z5,z7;
    z=1+(3/m);
    z3=360*exp(3*log(z));
    z5=1260*exp(5*log(z));
    z7=1680*exp(7*log(z));
    gama=exp((z-0.5)*log(z)-z+0.5*log(2*pi)+1/(12*z)-1/z3+1/z5+1/z7);
    return gama;
}
/*****
FUNCION PARA CREAR ARCHIVO DE SALIDA DONDE SE ALMACENARAN LOS RESULTADOS
*****/

float guarda(void)
{
    FILE *archiv;

    if ((archiv=fopen("C:\\salida.txt", "a")) == NULL)
        printf(";;; Error: el archivo no pudo abrirse ;;;");
    else
    {
        fprintf(archiv, "%d %d %1.4f %1.4f %1.4f %1.4f %1.4f %1.4f\n",
            sit,
            esp,b2,m1,m2,m3,a,b,c,n2);
        fprintf(archiv, "\n");
    }
    fclose(archiv);
    return 0;
}
/*****
FUNCION DE PRESENTACIÓN DEL PROGRAMA
*****/

char presenta(void)

```

```

{
    int i;
    clrscr();
    printf("      ");
    for(i=0;i<=10;i++)
    {
        printf("_____");
    }
    printf("\n\n\n");
    printf("\t Programa para estimar los Parámetros de la 'FDP'\n\n");
    printf("\t Weibull con el Método de Recuperación de parámetros
basada en Momentos\n\n\n");
    printf("\tPara Pinus ayacahuite, Pinus Patula, Pinus
pseudostrobus\n\n");
    printf("\t\t\t y Abies religiosa\n\n\n");
    printf("\t en la Región de Chignahuapan, Puebla, México.\n\n\n");
    printf("      ");
    for(i=0;i<=10;i++)
    {
        printf("_____");
    }
    printf("\n\n\n");
    printf("\t\t\t .....Pulse enter para continuar");
    getch();
    return 0;
}

```

Ejemplo de la ejecución del programa

Programa para estimar los Parámetros de la 'FDP'

Weibull con el Método de Recuperación de Parámetros
Basado en Momentos

Para Pinus ayacahuite, Pinus Patula, Pinus pseudostrobus

y Abies religiosa

en la Región de Chignahuapan, Puebla.

.....Pulse enter para continuar

Clave de Especies:

3 Pinus ayacahuite
27 Pinus patula
31 Pinus pseudostrobus
52 Abies religiosa

Numero de sitio = 1
Clave de especie = 27
Area basal inicial = 31.0554
Edad inicial = 38
Edad final = 48
Indice de Sitio = 24
Numero de árboles = 370

Resultados:

Sitio	Esp	Ab2	M1	M2	M3	A	B	C	n2
1	27	33.3990	33.1821	1149.3228	41286.8906	5.2375	30.5938	4.5531	291

¿Desea guardar los resultados en disco? (S/N): S

Procesando en: C:\salida.txt

.....Pulse enter para continuar

¿Desea continuar (c) o salir (s)? : s

Donde:

Sitio: Número de sitio

Esp: Claves de la especie

Ab1: Area basal inicial, en m² /ha

Edad inicial: Edad inicial de la proyección, en años

Edad final: Edad al final de la proyección, en años

Número de árboles: Densidad inicial, en árboles /ha

Ab2: Área basal proyectada, m² /ha

M1: Primer momento muestral

M2: Segundo momento muestral

M3: Tercer momento muestral

A: Parámetro de localización

B: Parámetro de escala

C: Parámetro de forma

n2: Densidad estimada, en número de árboles por ha

ANEXO VIII

Algunos cuadros de análisis de varianza para el ajuste de modelos de volumen total de cuatro especies en la región de Chignahuapan, Puebla

A) Cuadro de análisis de varianza correspondientes al modelo de volumen total en *Pinus pseudostrobus* Lindl considerando el índice de sitio

Model: $\ln(V)=b_0+ b_1IS+ b_2E^{-1}+ b_3\ln(AB)$					
F.V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	3	0.77248	0.25749	1605.609	0.0183
Error	1	0.00016	0.00016		
Total C.	4	0.77264			
Raíz cuadrada del CME		0.01266	R-Cuadrada	0.9998	
Media de $\ln(V)$		4.58769			
C.V.		0.27604			
Estimación de los parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estandar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
b_0	3.311964	0.07331490	45.174	0.0141	
IS	0.038761	0.00257481	15.054	0.0422	
E^{-1}	-53.861970	4.67386283	-11.524	0.0551	
$\ln(AB)$	0.736412	0.01820175	40.458	0.0157	

B) Cuadro de análisis de varianza correspondientes al modelo de volumen total en *Pinus ayacahuite veitchii* Shaw. sin considerar el índice de sitio

Modelo: $\ln(V)=b_0+ b_1E^{-1}+ b_2\ln(AB)$					
F. V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	2	12.54833	6.27416	1492.403	0.0007
Error	2	0.00841	0.00420		
Total C.	4	12.55673			
Raíz cuadrada del CME		0.06484	R-Cuadrada	0.9993	
Media de $\ln(V)$		3.41441			
C.V.		1.89898			
Estimación de parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estandar	Prueba para H0: Parámetro=0	Prob > T	
b_0	2.781226	0.33782722	8.233	0.0144	
E^{-1}	-12.579697	9.63244563	-1.306	0.3216	
$\ln(AB)$	1.045731	0.04723616	22.138	0.0020	

C) Cuadro de análisis de varianza correspondientes al modelo de volumen total en *Pinus patula* Schl. et Cham sin considerar el índice de sitio

Modelo: $\ln(V) = b_0 + b_1 E^{-1} + b_2 \ln(AB)$					
F. V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	2	27.80808	13.90404	1873.862	0.0001
Error	31	0.23002	0.00742		
Total C.	33	28.03810			
Raíz Cuadrada del CME		0.08614	R-Cuadrada	0.9918	
Media de $\ln(V)$		5.33535			
C.V.		1.61450			
Estimación de los parámetros					
Variable	Estimación del Parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0		
				Prob > T	
b_0	2.941456	0.08712010	33.763		0.0001
E^{-1}	-21.500648	2.60858750	-8.242		0.0001
$\ln(AB)$	1.058097	0.01840371	57.494		0.0001

D) Cuadro de análisis de varianza correspondientes al modelo de volumen total en *Abies religiosa* (H.B.K) Schl. et Cham. sin considerar el índice de sitio

Modelo: $\ln(V) = b_0 + b_1 E^{-1} + b_2 \ln(AB)$					
F.V.	G.L.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	Valor de F	Prob>F
Modelo	2	31.27084	15.63542	1881.821	0.0001
Error	24	0.19941	0.00831		
Total C.	26	31.47024			
Raíz cuadrada del CME		0.09115	R-Cuadrada	0.9937	
Media de $\ln(V)$		4.86352			
C.V.		1.87420			
Estimación de parámetros					
Variable	Estimación del parámetro	Error Estándar	Prueba para H0: Parámetro=0		
				Prob > T	
b_0	2.966937	0.10863499	27.311		0.0001
E^{-1}	-14.257249	3.16132486	-4.510		0.0001
$\ln(AB)$	1.019043	0.02086950	48.829		0.0001

ANEXO IX

Rango de variación de algunas variables dasométricas para cuatro especies en 35 sitios temporales de la región de Chignahuapan, Puebla

Especie	Variable	Mínimo	Media	Máximo	Desv. Est.
P. ayacahuite	Edadp	23.5	32.55556667	42.6667	8.041500322
	Altdom	19	24.22221667	31.3333	4.839568356
	Is	29.7014	30.57233333	33.5413	1.647024654
	Vol/ha	4.28	64.81783333	219.594	90.95350527
	Aba/ha	0.4555	4.926	15.9938	6.52065279
	Narb/ha	20	60	160	58.24823725
P. patula	Edadp	23	45.37857714	73	11.4476541
	Altdom	19.3333	29.82857714	40	5.443655113
	Is	26.2734	31.27589429	36.5453	2.807720979
	Vol/ha	26.622	278.5993714	668.476	201.8563145
	Aba/ha	2.4167	19.64457714	43.7349	13.36136606
	Narb/ha	10	206.2857143	620	159.3869087
A. religiosa	Edadp	23.6667	44.36011786	71.3333	12.84844397
	Altdom	18.3333	27.74404286	39.3333	6.065494431
	Is	26.7313	29.863075	35.8649	2.672554017
	Vol/ha	10.852	195.1456786	660.914	187.2361444
	Aba/ha	0.8608	12.95455714	45.3002	12.57113119
	Narb/ha	20	205.3571429	540	152.7392876
P. pseudostrobus	Edadp	61	67.5	80.3333	8.155306157
	Altdom	25	27.6	31.3333	2.709096747
	Is	19.3163	20.70136	23.0345	1.694512905
	Vol/ha	47.913	93.6226	159.877	45.95149978
	Aba/ha	3.3701	6.98986	10.6963	3.146600269
	Narb/ha	50	98	170	49.19930313

Notación:

Edadp: Edad promedio en años; **Altdom:** Altura dominante en metros; **Is:** índice de sitio en metros; **Aba/ha:** Area basal por hectárea en m²/ha; **Vol/ha:** Volumen por hectárea en m³/ha; **Narb/ha:** Número de árboles por hectárea.