

ESTIMACION DE PARAMETROS GENETICOS EN
Pinus caribaea Morelet var. caribaea

Estimates of Genetic Parameters in
Pinus caribaea Morelet var. caribaea

Salvador Valencia Manzo¹,
J. Jesús Vargas Hernández²
Miguel A. Capó Arteaga¹

RESUMEN

Dos ensayos de progenie de familias de medios hermanos de *Pinus caribaea* var. *caribaea* procedentes de un huerto clonal de La Sabana, Oax., establecidos bajo un diseño experimental de bloques completos al azar fueron evaluados de 1989 a 1991, con el objetivo de estimar la variación y el grado de control genético existente en el diámetro y la altura de planta durante los primeros dos años de edad. Las heredabilidades estimadas tuvieron valores cercanos a la unidad, siendo mayores para las medias de familia que a nivel individual. Las correlaciones genéticas también presentaron valores cercanos a la unidad, lo que permite la posibilidad de utilizar la selección indirecta para obtener mayores ganancias; las correlaciones fenotípicas presentaron valores muy variables desde 0.22 hasta 0.85. Tres de las 13 familias comunes en ambas pruebas, presentaron una respuesta diferente en cada localidad, como posible interacción genotipo-ambiente.

Palabras clave: *ensayo de progenie, heredabilidad, correlaciones genéticas, interacción genotipo-ambiente, Pinus caribaea*.

¹ Profesor Investigador. Departamento Forestal. Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro. 25315 Buenavista, Saltillo, Coah.

² Profesor Investigador. Programa Forestal. Colegio de Postgraduados. 56230 Montecillo, Méx.

SUMMARY

Two progeny tests of half-sib families of *Pinus caribaea* var. *caribaea* stemming from a clonal orchard of La Sabana, Oax., established on a randomized complete block design experiment, were evaluated from 1989 to 1991. The objective was to estimate the variation and the grade of genetic control on the diameter and the height of two years-old plants. The estimated heritabilities had proximate values to unit, where the level of family averages was higher than those of the individuals. Also, the genetic correlations were near the unit, with the possibility of utilization of the indirect selection to obtain higher gains. Phenotypic correlations had very variable values, from 0.22 to 0.85. Three of the common families in both tests, showed a different response in each location, due perhaps to the genotype-environment interaction.

Index words: *progeny test, heritability, genetic correlations, interaction genotype-environmental, Pinus caribaea*

INTRODUCCION

La conservación y el mejoramiento de los recursos forestales de México requiere en la actualidad de programas extensivos de plantaciones y de mejoramiento genético, pues los bosques naturales son insuficientes para satisfacer la demanda de madera de la población (Zobel, 1994).

Los programas de plantaciones requieren de grandes cantidades de semilla, de preferencia mejorada genéticamente. El establecimiento de huertos semilleros es el medio más empleado para lograr el abasto seguro y oportuno de semilla (Zobel y Talbert, 1984). Los huertos semilleros constituyen la última etapa de cada ciclo de mejoramiento genético y el valor superior del huerto se demuestra mediante las pruebas genéticas, esenciales en todo programa de mejoramiento genético.

Los estudios de descendencia constituyen la columna vertebral de cualquier programa de mejoramiento genético forestal (Clausen, 1989), pues a través de ellos es posible conocer el valor genético de los fenotipos (Wright, 1964). Sin embargo, debido a que el tiempo es uno de los aspectos más importantes en los programas operativos de plantaciones y mejoramiento genético de especies forestales, se ha buscado la manera de ob-

tener ganancias rápidas mediante adecuaciones a los métodos tradicionales de mejoramiento genético (Zobel y Talbert, 1984). Entre estas alternativas se encuentra la selección indirecta que permite obtener mayores ganancias por medio de características que presenten mayor heredabilidad y una buena correlación con la característica de interés (Loo *et al.*, 1984). Una extensión de la selección indirecta es la temprana (Lambeth *et al.*, 1983; Carter *et al.*, 1990) mediante la cual es posible realizar pruebas genéticas en menores espacios, medir más fácilmente algunas variables de crecimiento, acelerar el mejoramiento y tener mayor versatilidad para cambios en las demandas de productos maderables y/o prácticas culturales (Lambeth, 1980).

Para practicar la selección indirecta o temprana es necesario conocer la correlación genética entre distintas características (Namkoong y Conkle, 1976; Loo *et al.*, 1984), o bien, de una misma característica en distintas edades (Riemenschneider, 1988), de modo que sea posible conocer en qué edad se puede lograr la mayor eficiencia en la selección.

En México, las plantaciones comerciales de La Sabana, Oax., constituyen el programa de este tipo más grande realizado hasta la fecha en el país con especies de coníferas. Allí se cuenta con un huerto clonal de *Pinus caribaea* var. *caribaea*, primero de este género en México. El huerto fue establecido en 1978 con 36 clones procedentes de Cuba y hasta la fecha no se ha evaluado el valor genético de este material.

En el presente artículo se presentan los resultados de las primeras evaluaciones de dos pruebas genéticas establecidas con semilla de 16 y 26 clones, respectivamente, colectadas del huerto semillero en 1988. El objetivo fundamental del trabajo consistió en estimar la magnitud de los componentes de varianza, las heredabilidades en sentido estricto y las correlaciones genéticas y fenotípicas de la variable altura de planta en vivero y campo en dos ensayos de progenie, así como del diámetro en la base del tallo en uno de los ensayos. Los dos ensayos se establecieron en forma independiente. Además, con base en los parámetros genéticos estimados en ambas pruebas se consideran las posibilidades de selección y ganancia genética.

MATERIALES Y METODOS

En 1988 se realizaron dos colectas de semilla del huerto semillero clonal de *P. caribaea* var. *caribaea* de La Sabana, Oax. La primera de ellas se realizó en junio, cuando se presentó la mayor producción, se colectó semi-

lla de 26 clones; y la segunda se llevó a cabo en agosto, de los árboles con producción más tardía, se colectó semilla de 16 clones; 14 de los clones estuvieron representados en ambas colectas. Se decidió mantener por separado las colectas, y establecer dos ensayos de evaluación del material. Se supone que la semilla es resultado de polinización libre entre todos los clones del huerto, por lo tanto la colecta de semilla de cada clon es considerada como una familia de medios hermanos. Durante ese mismo año se colectó semilla de *P. caribaea* var. *hondurensis* de diez árboles fenotípicamente superiores de la plantación comercial, así como de individuos no seleccionados de la misma plantación comercial, germoplasma que representa el material normalmente utilizado para la producción masiva de planta en el vivero de La Sabana. Los dos materiales de *P. caribaea* var. *hondurensis*, seleccionado y no seleccionado, fueron incluidos como testigos en los ensayos.

La producción de planta se inició en 1989. En el primer ensayo (Ensayo de progenie I), la semilla de los 16 clones colectados en agosto, se remojó durante 24 horas en agua y se sembró en almácigo durante la primera semana de enero de 1990, en el vivero de La Sabana, Oax. A los ocho días de la siembra, la plántula germinada se trasplantó en envases de polietileno negro de 10 cm de ancho por 15 cm de alto (aproximadamente 450 cm³ de volumen), con un sustrato de tierra mineral y arena de río en proporción 1:1. La planta permaneció en vivero hasta noviembre de 1990, fecha en la cual se plantó en campo a los 10 meses de edad, en La Sabana, Oax.

En el segundo ensayo (Ensayo de progenie II), la semilla de los 26 clones colectada en junio, se sembró durante la última semana de abril de 1989 en un invernadero en Chapingo, Mex. Se utilizaron envases cónicos de plástico de 130 cm³ de volumen, con un sustrato de tierra mineral micorrizada, arena de río y hojarasca en proporción 45:45:10, respectivamente. En diciembre de 1989, a los 8 meses de edad la planta se trasladó a La Sabana, Oax., en donde se trasplantó a envases de polietileno y sustrato semejante al utilizado en el Ensayo I, donde permaneció hasta julio de 1990, fecha en que se plantó en campo, a los 15 meses de edad.

En la etapa de vivero, así como en la de campo ambos ensayos estuvieron bajo un diseño experimental de bloques completos al azar, con 3 plantas por parcela. En el ensayo I, establecido en La Sabana, Oax., se probaron 16 familias de *Pinus caribaea* var. *caribaea* y un testigo de semilla comercial de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* considerado como una familia más, en 13 repeticiones. En el ensayo II, establecido en Tuxtepec, Oax., se probaron 26 familias de *Pinus caribaea* var. *caribaea* y un testigo de semilla de árboles selectos de *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, en 15 repeticiones.

En las dos pruebas de progenie se evaluó sobrevivencia y altura de planta (ALT) en tres fechas distintas, incluyendo las etapas de vivero y de campo (a los 9, 17 y 30 meses de edad en el Ensayo I y a los 6, 14 y 23 meses de edad en el Ensayo II). En el Ensayo I se midió adicionalmente el diámetro en la base del tallo (DIAM) en las dos últimas fechas (a los 17 y 30 meses de edad).

La evaluación de la sobrevivencia sirvió para descartar las familias y bloques que presentaron mortalidad elevada, por lo que esta variable no se incluyó en los análisis estadísticos.

En virtud de lo anterior, para fines del análisis estadístico, en el Ensayo I se consideraron únicamente 8 de los 13 bloques y 17 familias (incluyendo al testigo como una familia), mientras que en el Ensayo II, entraron 12 de los 15 bloques y 25 de las 27 familias (incluyendo al testigo como una familia). Debido a la mortalidad, únicamente 13 de los clones quedaron representados en los análisis estadísticos de ambas pruebas. Las dos pruebas de progenie se analizaron en forma separada. El análisis estadístico incluyó análisis de varianza y covarianza, así como la estimación de heredabilidad y de correlaciones genéticas y fenotípicas.

El modelo estadístico empleado para ambas pruebas fue el siguiente (Infante y Zárate, 1990):

$$Y_{ijk} = \mu + B_i + F_j + B_i * F_j + E_{ijk}$$

donde:

Y_{ijk} = observación en la k-ésima planta, de la j-ésima familia, en el i-ésimo bloque.

μ = efecto de la media general.

B_i = efecto del i-ésimo bloque.

F_j = efecto de la j-ésima familia.

$B_i * F_j$ = efecto de interacción entre la j-ésima familia y el i-ésimo bloque
(equivale al error experimental).

E_{ijk} = efecto de la k-ésima planta en la j-ésima familia del i-ésimo bloque
(equivale al error de muestreo dentro de parcelas).

La estimación de los componentes de varianza y covarianza se realizó con base en los cuadrados medios y productos cruzados medios esperados para cada fuente de variación que se presenta en el Cuadro 1. El diseño experimental quedó desbalanceado, debido a la muerte de algunas plantas durante el desarrollo del estudio. Por lo tanto, para la estimación de los componentes de varianza, el análisis estadístico de cada ensayo de

progenie se dividió en dos etapas de manera semejante al procedimiento empleado por Vargas-Hernández y Adams (1992) y separados por una línea punteada en el Cuadro 1. En la primer etapa se utilizaron las medias por parcela para determinar los componentes de varianza de familias; los valores para parcelas donde todas las plantas murieron se calcularon con el procedimiento y las fórmulas descritas por Cochran y Cox (1965). En la segunda etapa se utilizaron los valores individuales de planta, considerando cada parcela como un tratamiento diferente para determinar la varianza dentro de parcelas (error de muestreo). Mediante la combinación de las dos etapas del análisis fue posible separar el componente de varianza entre parcelas. En ambos casos se empleó el procedimiento ANOVA del paquete estadístico SAS.

Cuadro 1. Cuadrados medios esperados en el análisis de varianza de las pruebas de progenie de *Pinus caribaea* var. *caribaea*.

F.V.	G.L.	C.M.	Cuadrado	Medios	Esperados*
Bloque	b-1	C M b	σ^2_e/k	+	$\sigma^2_{b*f} + f \sigma^2_b$
Familia	f-1	C M f	σ^2_e/k	+	$\sigma^2_{b*f} + b \sigma^2_f$
B * F	(b-1)(f-1)	C M b*f	σ^2_e/k	+	σ^2_{b*f}
-----	-----	-----	-----	-----	-----
Error	$\sum(n_i-1)$	C M e	σ^2_e		
		(dentro de parcelas)			

*Para el análisis de covarianza se utilizaron los productos cruzados medios en lugar de los cuadrados medios:

CMb = Cuadrado medio de bloque;

CMf = Cuadrado medio de familia;

CMb*f = Cuadrado medio de bloque por familia;

CMe = Cuadrado medio dentro de parcelas;

σ^2_b = Varianza de bloques;

σ^2_f = Varianza de familias;

σ^2_{b*f} = Varianza de parcelas;

σ^2_e = varianza dentro de parcelas;

f = No. de familias;

b = No. de bloques;

n_i = No. de individuos en la parcela i;

t = No. total de parcelas;

k = media armónica del número de plantas/parcela.

La estimación de la heredabilidad en sentido estricto (h^2), tanto a nivel individual (h^2_i) como de las medias de familia (h^2_f), se realizó a partir de los componentes de varianza, empleando las fórmulas señaladas por Falconer (1986) y Becker (1984).

$$h^2_i = \sigma^2 A / \sigma^2 P$$

$$h^2_f = \sigma^2 f / \sigma^2 Pf$$

donde:

$\sigma^2 A$ = Varianza aditiva

$\sigma^2 P$ = Varianza fenotípica

$\sigma^2 f$ = Varianza de familias

$\sigma^2 Pf$ = Varianza fenotípica de medias de familia

Para familias de medios hermanos la varianza aditiva, la varianza fenotípica y la varianza fenotípica de las medias de familia se obtiene como se indica enseguida (Becker, 1984).

$$\sigma^2 A = 4 \sigma^2 f$$

$$\sigma^2 P = \sigma^2 f + \sigma^2 b^*f + \sigma^2 e$$

$$\sigma^2 Pf = CMf / b$$

donde:

$\sigma^2 b^*f$ = Varianza de parcelas (corresponde a la interacción bloque por familia)

$\sigma^2 e$ = Varianza dentro de parcelas (error de muestreo)

CMf = Cuadrado medio de familia

b = Número de bloques

Para la estimación de las correlaciones genéticas (r_G) y fenotípicas (r_p) entre las variables de estudio, se utilizaron productos cruzados esperados de los análisis de covarianza, empleando las fórmulas señaladas por Falconer (1986) y Becker (1984).

$$r_{Gxy} = \text{Cov } A_{xy} / ((\sigma^2 A_x)(\sigma^2 A_y))^{1/2}$$

$$r_{Pxy} = \text{Cov } P_{xy} / ((\sigma^2 P_x)(\sigma^2 P_y))^{1/2}$$

donde:

Cov A_{xy} = Covarianza aditiva entre las características "x" e "y"

$\sigma^2_{A_x}$ = Varianza aditiva "x"

$\sigma^2_{A_y}$ = Varianza aditiva "y"

Cov P_{xy} = Covarianza fenotípica entre las características "x" e "y"

$\sigma^2_{P_x}$ = Varianza fenotípica "x"

$\sigma^2_{P_y}$ = Varianza fenotípica "y".

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En las dos pruebas de progenie el análisis de varianza mostró una variación estadística altamente significativa ($P < 0.01$) a nivel de familias para la altura de planta y diámetro en la base del tallo en sus diferentes fechas de medición. El *Pinus caribaea* var. *hondurensis* utilizado como testigo superó en altura a las familias de *Pinus caribaea* var. *caribaea* probadas en ambos ensayos. Lo anterior confirma lo señalado por Lamb (1973), en el sentido de que la variedad *hondurensis* supera en la velocidad de crecimiento inicial a las otras dos variedades de *Pinus caribaea* (*bahamensis* y *caribaea*). Sin embargo, la variedad *caribaea* posee una mayor resistencia a sequía (Venator, 1976), así como mejor forma del fuste y características de ramificación. En algunos casos, inclusive en edades cercanas al ciclo de corta, la variedad *caribaea* llega a superar en crecimiento a las otras dos variedades en algunas regiones de Australia donde se han probado las tres variedades de la especie (Lamb, 1973).

La heredabilidad de las medias de familia (h^2_f) fue ligeramente mayor que la heredabilidad individual (h^2_i) en las dos variables analizadas (Cuadro 2). Por otro lado, en el caso de la variable altura, los valores de heredabilidad disminuyeron de la primera a la última medición, en modo más drástico en el *Ensayo I*, mientras que en el caso del diámetro, permanecieron relativamente estables, lo que hace que en la última medición los valores estimados de heredabilidad para el diámetro ($h^2_i=0.54$ y $h^2_f=0.68$) fueran casi el doble de los valores estimados para la altura ($h^2_i=0.23$ y $h^2_f=0.49$) (Cuadro 2). Los resultados de otros estudios son diversos. Por ejemplo, González y Pérez (1980) estimaron en una prueba de progenies de siete años de edad de *Pinus caribaea* var. *caribaea*, valores de heredabilidad, a nivel individual, de la variable altura (0.79) superiores a los de la variable diámetro (0.27). Por otro lado, en el estudio realizado por Dean *et al.* (1986) en *P. caribaea* var. *hondurensis* se estimaron valores de heredabilidad individual mayores para la variable diámetro (desde 0.26 hasta 0.57) que para la variable altura (desde 0.10 hasta 0.41) en pruebas de cuatro años y medio de edad. De la misma manera, Woolaston *et al.* (1990) reportan valores promedios de heredabilidad individual de 0.20 para altura y 0.30 para diámetro en pruebas de *P. caribaea* var. *hondurensis* a los cinco años después de plantadas.

Cuadro 2. Heredabilidades individuales (h^2_i) y de las medias de familia (h^2_f) en las dos pruebas genéticas de *Pinus caribaea* var. *caribaea*.

ENSAYO	VARIABLE	FECHA 1	FECHA 2	FECHA 3
I	ALT (h^2_i)	1.196	0.541	0.232
	ALT (h^2_f)	0.875	0.761	0.490
	DIAM (h^2_i)		0.549	0.543
	DIAM (h^2_f)		0.713	0.683
II	ALT (h^2_i)	1.354	0.605	0.573
	ALT (h^2_f)	0.929	0.820	0.810

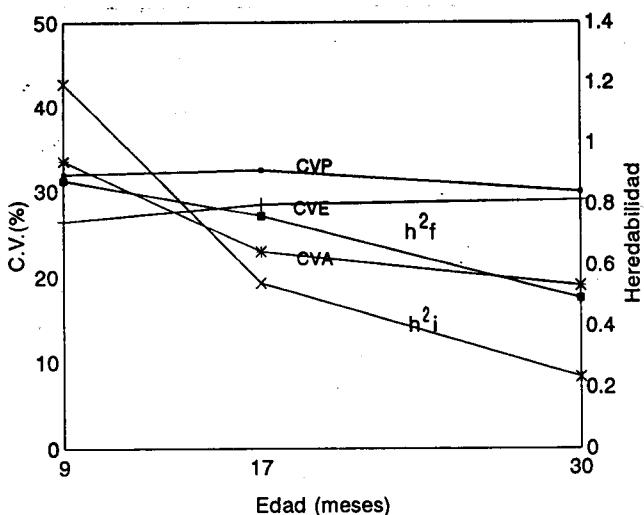
Cotterill y Zed (1980) al estimar la heredabilidad en varias características del crecimiento de *Pinus radiata*, encontraron una baja heredabilidad en el diámetro (de 0.07 hasta 0.39) e intermedia en la altura (de 0.18 hasta 0.45), pero cuando los datos se ajustaron por la covarianza de la altura inicial de plantación, la heredabilidad del diámetro se incrementó a niveles intermedios en dos casos (de 0.07 cambio a 0.26 y de 0.17 a 0.23) mientras que en uno disminuyó (de 0.39 a 0.10). Lo anterior significa que en ciertos casos las condiciones iniciales de altura y diámetro del tallo de los individuos al momento de la plantación pueden afectar en cierto grado la estimación de los parámetros genéticos, especialmente durante los primeros años de crecimiento. Los valores de heredabilidad son válidos únicamente para la población y las condiciones particulares del sitio en que se estiman (Falconer, 1986; Zobel y Talbert, 1984). Sin embargo, la comparación de los valores obtenidos en otros estudios puede dar idea de la magnitud de la variación genética aditiva existente en esa característica, particularmente cuando varios trabajos reportan valores similares para la misma característica. En el **Ensayo I**, los cambios observados con la edad en la heredabilidad de la variable altura, se dieron como consecuencia de una disminución en la varianza aditiva (CVA), mientras que la varianza ambiental (CVE) se mantuvo relativamente constante (Figura 1a). En el **Ensayo II**, sin embargo, la disminución de la heredabilidad de variable altura de planta para la segunda fecha de medición se debe a un incremento de la varianza ambiental (CVE) y, por ende, de la varianza fenotípica (CVP), junto con una disminución de la varianza aditiva (CVA); mientras que para la tercera fecha la heredabilidad se mantiene casi constante aún con incremento en la varianza ambiental (CVE) y fenotípica (CVP) debido al incremento de la varianza

aditiva (CVA)(Figura 1b). Al respecto, Cotterill y Dean (1988) al analizar el incremento en altura en *Pinus radiata*, encontraron una mayor varianza aditiva entre los 2.5 y 6.5 años, declinando los valores con el cierre de copas, de decir, cuando las copas de los árboles se juntan y comienzan a competir.

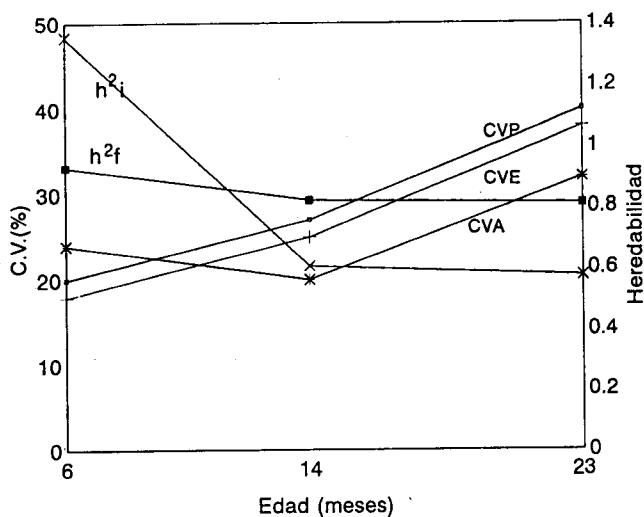
Como el valor de heredabilidad representa la proporción de la varianza fenotípica que tiene origen genético, en teoría este valor no puede ser mayor de uno (Wright, 1964). El hecho de que el valor de heredabilidad sea superior a la unidad para la variable altura en las dos pruebas, puede ser resultado de errores de estimación, o bien a una sobreestimación de la varianza aditiva posiblemente debida a efectos maternos asociados con el tamaño de la semilla, o al hecho de que la muestra de semilla de cada árbol representa en realidad una mezcla de medios hermanos y hermanos completos, sobre todo en este caso en que la semilla proviene de un huerto semillero de 36 clones, en donde es muy probable la autofecundación y la falta de aleatoriedad en los patrones de polinización entre los clones.

En el caso de la variable diámetro no se observaron cambios significativos en los valores de heredabilidad entre las fechas en que se evaluó; los valores obtenidos son muy estables. Es probable que el período de tiempo relativamente cercano entre las mediciones no sea suficiente para registrar cambios significativos en la varianza aditiva (Figura 2) y por ende en la heredabilidad. Las correlaciones genéticas entre las alturas de las plantas medidas en diferentes fechas son muy cercanas a la unidad en los dos ensayos, con valores superiores a las respectivas correlaciones fenotípicas (Cuadro 3). En algunos casos, inclusive, los valores superan a la unidad, lo que se debe seguramente a errores de estimación, pues teóricamente los valores de correlación deben oscilar entre -1 y +1 (Falconer, 1986). El hecho de que todos los valores sean elevados, obedece a que se trata de una variable que se correlaciona con ella misma en diferentes fechas de medición con una diferencia máxima de 19 meses entre ellas. A pesar de lo anterior, estas correlaciones son importantes pues las mediciones de altura pueden reflejar efectos de diferentes condiciones ambientales (vivero y campo) y diferentes estados fenológicos de las plantas, ya que la primer medición correspondió al final de la temporada de crecimiento de la yema apical, la segunda al inicio del crecimiento y la tercera a un estado de reposo.

En *Pinus banksiana*, Riemenschneider (1988) señala que la selección temprana a la edad de un año, puede ser una estrategia eficiente para el mejoramiento genético, dado las altas correlaciones genéticas encontradas en la altura de planta, al evaluar 101 familias de medios hermanos a las edades de 1, 2, 3, 5 y 7 años. En esa misma especie, Carter *et al.* (1990)



a) Ensayo I.



b) Ensayo II.

Figura 1. Coeficiente de variación aditiva (CVA), ambiental (CVE) y fenotípica (CVP) y heredabilidad (h^2) de la variable altura de planta en *Pinus caribaea* var. *caribaea*, en diferentes edades: a) ensayo I y b) ensayo II.

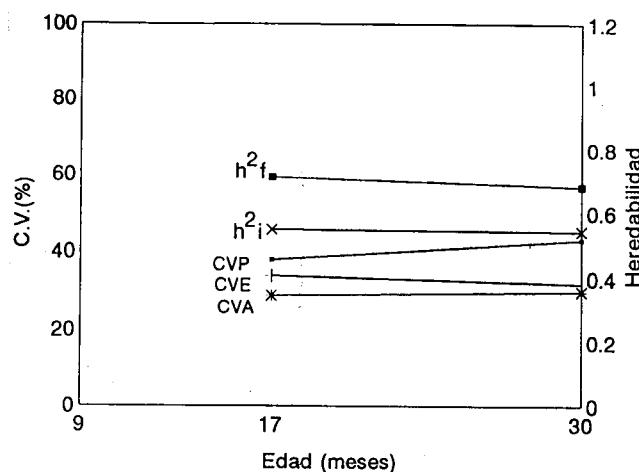


Figura 2. Coeficiente de variación aditiva (CVA), ambiental (CVE) y fenotípica (CVP) y heredabilidad (h^2) de la variable diámetro en la base del tallo en *Pinus caribaea* var. *caribaea*, del ensayo de progenie I.

Cuadro 3. Correlaciones genéticas (r_G) (arriba de la diagonal), y fenotípicas (r_p) (abajo de la diagonal), en las dos pruebas genéticas de *Pinus caribaea* var. *caribaea*.

ENSAYO	VARIABLE	ALT 1	ALT 2	ALT 3	DIAM 2	DIAM 3
I	ALT 1		0.93	1.04		
	ALT 2	0.54		1.00	0.95	0.79
	ALT 3	0.41	0.65		1.06	1.00
	DIAM 2	0.66	0.75			1.02
	DIAM 3	0.54	0.85	0.80		
II	ALT 1		0.89	0.89		
	ALT 2	0.36		1.04		
	ALT 3	0.22	0.31			

encontraron una correlación positiva y elevada entre la altura a los dos y a los siete años de edad, de modo que las mediciones hechas en condiciones de invernadero clasificaron correctamente a la mayoría de las familias dentro de grupos superiores e inferiores, basados en pruebas de campo. Sin embargo, no en todos los estudios se ha encontrado este tipo de resultados; por ejemplo, Namkoong y Conkle (1976) al estudiar el crecimiento en altura en *Pinus ponderosa* entre los 3 y los 29 años de edad, encontraron períodos donde se presentó una alta correlación positiva, pero en algunas etapas no se presentaron buenas correlaciones entre las edades tempranas y tardías e incluso, llegaron a ser negativas.

En el caso del **Ensayo I**, las correlaciones genéticas entre altura (ALT) y diámetro (DIAM) fueron muy altas, cercanas a la unidad y superiores a las correlaciones fenotípicas. Los mayores valores se presentaron cuando las fechas fueron más cercanas entre sí.

El hecho de encontrar una alta correlación entre la altura y el diámetro de las plantas se debe posiblemente a que los genes que afectan a una variable también lo hacen con la otra (Falconer, 1986). En otros estudios, como el de Cotterill y Zed (1980) con *Pinus radiata* también se encontró una alta correlación genética positiva entre la altura y el diámetro (de 0.56 a 0.94). Woolaston *et al.* (1990) también encontraron correlaciones genéticas elevadas (0.82) entre la altura y el diámetro a cinco años de edad en *P. caribaea* var. *hondurensis*, que pueden considerarse muy parecidas a las encontradas en el presente estudio.

De mantenerse las altas correlaciones genéticas entre la altura en edades posteriores, se podría practicar la selección temprana, con la posibilidad de obtener ganancias considerables debido a la alta heredabilidad de las edades tempranas. Lambeth (1980) señala que en coníferas se puede tener cierta seguridad en la selección temprana dado las altas correlaciones encontradas en varios estudios; aunque el autor aconseja que se debe tener cuidado en edades muy jóvenes (1 a 3 años). En otros estudios se ha encontrado una buena respuesta a estas edades; por ejemplo, en *Pinus banksiana*, Carter *et al.* (1990) señalan la edad de dos años como una oportunidad de selección temprana; incluso, para la misma especie, Riemenschneider (1988) menciona la posibilidad de hacerla a un año, dada la alta heredabilidad existente en esta edad.

Con las 13 familias comunes en ambas pruebas se realizaron correlaciones simples utilizando sus valores de posición jerárquica en cada fecha de medición, donde la posición 1 correspondió a la familia con mayor altura y la posición 13 a la de menor altura.

El valor de correlación simple obtenido a los siete meses después de la plantación en el **Ensayo I** (medición 2) y ocho meses después de la plantación en el **Ensayo II** (medición 3) fue de 0.46; las familias 44, 72, y 104 fueron las que gráficamente se encontraron más dispersas (Figura 3). El valor de la correlación ($r = 0.46$) puede considerarse regular como consecuencia de los pocos datos utilizados y la dispersión de las tres familias mencionadas, pues al eliminar éstas, el valor de la correlación aumenta de 0.46 a 0.67.

El hecho de que la correlación aumente considerablemente (de 0.46 a 0.67) al eliminar las tres familias más dispersas, se interpreta como una manifestación de interacción genotipo-ambiente; esto es, estas familias tienen un comportamiento diferente en cada ensayo, como se puede apreciar gráficamente (Figura 3). Sin embargo, dado que estas familias no fueron evaluadas con las mismas familias en los dos ensayos de progenie considerados, no se puede asegurar esto y tendría que confirmarse con otras pruebas.

La interacción genotipo-ambiente se ha estudiado poco en árboles forestales. En *Pinus caribaea* se ha reconocido su importancia y sus posibles repercusiones (Barnes *et al.*, 1984). De continuar estos comportamientos y comprobarlos en otras pruebas de progenie, sería necesario eliminar semilla de los clones 44, 72 y 104 si la colecta del huerto se hiciera a granel, o bien, si la colecta se hiciera por clones, utilizar semilla de cada clon para el ambiente donde tuvieron los mejores resultados.

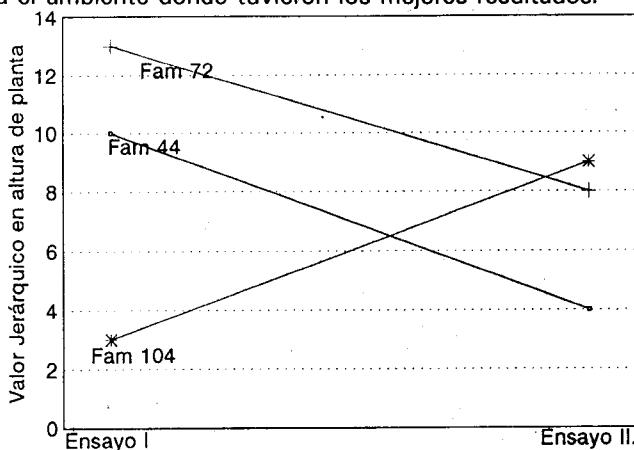


Figura 3. Comportamiento de tres familias de *Pinus caribaea* var. *caribaea* con posible interacción genotipo-ambiente después de 7 meses de plantación en el **ensayo I** y de 8 meses en el **ensayo II**.

CONCLUSIONES

El *Pinus caribaea* var. *hondurensis* utilizado como testigo en ambos ensayos superó en crecimiento a todas las familias probadas, procedentes del huerto clonal de *P. caribaea* var. *caribaea*, al rhenos durante los primeros 30 meses que incluyó la evaluación.

La variación debida a los efectos de familia tuvo una mayor manifestación en las condiciones más uniformes de vivero, los valores de heredabilidad para las medias de familia (h^2_f) generalmente fueron superiores a los valores de heredabilidad individual (h^2_i) en las dos variables de crecimiento estudiadas, altura de planta y diámetro en la base del tallo.

La altura de la planta y el diámetro en la base del tallo se correlacionaron en forma positiva y moderadamente alta, por lo que sería posible seleccionar una característica y obtener ganancias genéticas, al mismo tiempo en la otra.

Tres de las familias comunes en ambas pruebas presentaron una respuesta diferente en la altura promedio en cada ensayo, lo cual es una manifestación de la interacción genotipo-ambiente existente en este material.

AGRADECIMIENTOS

Al personal del Centro de Genética Forestal, A.C. y del Campamento Forestal La Sabana, Oax., por el apoyo y las facilidades brindadas para la realización de este trabajo. Asimismo, a los revisores asignados de Agraria por sus sugerencias y comentarios al manuscrito.

LITERATURA CITADA

- BARNES, R.D., J. BURLEY, y G.L. GIBSON. 1984. Genotype-environmental interactions in tropical pines and their effects on the structure of breeding populations. *Silvae Genet.* 33(6):86-198.
- BECKER, W.A. 1984. Manual of quantitative genetics. 4a. edic. Academic Enterprises. Pullman, Washington. U.S.A. 186 p.
- CARTER, K.K., G.W. ADAMS, M.S. GREENWOOD y P. NITSCHKE. 1990. Early family selection in jack pine. *Can. J. For. Res.* 20:285-291.

- CLAUSEN, K.E. 1989. Métodos de mejoramiento genético forestal. In: Curso: Mejoramiento genético forestal . Centro de Genética Forestal, A.C. México. pp:26-31.
- COCHRAN, W.G. y G.M. COX. 1965. Diseños experimentales. Editorial Trillas. México. 661 p.
- COTTERILL, P.P. y C.A. DEAN. 1988. Changes in the genetic control of growth of Radiata pine to 16 years and efficiencies of early selection. *Silvae Genet.* 37(3-4):138-146.
- COTTERILL, P.P. y P.G. ZED. 1980. Estimates of genetic parameters for growth and form traits in four *Pinus radiata* D. Don progeny tests in South Australia. *Aus. For. Res.* 10:155-167.
- DEAN, A., P.P. COTTERILL y R.L. EISEMANN. 1986. Genetic parameters and gains expected from selection in *Pinus caribaea* var. *hondurensis* in Northern Queensland, Australia. *Silvae Genet.* 35(5-6):229-236.
- FALCONER, D.S. 1986. Introducción a la genética cuantitativa. CECSA. México. 383 p.
- GONZALEZ R., A. y M. PEREZ S. 1980. Comportamiento de progenies de polinización libre y controlada de un huerto semillero de *Pinus caribaea* var. *caribaea*. *Baracoa* 10(1-2):7-29.
- INFANTE G., S. y G.P. ZARATE DE'L. 1990. Métodos estadísticos: un enfoque interdisciplinario. 2a. edición. Editorial Trillas. México. 643 p.
- LAMB, A.F.A. 1973. *Pinus caribaea*. Fast growing timber trees of the lowland tropics No. 6, Vol. 1. University of Oxford. England. 254 p.
- LAMBETH, C.C. 1980. Juvenile-mature correlations in pinaceae and implications for early selection. *For. Sci.* 26(4):571-580.
- LAMBETH, C.C., J.P. VAN BUIJTENEN, S.D. DUKE y R.B. McCULLOUGH,. 1983. Early selection is effective in 20-year-old genetic test of loblolly pine. *Silvae Genet.* 32(5-6):210-215.
- LOO, J.A., C.G. TAUER y J.P. VAN BUIJTENEN. 1984. Juvenile-mature relationships and heritability estimates of several traits in loblolly pine (*Pinus taeda*). *Can. J. For. Res.* 14:822-825.