

VARIABILIDADE GENÉTICA EM PROGÊNIES DE UMA  
POPULAÇÃO DE ALGAROBA - *Prosopis juliflora* (SW.)  
DC. - DA REGIÃO DE SOLEDADE - PARAÍBA

ISMAEL ELEOTÉRIO PIRES  
Engenheiro Florestal

Orientador: Prof. Dr. PAULO YOSHIO KAGEYAMA

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Engenharia Florestal.

PIRACICABA  
Estado de São Paulo - Brasil  
Agosto - 1984

Aos meus pais e irmãos  
MINHA CONSIDERAÇÃO.

À minha esposa Dagmar e  
filhos Rodrigo e Gabriel,  
MEU OFERECIMENTO  
E DEDICAÇÃO.

## AGRADECIMENTOS

A todos aqueles que contribuíram, direta ou indiretamente, na realização deste trabalho, expresse meus sinceros agradecimentos, em especial:

. Ao professor Dr. Paulo Yoshio Kageyama, pela orientação e amizade;

. À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), pela oportunidade de realização deste curso;

. À Chefia do Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Semi-Árido (CPATSA) e à coordenação do Programa Nacional de Pesquisa Florestal (PNPF), pelo apoio concedido;

. À Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária da Paraíba (EMEPA) e à Empresa de Pesquisa Agropecuária do Rio Grande do Norte (EMPARN), pelo apoio na implantação e condução dos ensaios de campo;

. À Financiadora de Estudos e Projetos (FINEP) e Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal (IBDF), pelo apoio financeiro na condução do projeto de pesquisa;

. Aos docentes do Departamento de Silvicultura/  
/ESALQ, pelos ensinamentos;

. Aos amigos e pesquisadores envolvidos nos tra-  
balhos, em especial Paulo César Fernandes Lima, Sêrvulo Heber  
Lopes Vasconcelos, Guilherme de Castro Andrade e Manoel de Sou-  
za Araújo, pela colaboração na condução dos ensaios e coleta  
de dados;

. Aos amigos do curso que partilharam das cons-  
tantes trocas de idéias, em especial Mário Luiz Teixeira de Mo-  
raes, Fernando Patiño Valera e Inês de Souza Dias, pela colabo-  
ração na revisão do texto;

. Às funcionárias da biblioteca do Instituto de  
Pesquisas e Estudos Florestais (IPEF), em especial Marialice  
Metzeker Poggiani, pelo apoio concedido;

. A todos os funcionários do Departamento de Sil-  
vicultura/ESALQ e do IPEF, pelo apoio e amizade no decorrer do  
curso;

. À Publique Central de Serviços, pela Datilo-  
grafia.

## ÍNDICE

	Pág.
AGRADECIMENTOS.....	iii
RESUMO.....	viii
SUMMARY.....	x
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	5
2.1. O gênero <i>Prosopis</i> e sua importância.....	5
2.2. Variabilidade genética em uma população.....	11
2.3. Parâmetros genéticos de uma população.....	15
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	23
3.1. Material.....	23
3.1.1. Descrição da população.....	23
3.1.2. Caracterização dos locais dos ensaios....	25
3.2. Métodos.....	25
3.2.1. Produção de mudas.....	25
3.2.2. Instalação dos ensaios no campo.....	26
3.2.3. Coleta de dados.....	26
3.2.4. Avaliação das características das plantas..	27
3.2.5. Análise de variância individual para to- das as características nas duas localida- des.....	29
3.2.6. Análise de variância conjunta para as duas localidades, envolvendo todas as caracte- rísticas estudadas.....	33

3.2.7. Análise de covariância.....	35
3.2.8. Estimativas de parâmetros genéticos.....	36
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	40
4.1. Resultados das análises de variâncias individuais para todas as características, nas duas localidades.....	40
4.2. Variâncias genéticas, coeficientes de herdabilidade e de variação genética para as características estudadas em Caicó - RN.....	49
4.3. Estimativas das correlações genéticas e fenotípicas para as características avaliadas aos 18 meses de idade em Caicó - RN.....	60
4.4. Considerações sobre a base genética da população em função dos resultados obtidos.....	65
5. CONCLUSÕES.....	71
6. LITERATURA CITADA.....	74
7. APÊNDICES.....	87

VARIABILIDADE GENÉTICA EM PROGÊNIES DE UMA POPULAÇÃO  
DE ALGAROBA - *Prosopis juliflora* (SW.) DC. - DA  
REGIÃO DE SOLEDADE - PARAÍBA

ISMAEL ELEOTÉRIO PIRES

PROF. DR. PAULO YOSHIO KAGEYAMA  
- ORIENTADOR -

RESUMO

A algaroba - *Prosopis juliflora* (SW.) DC. -, per<sup>u</sup>tencente à família Leguminosae (Mimosoideae), foi introduzida na região semi-árida do Nordeste brasileiro na década de 1940, proveniente de Piura, norte do Peru e do Sudão. Desde então vem sendo plantada intensamente na região com fins basicamente de produção de madeira e forragem.

Dada a sua importância sócio-econômica para o Nordeste, bem como sua característica de resistência à seca, campanhas de distribuição de mudas a nível de governos municipais e estaduais têm sido estabelecidas. Por outro lado, nos últimos anos o Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal (IBDF) já aprovou a implantação de mais de 50.000 hectares de algaroba com incentivos fiscais na região.

Uma preocupação que surge nesse programa é quan

to a qualidade genética das sementes utilizadas, uma vez que são obtidas na própria região sem nenhum controle de produção. Sendo a espécie alógama e diante da provável base genética restrita da população existente, é possível que esteja se utilizando material com elevado índice de endogamia.

Assim sendo, desenvolveu-se este trabalho com vistas ao entendimento dos aspectos genéticos da população e o estabelecimento de estratégias de melhoramento de *P. juliflora* na região Nordeste. Utilizaram-se para os estudos 30 progênies de polinização livre, provenientes de uma população implantada em 1972 na Fazenda Pendência, em Soledade-Paraíba, pertencente à Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária da Paraíba, a qual constitui provavelmente uma terceira geração das árvores introduzidas inicialmente. O ensaio foi instalado em dois locais, segundo o delineamento de látice retangular triplo 5x6. As parcelas foram lineares, com 10 plantas, em espaçamento de 3 x 3 metros.

A avaliação feita aos 18 meses de idade, para altura, altura mais raio médio da copa, raio médio da copa, diâmetro da base das plantas, número de bifurcações, forma das plantas e sobrevivência, não mostrou diferenças significativas entre progênies pelo teste F, para a maioria das características. O coeficiente de herdabilidade no sentido restrito apresentou valores muito baixos para todas as características avaliadas.

Os baixos coeficientes de herdabilidade associa

dos aos baixos coeficientes de variação genética e a alta variação entre plantas dentro de famílias para as características de crescimento, indicam uma baixa variabilidade genética na população e sugerem a existência de um elevado nível de endogamia na mesma. Conclui-se, portanto, que outras avaliações devam ser feitas em idades mais avançadas para confirmação destes resultados e, enquanto isso, a utilização desse material só deve ser considerada em programas a curto prazo. A longo prazo, deve-se pensar na ampliação da base genética das populações existentes através da introdução de novos materiais da região de ocorrência natural.

GENETIC VARIABILITY IN PROGENIES FROM A POPULATION  
OF ALGAROBA - *Prosopis juliflora* (SW.) DC. - OF  
SOLEDADE REGION, PARAÍBA

ISMAEL ELEOTÉRIO PIRES  
- AUTHOR -

PROF. DR. PAULO YOSHIO KAGEYAMA  
- ADVISER -

SUMMARY

The algaroba - *Prosopis juliflora* (SW.) DC. -, belonging to the Leguminosae (Mimosoideae), was introduced to the semi-arid northeast region of Brazil during the decade of 1940, from the Piura region, in the north of Peru, and from Sudan. Since that time, algaroba has been intensively planted in northeastern Brazil, mainly to obtain forage for cattle and wood.

In view of the socio-economic importance of algaroba for the Brazilian Northeast, and its characteristic as a drought resistant species, State and Municipal governments have been developing strategies for increasing the area planted with algaroba. On the other hand, during the last few years the Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal (IBDF) is

approving the establishment of more than 50,000 ha of plantations of *P. juliflora* in the region through fiscal incentives.

The genetic quality of the seeds used for forest plantations is a worry in the current programmes of reforestation. Presently the seeds used are being obtained in the same region, without any control of production. *P. juliflora* is an allogamous species and considering the probability of a narrow genetic basis for the existing populations, it is possible that the seeds used presently have a high degree of inbreeding.

In this regards, the present work was developed with the purpose of studying the genetic structure of this populations, and also of developing a strategy for the genetic improvement of *P. juliflora* for the Northeast region of Brazil. The experiment employed 30 open pollinated progenies from a population established in 1972 in Soledade-Paraíba, in area of the Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária. Probably, this population is of third generation, obtained from trees initially introduced in the Northeast.

The progeny trials were established in two localities, using a lattice triple rectangular 5 x 6 design. Linear plots were used, each with 10 plants in spacing of 3 x 3 meters.

The evaluation of the trials were conducted at the age of 18 months for height growth, height growth plus the mean ratio of crown, mean ratio of crown, diameter at the base of trees, number of forking, form of trees, and survival.

The analysis of variance did not show any statistical difference between progenies for the majority of the characteristics measured. The narrow sense heritability coefficients were very low for all studied characteristics.

The low heritability coefficients, plus the low genetic variation coefficients and the high variation between trees within families for the growth characteristics, suggest a low genetic variability for the population and the existence of a high level of inbreeding in the population. For this reason, it is concluded that additional evaluations should be made in older ages as a check of the results obtained through this progeny trial. Meanwhile, the utilization of the available material is recommendable only in short term programmes. For long term programmes it is desirable to increase the genetic basis of the existing populations, through the introduction of new materials from the natural range of the species.

## 1. INTRODUÇÃO

O Nordeste brasileiro apresenta cerca de 56% de sua superfície coberta com uma vegetação denominada caatinga, que se caracteriza por uma baixa produtividade de madeira e pequena diversidade de espécies em relação à floresta tropical úmida. Nessa região predominam os tipos climáticos árido e semi-árido, com precipitações anuais entre 250 e 1000 mm. A temperatura média fica em torno dos 25°C, não apresentando grandes variações; os solos são em geral rasos e de baixa fertilidade.

Diante da existência de grandes áreas impróprias para a agricultura e pastagem, a atividade florestal desponta como a mais recomendável. Deve-se pensar inclusive na implantação de espécies com finalidades múltiplas como produção de madeira, forragem, controle de erosão, criação de abelhas, etc. Para isso, é preciso que se desenvolvam estudos em busca des-

sas espécies e das procedências apropriadas.

Por outro lado, nos últimos anos tem sido direcionada uma parcela considerável dos incentivos fiscais para reflorestamento no Nordeste, requerendo com isso respostas imediatas da pesquisa quanto à escolha de espécies e técnicas de reflorestamento compatíveis com as condições locais, de modo a promover uma melhor utilização das terras e conseqüentemente a elevação do nível sócio-econômico da região.

A algaroba - *Prosopis juliflora* (SW.) DC. -, pertencente à família Leguminosae (Mimosoideae), introduzida no Nordeste na década de 1940, é uma espécie que se apresenta altamente promissora, tanto para fins madeireiros como forrageiros, dada a sua resistência à seca e boa adaptação às condições adversas (GOMES, 1961; SILVA *et alii*, 1980; ALVES, 1982; AZEVEDO, 1982b; LIMA, SEITZ e PIRES, 1982 e PIRES e FERREIRA, 1982), apesar da sua introdução e difusão não ter obedecido a um esquema previamente estabelecido de modo a atender a um programa de longo prazo.

Dada a importância que a espécie apresenta para a região, principalmente como forrageira, têm sido estabelecidas campanhas de distribuição de mudas a nível de governos municipais e estaduais na região Nordeste. Em complemento, resalta-se que só nos últimos três anos foram implantados cerca de 50.000 hectares com incentivos fiscais através do Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal (IBDF), destinados basicamente à produção de madeira e forragem.

Conforme GOMES (1961) e AZEVEDO (1982b), a algaroba foi introduzida inicialmente em 1942, no município de Serra Talhada em Pernambuco, porém, as plantas sobreviventes foram eliminadas logo em seguida devido à constatação de espinhos. Posteriormente, segundo os mesmos autores, nova introdução foi feita em 1947, em Angicos no Rio Grande do Norte, com sementes provenientes de Piura, no norte do Peru e do Sudão, resultando em quatro árvores sobreviventes. Desta forma, uma preocupação que surge é quanto à qualidade genética das sementes utilizadas nos plantios, uma vez que são obtidas na própria região sem nenhum controle de sua produção. Ao que tudo indica, as quatro árvores referidas se constituíram na base para todos os plantios existentes.

Sendo a espécie alógama e diante da dúvida com relação ao tamanho efetivo da população existente, é possível que esteja sendo utilizado material com elevado índice de endogamia, pelo cruzamento de indivíduos aparentados (KAGEYAMA, 1981). Mesmo que tal situação possa não estar acontecendo ainda, é necessário que se esteja atento para as implicações de utilização desse material em programas de melhoramento a médio e longo prazo.

O presente trabalho tem como objetivo determinar a variabilidade genética de uma população de algaroba - *Prosopis juliflora* (SW.) DC. - implantada na Fazenda Pendência em Soledade, PB, com vistas a:

- a) inferir sobre a base genética da população;
- b) estabelecer estratégias de utilização desse material em programas de melhoramento genético, tanto para madeira como para forragem;
- c) conservação genética desse material;
- d) produção de sementes melhoradas através da implantação de áreas de produção e pomares de sementes.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1. O GÊNERO *Prosopis* E SUA IMPORTÂNCIA

São conhecidas 44 espécies do gênero *Prosopis*, denominadas algaroba, das quais três são invasoras e outras seis apresentam potencial reconhecido para produção de madeira e forragem em solos pobres, salinos, impróprios à agricultura (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979).

A algaroba ocorre no México, Sudoeste dos Estados Unidos, Peru, Bolívia, Paraguai, Argentina, América Central e Oeste da Índia (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979 e HABIT, 1981). A maior diversidade de espécies ocorre na América do Sul, mais especificamente na Argentina (KARLIN e AYERZA, 1982). Essas espécies requerem em geral precipitações de cerca de 250 mm anuais e temperaturas elevadas, sendo que algumas to

leram até 75 mm anuais de chuva (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979 e HABIT, 1981).

A característica de resistência à seca das espécies do gênero *Prosopis*, segundo HILLS (1982a e 1982b), se deve à abertura dos estômatos à noite e a presença de estruturas radiculares concentradas na camada superficial do solo, que são capazes de absorver umidade do ar atmosférico. O mesmo autor relata, ainda, que os estômatos se abrem à noite e permanecem abertos até as primeiras horas da manhã, fechando-se no período de meio-dia até o anoitecer. A percentagem de estômatos abertos depende da umidade relativa do ar atmosférico. Essa forma de adaptação encontrada por essas espécies, para superar o problema da baixa umidade do ar, é um fator altamente positivo para defini-las como prioritárias para regiões áridas e semi-áridas.

Como a maioria das leguminosas, essas espécies apresentam nodulações no sistema radicular, tendo portanto, a propriedade de fixar nitrogênio atmosférico, elevando assim a fertilidade dos solos (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979 e KARLIN e AYERZA, 1982). Segundo FRANCO (1982), já foram encontradas doze espécies com nodulações, tendo sido detectada alta variabilidade na eficiência da simbiose inter e intra-específica.

No gênero *Prosopis*, algumas espécies são arbustivas e outras atingem até 20 metros de altura, podendo alcançar diâmetros de até 1 metro, apresentando espinhos no tronco

e ramos (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979). A madeira se presta para tacos, móveis, postes e carvão. Segundo HABIT (1981), a madeira dessas espécies se presta muito bem para postes, devido à sua alta durabilidade quando em contato com o solo. Dada essa característica, associada à alta densidade, a madeira dessas espécies foi utilizada para calçamento de avenidas em Santo Antônio, no Texas e em Buenos Aires, na Argentina.

As espécies de *Prosopis* são hermafroditas (HABIT, 1981), predominando a alogamia (FELKER, 1982). Segundo HABIT (1981), do ponto de vista de biologia floral, as espécies se classificam como entomófilas protogínicas. Portanto, as flores sendo nectaríferas atraem grande número de insetos de diferentes espécies. FELKER *et alii* (1982) mencionam que a polinização é feita por insetos, basicamente por abelhas. Descrições detalhadas das suas flores são apresentadas por HABIT (1981), BARROS *et alii* (1981) e FFOLLIOTT e THAMES (1983).

Os frutos de *Prosopis* são vagens indeiscentes, com comprimento variando de 3 a 12 centímetros, constituindo -se em excelente forragem para animais, por conter alto teor de proteínas (GOMES, 1961; NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979; HABIT, 1981; ALVES, 1982; AZEVEDO, 1982b; FELKER, 1982 e TAPIA, 1982). As sementes apresentam dormência tegumentar (CHATTERJI, 1968), sendo que diversos métodos para sua superação já foram relatados.

Nos habitats naturais, as espécies apresentam alta variabilidade fenotípica para as características altura

de plantas, forma do tronco, produção e tamanho de frutos (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979; FELKER, 1982; FELKER *et alii*, 1982; FERREIRA, 1982 e VALDIVIA, 1982). Segundo FELKER (1982) a alta variabilidade existente se deve à alogamia, decorrente da auto-incompatibilidade. Já foi registrada a ocorrência de híbridos naturais (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979 e FELKER, 1982).

A espécie *Prosopis juliflora* (SW.) DC. é considerada como invasora, dado o seu grande potencial de propagação natural e sua capacidade para suportar condições adversas (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 1979). Nos Estados Unidos existem inclusive programas para sua erradicação (FISHER *et alii*, 1959). Entretanto, AZEVEDO (1982b) relata que a espécie cultivada no Nordeste não é a mesma que ocorre nos Estados Unidos, onde apresenta porte arbustivo, enquanto a plantada no Nordeste atinge até 18 metros de altura. Segundo FISHER *et alii* (1959), ocorrem nos Estados Unidos *Prosopis juliflora* variedade *glandulosa*, *Prosopis juliflora* variedade *velutina* e *Prosopis juliflora* variedade *torreyana*.

No Brasil, a espécie introduzida é simplesmente *Prosopis juliflora*, conforme classificação do Professor Arturo Burkart do Instituto Darwinion, Argentina, citado por AZEVEDO (1982b), sendo confirmada pela classificação de material botânico proveniente da população em estudo, através da chave toxonômica apresentada por FOLLIOTT e THAMES (1983). Estes autores relatam que esta espécie pertence ao grupo das algaro-

bas e é extremamente variável, requerendo maiores estudos taxonômicos. Segundo FERREIRA (1982), essa espécie apresenta alta variabilidade fenotípica nos habitats naturais em relação à forma das árvores, presença de espinhos, produção de vagens e tamanho e coloração das mesmas.

Apesar de se encontrar espalhada por toda a região árida e semi-árida do Nordeste, nenhum ensaio com controle adequado da origem das sementes da espécie foi realizado. Porém, os estudos até então desenvolvidos comprovam sua potencialidade (SILVA *et alii*, 1980; PIRES e FERREIRA, 1982 e LIMA, SEITZ e PIRES, 1982). Os dados da Tabela 1 evidenciam o seu potencial para a região, em termos de crescimento em altura e percentagem de sobrevivência, comparada com *Eucalyptus camaldulensis* e uma espécie nativa, o sabiã (*Mimosa caesalpiniaefolia*).

Tabela 1 - Resultados de crescimento em altura e sobrevivência de *P. juliflora*, *E. camaldulensis* e *M. caesalpiniaefolia* em diferentes locais do Nordeste semi-árido.

Espécie	Local	Idade (meses)	Altura (m)	Sobrevivência (%)
<i>P. juliflora</i>	Sobral-CE	48	6,90	97
	Petrolina-PE	24	2,60	97
<i>E. camaldulensis</i>	Açu-RN	60	8,00	48
	Petrolina-PE	24	3,40	95
<i>M. caesalpiniaefolia</i>	Sobral-CE	36	3,70	81
	Petrolina-PE	24	2,10	98

Fonte: PIRES e FERREIRA (1982).

A espécie se desenvolve bem nos mais diversos tipos de solo do Nordeste, porém, nas áreas de precipitações mais e levadas, tem-se observado um menor desenvolvimento (AZEVEDO, 1982b).

A produção de sementes de *Prosopis juliflora* no Nordeste brasileiro se inicia a partir do terceiro ano no campo, mostrando sua precocidade para essa característica; isso a torna um material importante para estudos genéticos e favorável para programas de melhoramento, com a facilidade de obtenção de muitos ciclos em curto período de tempo. A floração, nessa região, não é sazonal, ocorrendo presença de flores e frutos simultaneamente nas árvores durante maior parte do ano, muito embora, o pico da frutificação se dê no período de outubro a dezembro (GOMES, 1961 e AZEVEDO, 1982b).

Valdivia (1978), citado por NOBRE (1982a), relata que há uma tendência de diminuição da quantidade de frutos produzidos pela espécie em função da elevação da umidade relativa do ar. Essa variação na produção de frutos em função das condições ambientais, foi verificada, também, por FELKER *et alii* (1982) nos Estados Unidos.

A importância da utilização de *Prosopis juliflora* como forrageira é apresentada por GOMES (1961), ALVES (1982), AZEVEDO (1982a), NOBRE (1982b) e SILVA, LEITÃO e OLIVEIRA FILHO (1982), tornando-a adequada para programas de agrossilvicultura.

## 2.2. VARIABILIDADE GENÉTICA EM UMA POPULAÇÃO

A presença de variabilidade genética em uma população é condição fundamental para a obtenção de ganhos nos programas de melhoramento. Entretanto, para a melhor utilização dessa variabilidade, tornam-se necessárias algumas considerações sobre a população.

Segundo SLUDER (1970), a maioria das espécies florestais apresentam uma considerável variação genética, entre e dentro de populações, face ao grande fluxo de pólen e sementes que ocorre normalmente.

A estrutura genética de uma população é estreitamente dependente do seu sistema reprodutivo (KOSKI, 1979). Desta forma, ao se fazer inferências sobre a base genética de uma população, deve-se levar em conta esse aspecto, uma vez que o sistema reprodutivo pode variar em função de polinizadores (WELLS, 1979), das condições ambientais (BAWA, 1977), do gradiente de temperatura e altitude (FELKER *et alii*, 1982). Portanto, pode-se inferir que o sistema reprodutivo não é uma característica rígida da espécie, podendo ter alterações principalmente quando a espécie é introduzida em outro habitat.

Conforme BARRETT (1980), as populações naturais têm uma grande base genética, com um elevado número de genes recessivos que não se manifestam, por se encontrarem diferentemente nos indivíduos não aparentados, devido aos cruzamentos ao acaso. No entanto, diversos fatores tais como pressão de sele-

ção, tamanho efetivo da população, autofertilização e acasalamento entre parentes podem contribuir para a redução da variabilidade genética, devido ao efeito de endogamia resultante (ALLARD, 1971; METTLER e GREGG, 1973 e FALCONER, 1981).

As alterações na estrutura genética das espécies florestais, segundo GURIES e LEDIG (1982), parecem estar relacionadas à heterogeneidade de condições de tempo e espaço a que são submetidas em consequência das longas gerações e amplas áreas de distribuição. Estes mesmos autores verificaram que as espécies que ocorrem em áreas marginais apresentam menor variabilidade, provavelmente devido à seleção natural mais intensa nessas áreas.

Por outro lado, NAMKOONG (1966) menciona alterações na estrutura genética, face à tendência de cruzamento entre árvores vizinhas, que normalmente são aparentadas. Ainda segundo o autor, essa tendência é contrabalanceada pela competição e outras forças de seleção que atuam sobre as mudas e árvores jovens para manter o menor nível de endogamia.

Em geral, a endogamia promove uma depressão nas características de vigor e de fertilidade, sendo no geral deletéria (ALLARD, 1971; METTLER e GREGG, 1973 e FALCONER, 1981), levando a prejuízos desde a produção de sementes até a implantação (FRANKLIN, 1974 e LINDGREN, 1976).

A velocidade de depressão endogâmica das características varia de espécie para espécie, estando presente na maioria das plantas superiores (ALLARD, 1971 e FALCONER, 1981).

Há grande variação na resposta à endogamia entre e dentro de espécies (FRANKLIN, 1974). O fenômeno da endogamia pode ser expresso pelo coeficiente de endogamia ( $f$ ), o qual fornece a probabilidade de ocorrerem alelos idênticos, de origem ancestral, no mesmo loco.

CROW e KIMURA (1970) relatam que a endogamia pode ocorrer em uma população de polinização livre, por causa da redução no seu tamanho efetivo. VENCOVSKY (1978) salienta que a utilização de populações de tamanho efetivo muito pequeno pode levar a seleção na direção oposta àquela desejada pelo melhorista, devido ao fenômeno da oscilação genética. Este risco, ainda segundo o autor, torna-se maior quando o alelo desejado ocorre em baixas frequências.

O tamanho efetivo de uma população é resultante da proporção de genótipos que participam efetivamente na fertilização e produção de sementes num dado ano (PALMBERG e MELCHIOR, 1980). Este tamanho efetivo deve ser relativamente grande quando se pensa em programas de melhoramento a longo prazo, para evitar a perda de alelos importantes (VENCOVSKY, 1978). Como pode-se perceber, o comportamento do ciclo reprodutivo da espécie é importante quando se considera o aspecto da endogamia; quanto menor esse período, maior o risco do fenômeno.

NIKLES (1974) cita que 20 árvores são suficientes em um pomar para produção de progênes com base ampla, sem riscos de endogamia. Entretanto, KOSKI (1974), com base nas estimativas de Koski (1971) e em Wright (1969), cita que uma alta frequência de equilíbrio só poderá ser mantida em populações

de tamanho efetivo igual ou superior a 1000 indivíduos.

Nas gerações avançadas de melhoramento, as árvores tendem a se tornar cada vez mais aparentadas, principalmente quando se inicia com um baixo número de indivíduos e se promove seleção intensiva entre famílias (LINDGREN, 1976).

A depressão endogâmica é função do grau de parentesco entre os indivíduos envolvidos nos cruzamentos, sendo a autofertilização o processo mais drástico de endogamia. BARRETT (1980) relata que a autofertilização comparada a cruzamentos de polinização livre pode levar a uma perda de vigor de até 50%, em espécies florestais. Essa perda não é devida à autofecundação em si, mas à acumulação de genes recêssivos, efeitos de dominância e epistasia (CROW e KIMURA, 1970). Nos povoamentos naturais de pináceas, de modo geral, a autofertilização ocorre a uma taxa de 5% a 10%, não chegando a constituir problemas (KOSKI, 1974).

A necessidade de altos ganhos a curto prazo, leva a um estreitamento no tamanho efetivo da população, comprometendo os ganhos futuros, principalmente quando há alterações nas condições ambientais. Para solucionar este problema, NAMKOONG, BARNES e BURLEY (1983) propuseram a utilização de populações múltiplas, as quais permitem a ampliação da variabilidade genética nas populações para reprodução, bem como redirecionar os programas de melhoramento.

Segundo NAMKOONG, BARNES e BURLEY (1980), os caminhos do melhoramento são determinados pelas características

do produto de interesse, intensidade de seleção, tipo de manejo da população e importância econômica da espécie, bem como pelos objetivos do programa de melhoramento. Portanto, verifica-se a necessidade do desenvolvimento conjunto de programas de melhoramento genético e de sistemas silviculturais.

### 2.3. PARÂMETROS GENÉTICOS DE UMA POPULAÇÃO

Devido à necessidade de se empregar alta intensidade de seleção a curto prazo em espécies florestais, a estimativa de parâmetros genéticos surge como uma ferramenta de extrema importância para a caracterização de populações, necessárias ao estabelecimento de estratégias de melhoramento.

Os parâmetros genéticos que mais interessam ao melhorista, conforme COCKERHAM (1963), e que são frequentemente envolvidos nos estudos de progênies, referem-se às variâncias genéticas e seus componentes aditivos e não aditivos, ao coeficiente de herdabilidade no sentido amplo e restrito, às interações genótipo x ambiente e às correlações genéticas entre características.

A existência de correlações genéticas entre características, conforme VENCovsky (1978), KAGEYAMA (1980) e FALCONER (1981), constitui uma ferramenta de grande importância no estabelecimento de estratégias de seleção. Por sua vez, a existência de altas correlações fenotípicas entre caracterís

ticas, se presta para o desenvolvimento de metodologias de inventários (HALLÉ, OLDEMAN e TOMLINSON, 1978).

Segundo DUDLEY e MOLL (1969) e VENCOVSKY (1978), o conhecimento das variâncias genéticas e seus componentes é imprescindível para a definição de estratégias de melhoramento. Entretanto, para se conhecer a amplitude de variação explorável, torna-se necessário estimar a herdabilidade. Conforme SQUILLACE *et alii* (1967), a estimativa da herdabilidade permite fazer predições de ganhos genéticos, auxiliando assim no estabelecimento de métodos apropriados de melhoramento.

A estimativa dos componentes das variâncias genéticas requerem esquemas de cruzamentos apropriados, bem como controle ambiental (DITLEVSEN, 1980a). Contudo, recomenda-se a utilização daqueles esquemas mais simples e capazes de proporcionar as informações genéticas necessárias (DUDLEY e MOLL, 1969).

Segundo FALCONER (1981), o componente mais importante da variância é a variância genética aditiva, uma vez que ela é a principal causa de semelhança entre parentes, sendo portanto, o principal indicador das propriedades genéticas de uma população e sua resposta à seleção. Sendo assim, a fração da variância genética aditiva a ser incluída na estimativa da herdabilidade, depende do esquema de cruzamento utilizado para obtenção das progênies. Quando se utilizam progênies de meios-irmãos, o numerador contém  $1/4$  da variância genética aditiva, considerando a não ocorrência de endogamia (DUDLEY e MOLL, 1969; VENCOVSKY, 1978 e DITLEVSEN, 1980b).

A escolha do método de seleção dependerá da resposta esperada à seleção, cuja fórmula geral é  $GS = i \cdot s \cdot h^2$ , onde GS é o ganho genético esperado; i é o diferencial de seleção em unidades de desvio padrão; s é o desvio padrão fenotípico e  $h^2$  é a estimativa da herdabilidade, o que permite concluir que o ganho é altamente influenciado pela herdabilidade (DUDLEY e MOLL, 1969).

Por outro lado, KAGEYAMA (1980) ressalta que o maior ganho genético para uma mesma intensidade de seleção não é conseguido para características somente de maior herdabilidade, mas sim, para aquela que apresentar maior valor para o produto entre o coeficiente de variação e a herdabilidade.

Dessa forma, para o sucesso na seleção, deve haver uma correlação entre pais e filhos pois, conforme FALCONER (1981), os pais guardam uma estreita relação com os filhos, sendo a média genotípica de um grupo de filhos correspondente à metade do valor genético do pai comum. No caso de meios-irmãos, por exemplo, a covariância de pais e filhos é demonstrada como sendo equivalente a 1/4 da variância aditiva. Nas gerações avançadas de acasalamentos aparentados, essa correlação se torna cada vez maior.

Os testes de progênie de polinização aberta têm sido amplamente utilizados para estimativas de parâmetros genéticos em florestas. Entretanto, SHIMIZU, KAGEYAMA e HIGA (1982) ressaltam que a amostragem de material para composição dos testes de progênie depende dos objetivos pretendidos. Além do mais, a u

tilização de progênies de meios-irmãos pode permitir inferências sobre a existência de endogamia (KAGEYAMA, 1981), bem como sobre o sistema reprodutivo (FONSECA, 1982), com base na proporção da variância dentro e entre progênies.

NANSON (1974) chama a atenção para as diversas considerações que devem ser feitas quando nos referimos aos parâmetros genéticos em espécies florestais, uma vez que os modelos atualmente utilizados são extrapolados de espécies agrícolas e animais. Como as espécies florestais apresentam longas gerações, os diversos genes agem diferentemente nos vários estádios de desenvolvimento da planta, assim como também os genótipos se comportam diferentemente conforme as condições ambientais (NANSON, 1974 e KAGEYAMA, 1983). Dessa forma, conclui-se que os parâmetros genéticos só se aplicam a uma população, na idade observada e nas condições ambientais reinantes para a mesma.

Deve-se ressaltar, ainda, que a estimativa de parâmetros genéticos só se aplica às populações em equilíbrio gênico adequado. Segundo NAMKOONG (1966) e NANSON (1974), a utilização de populações endogâmicas para estimar a variância genética aditiva leva a um erro intrínseco, não expressando a variância genética verdadeira. Segundo NAMKOONG (1966), outra fonte de erro na estimativa da variância genética é quando a população provém de pais aparentados em pequeno número, principalmente se as sementes forem colhidas de copas pequenas, onde a amostra de pólen não é representativa da população.

A endogamia promove uma redistribuição da variância genética na população, isto é, à medida que as frequências gênicas tendem para os valores extremos (0 ou 1), a variância dentro ( $\sigma_d^2$ ) diminui e aumenta a variância entre famílias ( $\sigma_p^2$ ), com conseqüente aumento da variância fenotípica total (CROW e KIMURA, 1970; ALLARD, 1971 e FALCONER, 1981). A variância dentro aumenta, nas primeiras gerações de endogamia, até atingir um máximo quando o coeficiente de endogamia (f) se aproxima de 0,50 e fica relativamente alta até que f se aproxime do valor 1,0. Tal fato se deve a uma relação existente entre frequência gênica e a variância proveniente de genes dominantes (CROW e KIMURA, 1970 e FALCONER, 1981).

Ainda, segundo CROW e KIMURA (1970), a endogamia só se manifesta na presença de dominância ou sobredominância, tendo um efeito linear na ausência de epistase. Na presença de epistase e dominância, a endogamia passa a ter um efeito quadrático, sendo mais acelerada nos casos de interação entre locos homozigóticos recessivos e suave na interação entre locos homozigóticos dominantes. A Tabela 2 dá uma idéia desses efeitos.

A estimativa das implicações da endogamia sobre o valor fenotípico torna-se muito mais difícil, uma vez que a perda de algumas famílias durante as várias gerações compromete a precisão dos modelos estatísticos previamente estabelecidos (FRANKLIN, 1974 e FALCONER, 1981). Conforme BURROWS e ASKEW (1982), a parte da variação observada entre médias de famílias, associada a diferenças entre níveis de endogamia, pode ser con

fundida com aquela parte atribuída a efeitos parentais individuais e, portanto, a endogamia pela média de famílias.

Tabela 2 - Efeito da endogamia conforme a presença ou ausência de dominância, sobredominância e epistasia, obtida de CROW e KIMURA (1970).

Situação	Efeito de endogamia (f) sobre o fenótipo
. Ausência de dominância e epistasia.....	$\bar{Y} = x$
. Epistasia, mas sem dominância.....	$\bar{Y} = x$
. Dominância completa e não epistasia.....	$\bar{Y} = x - f$
. Sobredominância e não epistasia.....	$\bar{Y} = x' - f$
. Dominância completa e genes recessivos complementares.....	$\bar{Y} = z - \frac{1}{2} f - \frac{1}{4} f^2$
. Dominância completa e genes dominantes complementares.....	$\bar{Y} = w - \frac{3}{2} f + \frac{1}{4} f^2$
. Sobredominância e epistasia.....	$\bar{Y} = w - \frac{3}{2} f + \frac{1}{4} f^2$

$\bar{Y}$  é o valor fenotípico médio, livre do efeito de endogamia;  $x, x', z, w$  são valores fenotípicos, não considerando o efeito de endogamia.

O efeito da endogamia decresce, em ordem, para os seguintes tipos de acasalamentos: autofertilização, cruzamento entre irmãos, cruzamento entre primos-irmãos e cruzamen-

tos entre primos de terceiro grau (BARRETT, 1980), sendo desprezível nos cruzamentos de indivíduos não aparentados. A utilização da endogamia em programas de melhoramento florestal, se não fossem os altos custos das polinizações controladas e as longas gerações, poderia proporcionar ganhos consideráveis pelas combinações de linhagens em pomares de sementes (LINDGREN, 1975).

No caso de populações de polinização livre, torna-se muito difícil inferir sobre os efeitos da endogamia. LINDGREN (1976) chama atenção para esta situação, onde o coeficiente de endogamia ( $f$ ) não se comporta de forma linear entre os vários indivíduos da população, uma vez que o mesmo se refere à probabilidade de locos homozigóticos ao nível de indivíduos. Isto quer dizer que, em uma mesma população de polinização livre, encontram-se indivíduos com diferentes graus de homozigosidade e isto se torna mais acentuado nas populações de poucos indivíduos. Conforme o mesmo autor, o que ocorre em gerações avançadas é uma endogamia suave, quando se trabalha com um pequeno número de indivíduos na população.

Segundo LINDGREN (1976), as avaliações feitas em florestas maduras se baseiam em uma fração da população inicial, uma vez que os indivíduos endogâmicos tendem a ser suprimidos antes de atingir o estágio reprodutivo. Neste caso, estimativas na fase jovem superestimam a endogamia. Este autor recomenda a manutenção do "pedigree" e de baixa intensidade de seleção nas populações para melhoramento, no intuito de manter

o tamanho efetivo da população mais elevado. É importante ressaltar, portanto, que o espaçamento utilizado para a espécie e o grau de competição entre os indivíduos, assim como o manejo que se estabelece para a mesma são fatores que afetam o grau de endogamia nas diferentes gerações em populações de base genética restrita.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1. MATERIAL

##### 3.1.1. DESCRIÇÃO DA POPULAÇÃO

A população em estudo foi implantada em 1972, na Fazenda Pendência em Soledade-PB, de propriedade da Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária - EMEPA, com sementes colhidas no próprio local. Com base nas informações de ALVES (1984)\*, constata-se que essa população constitui provavelmente uma terceira geração daquelas quatro árvores originais citadas por GOMES (1961) e AZEVEDO (1982b). Nessa população, foram selecionadas 50 matrizes, em 1980, para obtenção de progênies de polinização livre para implantação dos ensaios.

---

\* ALVES, A.Q. (1984) - Informação pessoal.

A seleção fenotípica das matrizes foi feita com uma intensidade de 1:100, levando em consideração as características volume de madeira, presença de frutificação e sanidade, porém, sem muito rigor, no intuito de obter uma amostra mais representativa da população.

Em 1981, coletaram-se frutos das matrizes que apresentaram frutificação na época, num total de 36, para composição dos ensaios de campo. A Figura 1 mostra a amplitude de variação das matrizes componentes dos ensaios, para a característica altura de plantas.

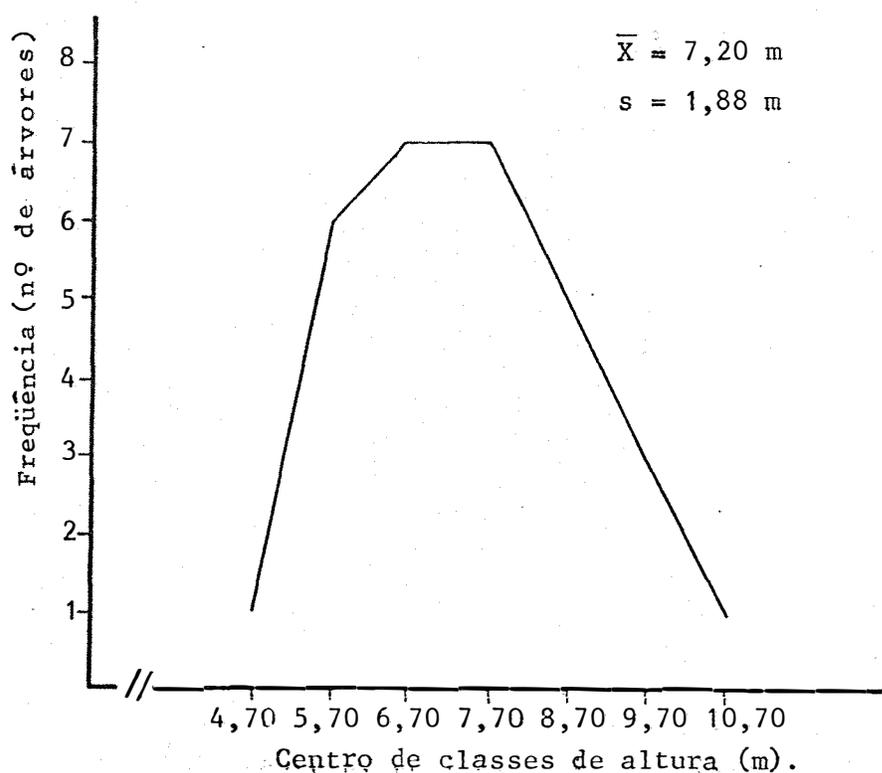


Figura 1 - Distribuição das frequências relativas à altura das matrizes componentes dos ensaios.

### 3.1.2. CARACTERIZAÇÃO DOS LOCAIS DOS ENSAIOS

Foram instalados dois ensaios de campo, envolvendo 30 progênies cada um (Apêndice 1), no período de março/abril de 1982.

Um ensaio foi instalado no próprio local onde se encontra a população em estudo, Soledade-PB (latitude  $07^{\circ}00'S$  e longitude  $36^{\circ}40'W$ ) e o outro na Estação Experimental de Caicó, Rio Grande do Norte, pertencente à Empresa de Pesquisa Agropecuária do Rio Grande do Norte - EMPARN (latitude  $06^{\circ}20'S$  e longitude  $37^{\circ}10'W$ ), que dista cerca de 150 km da população em estudo.

Ambas as localidades apresentam uma precipitação pluviométrica média anual entre 250-500 mm, mal distribuída; uma temperatura média entre  $21^{\circ}C$  e  $30^{\circ}C$ , sem maiores oscilações, com um déficit hídrico da ordem de 1000 mm (GOLFARI e CASER, 1977). O solo é de baixa fertilidade, bem drenado, com limitações de profundidade devido à presença de rocha. A topografia do terreno é ligeiramente inclinada.

## 3.2. MÉTODOS

### 3.2.1. PRODUÇÃO DE MUDAS

As mudas foram produzidas no período de janeiro/

abril de 1982, por matriz individualmente, nas respectivas localidades dos ensaios, com sementes provenientes de uma mesma colheita.

Utilizou-se semeadura direta de 2 a 3 sementes, em recipientes contendo substrato adequado. Quando as mudas atingiram cerca de 5 centímetros de altura, fez-se desbaste deixando apenas uma por recipiente, visando sempre a maior uniformidade possível.

### 3.2.2. INSTALAÇÃO DOS ENSAIOS NO CAMPO

Os ensaios foram instalados em março e abril de 1982, respectivamente nas localidades de Caicó-RN e Soledade-PB.

O delineamento utilizado para os dois locais foi o lâctice retangular triplo 5 x 6. As parcelas foram lineares com 10 plantas, em espaçamento de 3 x 3 m e uma bordadura geral simples (1 fileira) para todo o ensaio, em cada local.

### 3.2.3. COLETA DE DADOS

Foram medidas as alturas das plantas aos 6 e 12 meses de idade na localidade de Caicó-RN. Aos 18 meses de idade avaliou-se, para as duas localidades, as características: altura das plantas, raio médio da copa, diâmetro da base das plan

tas, bifurcação, forma e sobrevivência.

### 3.2.4. AVALIAÇÃO DAS CARACTERÍSTICAS DAS PLANTAS

#### a. Altura das plantas

A altura das plantas foi tomada em relação ao plano que passa pelo ramo mais alto da copa, com o auxílio de uma régua graduada em centímetros.

#### b. Raio médio da copa

O raio médio da copa foi obtido pela soma dos diâmetros cruzados da copa, tomados através de régua graduada em centímetros e sua divisão pelo valor 4, como segue:

$$R_{mc} = \frac{D_1 + D_2}{4}, \text{ onde:}$$

$R_{mc}$  é o raio médio da copa (m);  $D_1$  é o maior diâmetro da copa (m) e  $D_2$  é o diâmetro da copa perpendicular a  $D_1$  (m).

#### c. Altura das plantas mais raio médio da copa

A característica altura das plantas mais raio médio da copa foi obtida através da soma aritmética das mesmas,

numa tentativa de aproximação da altura real. Como a espécie estudada não apresenta uma dominância apical pronunciada, o crescimento lateral dos ramos dominantes pode, de certa forma, expressar um potencial de crescimento em altura, baseando-se em HALLÉ, OLDEMAN e TOMLINSON (1978) que relatam que as árvores apresentam uma arquitetura resultante do potencial genético e efeitos ambientais, devendo portanto, existir uma relação entre as diferentes características das plantas.

d. Diâmetro da base das plantas

O diâmetro da base das plantas foi medido rente ao solo, com paquímetro graduado em milímetros..

e. Bifurcação das plantas

A característica bifurcação das plantas foi obtida pela contagem das ramificações existentes até uma altura de 25 centímetros acima do solo.

f. Forma das plantas

A característica forma das plantas foi avaliada através da atribuição de notas às mesmas de acordo com sua

arquitetura (Apêndice 7), tendo sido estabelecidas 3 classes:

CLASSE	NOTA
. ereta (com crescimento vertical, sem muitas ramificações laterais) .....	3
. intermediária (com crescimento entre ereta e rasteira) .....	2
. rasteira (pouco crescimento em altura e muitas ramificações laterais) .....	1

#### g. Sobrevivência

A característica sobrevivência foi obtida pela contagem do número de plantas vivas para cada parcela e expressas em termos percentuais, em relação ao número total de plantas que deveria conter dentro da parcela.

### 3.2.5. ANÁLISE DE VARIÂNCIA INDIVIDUAL PARA TODAS AS CARACTERÍSTICAS NAS DUAS LOCALIDADES

A análise de variância individual dos dados, nas idades de 6 e 12 meses, para a característica altura de plantas, na localidade de Caicô e na idade de 18 meses para todas

as características, nos dois locais, foi feita segundo o esquema de lâttice retangular triplo proposto por COCHRAN e COX (1981). Ressalte-se que as seguintes características tiveram seus dados transformados para efeito de análise: percentagem de sobrevivência para  $\arcsen \sqrt{x/100}$ , forma das plantas (nota) para  $\sqrt{x}$  e número de bifurcações para  $\sqrt{x + 1}$ .

O modelo estatístico utilizado para as análises, foi:

$$\bar{Y}_{ijm} = \mu + t_i + b_{jm} + r_m + \bar{e}_{ijm}$$

onde:  $\bar{Y}_{ijm}$  é a média do tratamento  $i$ , no bloco  $j$  da repetição  $m$ ;

$\mu$  é a média geral;

$t_i$  é o efeito de tratamento;

$b_{jm}$  é o efeito de blocos dentro de repetições;

$r_m$  é o efeito de repetições;

$\bar{e}_{ijm}$  é o efeito médio do erro intrablocos.

Naqueles casos em que a eficiência do lâttice, correspondente à relação entre o quadrado médio do erro efetivo da análise em lâttice e o quadrado médio do erro da análise em blocos ao acaso, foi inferior a 110% (MIRANDA FILHO, 1978), procedeu-se à análise segundo o esquema de blocos ao acaso proposto por DITLEVSEN (1980a e 1980c). Neste caso, o modelo utilizado para as análises foi:

$$Y_{ijk} = \mu + t_i + b_j + e_{ij} + d_{ijk}$$

onde:  $Y_{ijk}$  é a observação feita no indivíduo  $k$ , do tratamento  $i$  no bloco  $j$ ;  
 $\mu$  é a média geral;  
 $t_i$  é o efeito de tratamento;  
 $b_j$  é o efeito de bloco;  
 $e_{ij}$  é o erro experimental;  
 $d_{ijk}$  é o efeito dentro de parcelas.

Diante do inconveniente dos esquemas de lâtigo, para a estimativa de parâmetros genéticos, conforme DUDLEY e MOLL (1969), os resultados obtidos da análise nesse caso só foram utilizados para fins de teste F. Para fins de estimativas de variâncias e covariâncias, para as características individuais em cada local, utilizou-se o esquema de blocos ao acaso.

O esquema de análise de variância individual em lâtigo, utilizado para cada característica e local, através de médias de parcelas, foi:

F.V.	GL	QM	F
Repetições	$(R - 1)$		
Progênes não ajustadas	$(k^2 + k - 1)$		
Progênes ajustadas	$(k^2 + k - 1)$	$Q_1$	$Q_1/Q_2$
Blocos	$Rk$		
Erro intrablocos	$(R - 1)(k^2 - 1) - k$	$Q_2$	

QM = quadrado médio; R = número de repetições; k = número de tratamentos por bloco.

O esquema de análise de variância individual em blocos ao acaso, utilizado para cada característica e local, tanto para fins de teste F como estimativas dos parâmetros genéticos, através de médias de parcelas, foi:

F.V.	GL	QM	E(QM)	F
Repetições	R-1			
Progênes	P-1	Q <sub>1</sub>	$(1/\bar{k}) \sigma_d^2 + \sigma_e^2 + R\sigma_p^2$	Q <sub>1</sub> /Q <sub>2</sub>
Erro	(R-1)(P-1)	Q <sub>2</sub>	$(1/\bar{k}) \sigma_d^2 + \sigma_e^2$	
Dentro	$\sum_{i=1}^P (k-1)$	Q <sub>3</sub>	$\sigma_d^2$	

QM = quadrado médio; E(QM) = esperança do quadrado médio; R = número de repetições; P = número de progênes; k = número de plantas vivas por parcela;  $\sigma_p^2$  = variância devida a progênes;  $\sigma_e^2$  = variância devida ao erro entre parcelas;  $\sigma_d^2$  = variância devida às plantas dentro de parcelas.

Ressalte-se que a variância dentro de parcelas foi obtida através da média ponderada dos quadrados médios dentro das parcelas, levando em conta o número de plantas sobreviventes (medidas) em cada parcela, sendo assim,  $\hat{\sigma}_d^2 = Q_3$ . As outras variâncias foram obtidas como segue:

$$\hat{\sigma}_p^2 = \frac{Q_1 - Q_2}{R}$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = Q_2 - \frac{Q_3}{k}$$

Para a análise de sobrevivência, a variância do erro conteve a variância dentro de parcelas, uma vez que essa característica se baseia em totais de parcelas, não permitindo a detecção de efeitos ao nível de plantas.

O coeficiente de variação experimental (C. V. exp.), foi obtido através do quadrado médio do erro efetivo para as análises em lâtilice e do quadrado médio do erro experimental das análises em blocos ao acaso, sendo utilizado para expressar a eficiência das análises estatísticas.

### 3.2.6. ANÁLISE DE VARIÂNCIA CONJUNTA PARA AS DUAS LOCALIDADES, ENVOLVENDO TODAS AS CARACTERÍSTICAS ESTUDADAS

A análise conjunta para as duas localidades, envolvendo todas as características estudadas, foi feita segundo o esquema de blocos ao acaso proposto por DITLEVSEN (1980a e 1980c). O modelo utilizado para as análises, foi:

$$Y_{ijsk} = \mu + t_i + b_{j(s)} + l_s + tl_{is} + e_{ijs} + d_{ijsk}$$

onde:  $Y_{ijsk}$  é a observação do tratamento  $i$ , no bloco  $j$ , no local  $s$ , no indivíduo  $k$ ;

$\mu$  é a média geral;

$t_i$  é o efeito de tratamento;

$b_{j(s)}$  é o efeito de bloco dentro de local;

- $l_s$  é o efeito de local;  
 $tl_{is}$  é o efeito da interação tratamentos locais;  
 $e_{ijs}$  é o erro experimental;  
 $d_{ijsk}$  é o efeito dentro de parcelas;

A análise de variância conjunta envolveu apenas os 24 tratamentos comuns aos dois ensaios. O esquema de análise utilizado, ao nível de médias de parcelas, com suas respectivas esperanças do quadrado médio, foi:

F.V.	GL	QM	E(QM)	F
Blocos/locais	S(R-1)			
Locais	(S-1)			
Progênes	(P-1)	$Q_1$	$(1/\bar{k}) \sigma_d^2 + \sigma_e^2 + R\sigma_{p\ell}^2 + RS\sigma_p^2$	$Q_1/Q_2$
Prog. x locais	(P-1)(s-1)	$Q_2$	$(1/\bar{k}) \sigma_d^2 + \sigma_e^2 + R\sigma_{p\ell}^2$	$Q_2/Q_3$
Erro médio	$\Sigma N\ell_1$	$Q_3$	$(1/\bar{k}) \sigma_d^2 + \sigma_e^2 +$	
Dentro	$\Sigma N\ell_2$	$Q_4$	$\sigma_d^2$	

$\sigma_p^2$  = variância entre progênes ao nível de médias;  $\sigma_{p\ell}^2$  = variância da interação progênes x locais;  $\sigma_e^2$  = variância entre parcelas;  $\sigma_d^2$  = variância entre plantas dentro de parcelas;  $\bar{k}$  = número médio de plantas por parcela;  $\Sigma N\ell_1$  = somatória dos graus de liberdade para os erros das análises individuais, em blocos ao acaso;  $\Sigma N\ell_2$  = somatória dos graus de liberdade, dentro de parcelas, das análises individuais

As variâncias ( $\hat{\sigma}_p^2$ ;  $\hat{\sigma}_{p\ell}^2$ ;  $\hat{\sigma}_e^2$ ;  $\hat{\sigma}_d^2$ ) foram obtidas como segue:

$$\hat{\sigma}_p^2 = \frac{Q_1 - Q_2}{RS}$$

$$\hat{\sigma}_{pl}^2 = \frac{Q_2 - Q_3}{R}$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = Q_3 - \frac{Q_4}{K}$$

$$\hat{\sigma}_d^2 = Q_4$$

### 3.2.7. ANÁLISE DE COVARIÂNCIA

A análise de covariância envolvendo pares de características, avaliadas aos 18 meses de idade, à exceção da sobrevivência, foi feita apenas para a localidade de Caicó - RN, isto porque o ensaio instalado em Soledade - PB, apresentou restrições, conforme será evidenciado na apresentação dos resultados.

Os produtos médios (PM) para progênes e para o erro, foram obtidos através da análise de covariância segundo o esquema de blocos ao acaso proposto por STEEL e TORRIE (1980), utilizando médias de parcelas.

A estrutura da análise de covariância para cada par de característica, com as respectivas esperanças do produto médio  $E(\text{PM})$  para progênes e para o erro experimental foi:

F.V.	GL	PM	E(PM)
Progênes	(P-1)	PM <sub>1</sub>	$1/\bar{k} \text{ cov}_d + \text{cov}_e + R\text{cov}_p$
Erro	(R-1) (P-1)	PM <sub>2</sub>	$1/\bar{k} \text{ cov}_e + \text{cov}_e$
Dentro	RP(k-1)	PM <sub>3</sub>	$\text{cov}_d$

PM = produto médio; E (PM) = esperança do produto médio;  $\text{cov}_p$  = covariância entre progênes ao nível de médias;  $\text{cov}_e$  = covariância do erro entre parcelas;  $\text{cov}_d$  = covariância dentro.

As covariâncias entre progênes e do erro entre parcelas foram obtidas como segue:

$$\hat{\text{cov}}_p = \frac{PM_1 - PM_2}{R}$$

$$\hat{\text{cov}}_e = PM_2 - \frac{PM_3}{\bar{k}}$$

### 3.2.8. ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS

As estimativas das variâncias genéticas, das variâncias ambientais, das variâncias da interação progênes x locais e das variâncias dentro de parcelas foram obtidas pela decomposição dos quadrados médios, das análises em blocos ao caso, conforme demonstrado anteriormente.

Os erros associados às variâncias entre progênes foram estimados a partir das análises de variâncias, segundo o modelo proposto por Vello e Vencovsky (1974), citados

por KAGEYAMA (1980), como segue:

$$s(\hat{\sigma}_p^2) = \sqrt{\frac{2}{\bar{k}^2 R^2} \left( \frac{Q_1^2}{g_1 + 2} + \frac{Q_2^2}{g_2 + 2} \right)}$$

onde:  $s(\hat{\sigma}_p^2)$  é o erro associado à estimativa da variância entre progênies de meios-irmãos;

$\bar{k}$  é o número médio de plantas por parcela;

R é o número de repetições;

$Q_1$  e  $Q_2$  são os quadrados médios para progênies e para o erro experimental, respectivamente;

$g_1$  e  $g_2$  são os graus de liberdade para progênies e para o erro, respectivamente.

Os coeficientes de herdabilidade, coeficiente de variação genética, coeficiente de variação ambiental e coeficiente de variação dentro de parcelas foram estimados para a localidade de Caicó - RN, nas idades de 6 e 12 meses para a característica altura de plantas e aos 18 meses para todas as características, a exceção de sobrevivência, conforme VENCOVSKY (1978).

O coeficiente de herdabilidade no sentido restrito, ao nível de plantas ( $h^2$ ), foi obtido por:

$$h^2 = \frac{4 \hat{\sigma}_p^2}{\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2}$$

O coeficiente de herdabilidade correspondente à seleção entre médias de progênes de meios-irmãos ( $h^2_m$ ), foi obtido por:

$$h^2_m = \frac{\hat{\sigma}_p^2}{\hat{\sigma}_p^2 + \frac{\hat{\sigma}_e^2}{R} + \frac{\hat{\sigma}_d^2}{R\bar{K}}}$$

Os coeficientes de variação genética ( $CV_g$ ), coeficientes de variação ambiental ( $CV_e$ ) e coeficientes de variação dentro ( $CV_d$ ) foram estimados pelas expressões abaixo, sendo expressos em termos percentuais em relação à média ( $\bar{X}$ ) de cada característica.

$$CV_g (\%) = \frac{\hat{\sigma}_p}{\bar{X}} \cdot 100$$

$$CV_e (\%) = \frac{\hat{\sigma}_e}{\bar{X}} \cdot 100$$

$$CV_d (\%) = \frac{\hat{\sigma}_d}{\bar{X}} \cdot 100$$

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva ( $r_A$ ) e fenotípica ( $r_F$ ) foram feitas, conforme VENCOSKY (1978), para cada par de características, na idade de 18 meses, na localidade de Caicó - RN, através das covariâncias de progênes e ambientais obtidas pela decomposição dos produtos médios das análises de covariâncias, cujo esquema foi

apresentado anteriormente.

$$r_{A(x,y)} = \frac{\widehat{cov}_{P(x,y)}}{\sqrt{\widehat{\sigma}_{P(x)}^2 \cdot \widehat{\sigma}_{P(y)}^2}}$$

$$r_{\overline{F}(x,y)} = \frac{\widehat{cov}_{\overline{F}(x,y)}}{\sqrt{\widehat{\sigma}_{\overline{F}(x)}^2 \cdot \widehat{\sigma}_{\overline{F}(y)}^2}}$$

Neste caso  $r_A(x,y)$  é o coeficiente de correlação genética aditiva, ao nível de médias e de plantas, para as características  $x$  e  $y$ , considerando que a covariância entre progênies de meios-irmãos, contém 1/4 da covariância aditiva (FALCONER, 1981) e  $r_{\overline{F}}(x,y)$  é o coeficiente de correlação fenotípica entre médias de progênies.

Sendo:

$$\widehat{cov}_{\overline{F}(x,y)} = \widehat{cov}_p + \frac{\widehat{cov}_e}{R} + \frac{\widehat{cov}_d}{R}$$

$$\widehat{\sigma}_{\overline{F}(x)}^2 = \widehat{\sigma}_{P(x)}^2 + \frac{\widehat{\sigma}_{e(x)}^2}{R} + \frac{\widehat{\sigma}_{d(x)}^2}{R\bar{k}}$$

$$\widehat{\sigma}_{\overline{F}(y)}^2 = \widehat{\sigma}_{P(y)}^2 + \frac{\widehat{\sigma}_{e(y)}^2}{R} + \frac{\widehat{\sigma}_{d(y)}^2}{R\bar{k}}$$

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. RESULTADOS DAS ANÁLISES DE VARIÂNCIAS INDIVIDUAIS PARA TODAS AS CARACTERÍSTICAS, NAS DUAS LOCALIDADES

Os resultados das análises de variâncias para a característica altura de plantas aos 6 e 12 meses de idade em Caicó e para todas as características, aos 18 meses de idade, nas duas localidades individualmente, são apresentadas na Table 3.

Variações significativas entre médias de progênie não foram detectadas para as mesmas características igualmente nas duas localidades. Em Soledade foram detectadas variações significativas para três características e em Caicó apenas para duas. Na primeira localidade foram significativas as diferenças entre médias de progênie para altura mais raio médio da copa, raio médio da copa e forma das plantas, enquanto na segunda foram significativas as diferenças entre médias de

progênes para número de bifurcações e sobrevivência.

Em Caicô, não se verificaram diferenças significativas para as características de crescimento (altura, altura mais raio médio da copa, raio médio da copa e diâmetro da base das plantas). Portanto, julga-se que as diferenças significativas ocorridas para número de bifurcações e sobrevivência, nesta localidade, tenham sido proporcionadas pelos baixos coeficientes de variação experimental apresentados por estas características. Ressalta-se, porém, que no caso da sobrevivência a significância pode ter sido influenciada pela perda de plantas em uma repetição, por duas progênes que tiveram algumas mudas arrancadas por enxurrada, na fase de estabelecimento.

As diferentes respostas verificadas nas duas localidades podem ser atribuídas não apenas a efeitos de locais mas, principalmente, à implantação do ensaio de Soledade com aproximadamente trinta dias de atraso em relação ao de Caicô. Este atraso fez com que o ensaio sofresse intensamente as consequências da seca, como pôde ser constatado "in loco", comprometendo os resultados. A comparação dos valores médios das características de crescimento (altura, altura mais raio médio da copa, raio médio da copa e diâmetro da base) nesta localidade, com aqueles obtidos em Caicô, evidencia as limitações desses resultados.

Tabela 3 - Médias das progênes e resultados das análises de variâncias individuais, para altura de plantas aos 6 e 12 meses de idade, em Caicó, RN e para todas as características aos 18 meses de idade, nas duas localidades.

Locais/idades e Características	Média	F <sub>Prog.</sub>	C.V. exp. (%)	Efic.látice (%)
<u>Caicó (6 meses):</u>				
. altura (m)	0,68	1,58n.s.	11,40	107
<u>Caicó (12 meses):</u>				
. altura (m)	0,99	0,81n.s.	14,96	100
<u>Caicó (18 meses):</u>				
. altura (m)	1,23	1,12n.s.	17,02	122
. altura + Rmc(m)	2,38	1,16n.s.	15,59	108
. Rmc (m)	1,13	1,16n.s.	16,45	100
. diâm.base (cm)	2,40	1,62n.s.	18,37	113
. nº bifurc.	2,13	2,10*	6,83	100
. forma (nota)	1,55	1,19n.s.	4,71	109
. sobreviv. (%)	99	3,95**	2,61	102
<u>Soledade (18 meses):</u>				
. altura (m)	0,85	1,66n.s.	15,62	100
. altura + Rmc(m)	1,48	1,92*	17,50	100
. Rmc(m)	0,58	2,11*	25,73	95
. diâm.base(cm)	1,41	1,69n.s.	17,92	97
. nº bifurc.	1,65	1,61n.s.	6,89	98
. forma (nota)	1,31	2,66**	8,99	100
. sobreviv.(%)	95	1,12n.s.	13,33	95

F<sub>prog</sub>: valor de F para progênes, da análise de variância; C.V.exp.: coeficiente de variação experimental; Efic. látice; eficiência do látice; Rmc; raio médio da copa; n.s.: não significativo; \*: significativo ao nível de 5%; \*\*: significativo ao nível de 1%.

Em Soledade, verificaram-se diferenças significativas para altura mais raio médio da copa, raio médio da copa e forma de plantas. Nesta localidade, os coeficientes de variação experimental obtidos para as diferentes características apresentaram valores de médios a baixos (PIMENTEL GOMES, 1976), não refletindo as limitações do ensaio já mencionadas acima. Nesse caso, presume-se que esses valores se devam ao fato da época de plantio afetar igualmente todo o ensaio.

Em Caicó, a análise de altura de plantas aos 6, 12 e 18 meses de idade mostra a influência de viveiro na fase de estabelecimento das plantas no campo, conforme evidenciado pelo aumento do coeficiente de variação experimental com a idade. Nessa localidade, a diferença significativa entre médias de progênies, para a característica número de bifurcações, pode ser atribuída ao baixo valor do coeficiente de variação experimental.

Os baixos valores de F, não mostrando significância para a maioria das características, não foram devidos aos coeficientes de variação experimental, que se apresentaram variáveis, com valores considerados de médios a baixos (PIMENTEL GOMES, 1976), mesmo para aquelas características que não obedecem a uma distribuição normal, revelando a baixa variabilidade genética apresentada pelas progênies, nas idades consideradas.

As eficiências dos látices foram variáveis, havendo inclusive prejuízos em relação ao esquema de blocos ao caso, para algumas características, em Soledade, o que se deve

provavelmente à precariedade do ensaio e à perda de graus de liberdade do erro experimental proporcionada por esse esquema (COCHRAN e COX, 1981). Com base no limite de 110% (MIRANDA FILHO, 1978), apenas as características altura e diâmetro da base de plantas, aos 18 meses de idade, em Caicó, foram analisadas pelo esquema de látice.

As análises de variância conjuntas das características, à exceção de sobrevivência, aos 18 meses de idade, envolvendo as 24 progênes comuns aos dois ensaios, é apresentada na Tabela 4. A análise de variância conjunta para sobrevivência não foi possível pelo fato dos quadrados médios do erro experimental das análises individuais terem sido muito discrepantes, estando portanto fora dos limites requeridos para uma análise conjunta (PIMENTEL GOMES, 1976).

As características de crescimento não apresentaram diferenças significativas entre médias de progênes pelo teste F, confirmando a baixa variabilidade genética revelada nas análises individuais. A Figura 2 mostra a distribuição das médias das progênes em estudo para as características altura, altura mais raio médio da copa, raio médio da copa e diâmetro da base das plantas.

Para as características número de bifurcações e forma das plantas (nota), as diferenças significativas entre médias de progênes proporcionadas pelo teste F na análise de variância conjunta, se deve provavelmente aos baixos coeficientes de variação experimental ocorridos.

Tabela 4 - Médias das progênes e resultados das análises de variâncias conjuntas, para todas as características, à exceção de sobrevivência, aos 18 meses de idade.

Características	Teste F (24 progênes)				C.V.exp.(%)
	Média	Prog.	Locais	Prog.xLocais	
Altura (m)	1,06	1,07n.s.	132**	0,45n.s.	18,30
Altura + Rmc(m)	1,96	0,90n.s.	241**	0,74n.s.	17,29
Rmc(m)	0,88	1,15n.s.	337**	1,18n.s.	20,00
Diâm.base(cm)	1,96	0,74n.s.	250**	0,89n.s.	20,00
Nº de bifurcações	1,89	2,13**	517**	1,45n.s.	7,05
Forma (nota)	1,44	1,84*	131**	1,53n.s.	9,25

Teste F: é o valor de F da análise de variância para as 24 progênes comuns aos dois ensaios; C.V.exp.: é o coeficiente de variação experimental; n.s.: não significativo; \*:sig nificativo ao nível de 5%; \*\*: significativo ao nível de 1%.

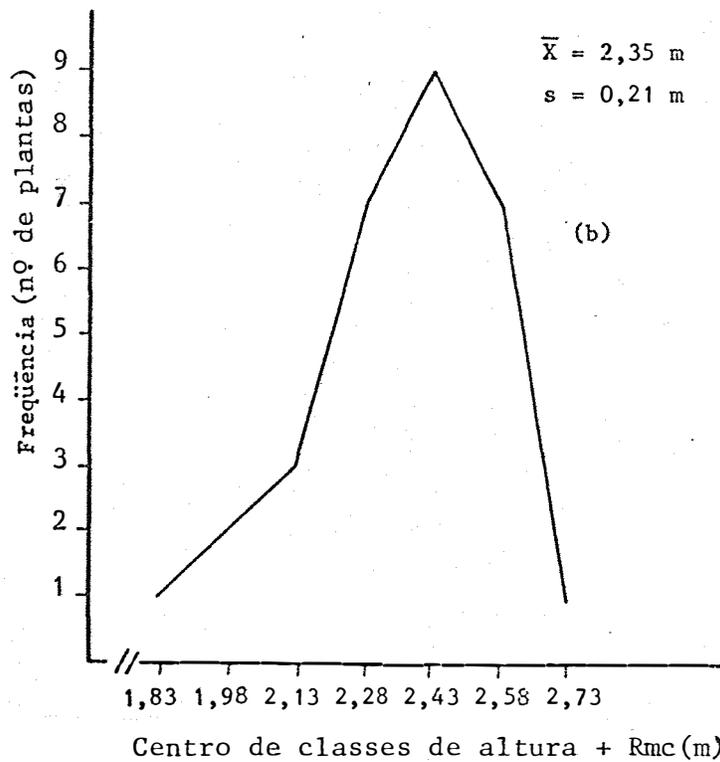
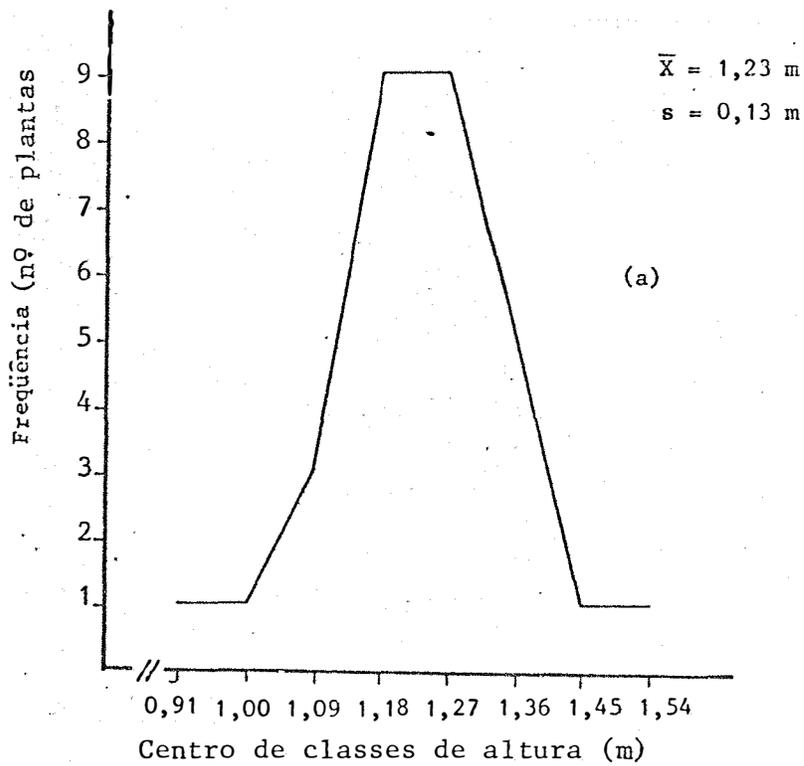


Figura 2 - Distribuição das frequências relativas às médias das progênes para as características altura (a), altura mais raio médio da copa (b), raio médio da copa (Rmc)(c) e diâmetro da base (d), aos 18 meses de idade, em Caicó-RN.

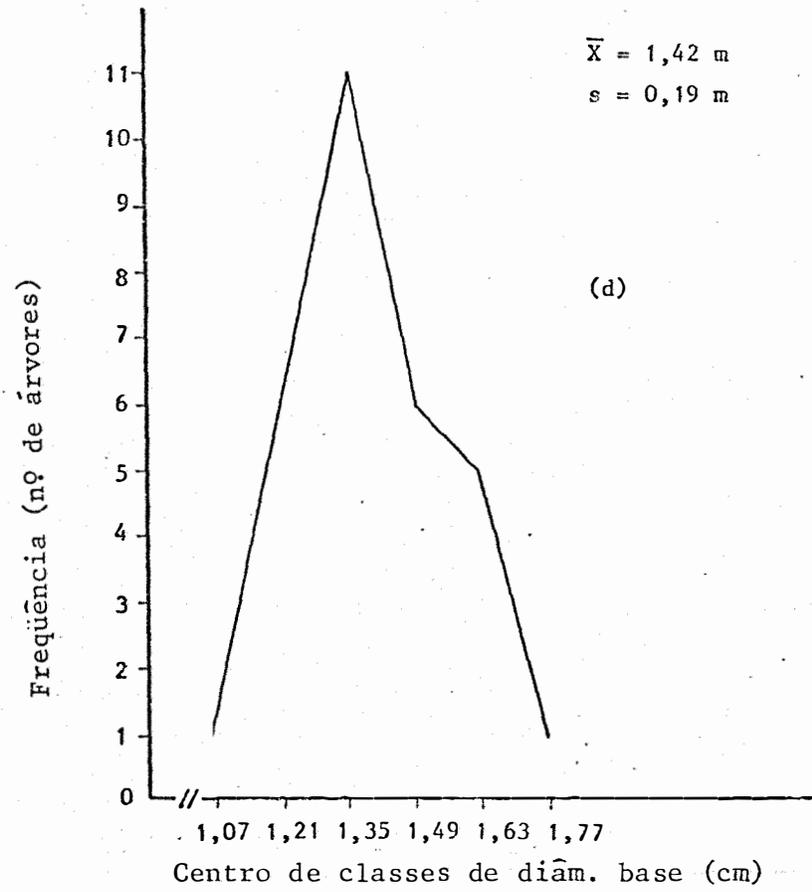
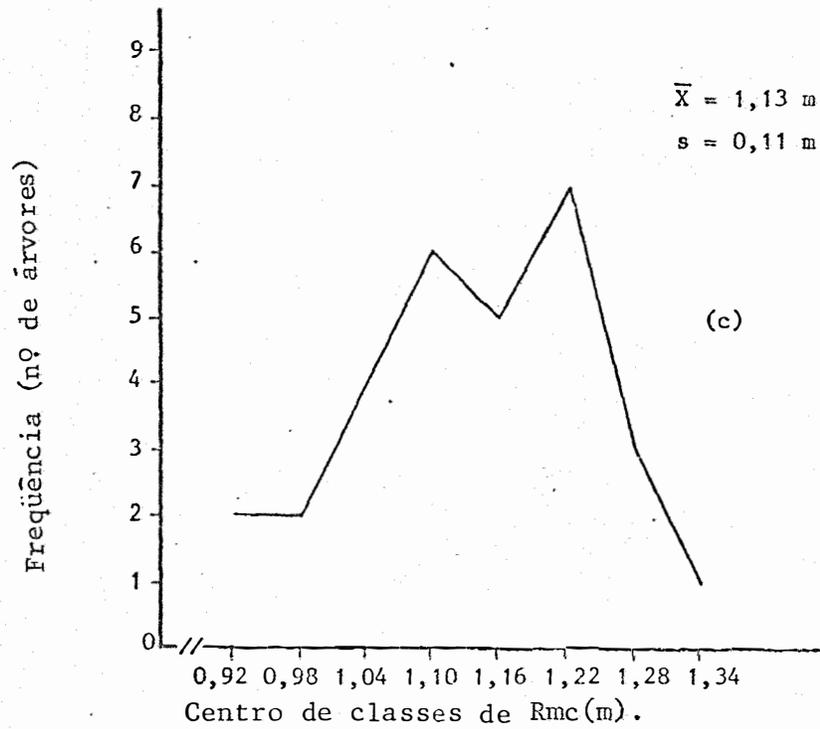


Fig. 2 - continuação

Os efeitos de locais ficaram evidentes na análise de variância conjunta, pelos altos valores de F para locais. Entretanto, conforme observado anteriormente, esses efeitos foram altamente influenciados pela época de implantação dos ensaios. Não se observou efeito significativo de interação progênies x locais, para nenhuma das características.

Os coeficientes de variação experimental apresentaram uma ligeira elevação para a maioria das características, em relação a Caicó, o que parece ter sido influenciado pelas condições precárias do ensaio de Soledade, bem como pela redução do número de progênies de 30 para 24 na análise conjunta. Apesar disso, os valores dos coeficientes de variação, com base em PIMENTEL GOMES (1976), podem ser considerados médios para altura, altura mais raio médio da copa, raio médio da copa e diâmetro da base e baixos para número de bifurcações e forma das plantas, indicando assim boa precisão para as análises estatísticas.

Vale ressaltar que as análises de altura mais raio médio da copa, raio médio da copa e diâmetro da base das plantas foram feitas na tentativa de expressar com maior precisão as diferenças entre médias de progênies, em relação à altura de plantas, uma vez que a espécie não apresenta um crescimento monopodial. Com base na comparação dos valores de F dos coeficientes de variação experimental obtidos para tais características não se verificou a eficiência das mesmas para expressar as diferenças entre progênies, conforme era esperado.

Por outro lado, as características número de bi

furcações e forma das plantas (nota) apresentaram baixos valores para o coeficiente de variação experimental, sugerindo uma alta precisão das análises e uma baixa variabilidade das progênes, conforme evidenciado pelos baixos valores de F, apesar do número de bifurcações ter revelado significância tanto na análise individual, em Caicó, como na análise conjunta. O fato dessas características não obedecerem a uma distribuição normal prejudica as informações genéticas obtidas através das mesmas, principalmente a forma de plantas que é de avaliação subjetiva. O número de bifurcações, como se trata de uma contagem pode ser usado com certa precisão, desde que se faça as devidas transformações (FALCONER, 1981),

Diante das restrições apresentadas pelo ensaio de Soledade, conforme enfatizado anteriormente, as análises e comentários a seguir serão baseados somente no ensaio de Caicó.

#### 4.2. VARIÂNCIAS GENÉTICAS, COEFICIENTES DE HERDABILIDADE E DE VARIAÇÃO GENÉTICA PARA AS CARACTERÍSTICAS ESTUDADAS EM CAICÓ - RN

As estimativas das variâncias genéticas e não genéticas para altura de plantas aos 6 e 12 meses de idade e aos 18 meses para todas as características, a exceção da sobrevivência, na localidade de Caicó, são apresentadas na Tabela 5. A sobrevivência foi excluída por não se prestar para estima

tivas de parâmetros, uma vez que não pôde ser obtida ao nível de plantas individuais e considerando a alta sobrevivência obtida nos ensaios.

As variâncias genéticas entre progênies apresentaram para todas as características erros associados variando de 4,70% a 66,67% que são, em geral, muito elevados se comparados àqueles encontrados por KAGEYAMA (1980) para altura (4,60% a 11,40%), diâmetro à altura do peito (4,80% a 12,60%) e forma do tronco (3,20% a 4,60%) de *Eucalyptus grandis*, aos 24 meses de idade. Assim sendo, constata-se uma baixa precisão das estimativas das variâncias genéticas entre progênies para altura, altura mais raio médio da copa e forma das plantas, aos 18 meses de idade. Erros intermediários foram detectados para altura aos 12 meses de idade, raio médio da copa e diâmetro da base aos 18 meses. Boa precisão nas estimativas foi verificada apenas para altura (4,70%) aos 6 meses de idade e número de bifurcações (5,12%) aos 18 meses.

A baixa precisão constatada nas estimativas das variâncias genéticas entre progênies, de modo geral, pode estar associada à idade do ensaio, bem como à dificuldade de se obter medidas precisas das diversas características avaliadas. FALCONER (1981) ressalta que falhas na avaliação das características constituem importantes fontes de erros na estimativa de parâmetros genéticos. Isto é evidenciado pelo erro associado à variância genética entre progênies para forma de plantas (66,67%), que é de avaliação subjetiva (notas).

Tabela 5 - Estimativas das variâncias genéticas entre progênies ( $\hat{\sigma}_p^2$ ), com seus respectivos desvios  $[s(\hat{\sigma}_p^2)]$  expressos em porcentagem (%), e das variâncias ambientais entre parcelas ( $\hat{\sigma}_e^2$ ) e entre plantas dentro de parcelas ( $\hat{\sigma}_d^2$ ), em Caicó - RN.

Características	Idade (meses)	$\hat{\sigma}_p^2$	$s(\hat{\sigma}_p^2)$	%	$\hat{\sigma}_d^2$	$\hat{\sigma}_e^2$
Altura (m)	6	0,00255	0,00012	4,70	0,04692	0,00131
Altura (m)	12	-0,00140	0,00024	17,14	0,10196	0,01166
Altura (m)	18	-0,00125	0,00054	43,20	0,17222	0,03610
Altura + Rnc (m)	18	-0,00318	0,00150	47,19	0,47057	0,10020
Rnc (m)	18	0,00186	0,00040	21,50	0,13202	0,02121
Diâmetro da base (cm)	18	0,01520	0,00264	17,37	0,63645	0,15556
Bifurcação (nº)	18	0,00767	0,00040	5,21	0,13693	0,00734
Forma (notas)	18	0,00009	0,00060	66,67	0,03418	0,00234

A variância genética entre progênies foi positiva aos 6 meses de idade, passando a negativa nas duas avaliações posteriores. Isto provavelmente tenha acontecido devido a efeitos de viveiro ainda existentes na idade de 6 meses. A altura de plantas associada ao raio médio da copa também apresentou variância genética negativa.

Com base em SEARLE (1971), que demonstrou que as variâncias negativas são equivalentes a zero, verifica-se que as variâncias genéticas proporcionadas pela altura de plantas, aos 12 e 18 meses de idade, correspondem a zero. Poderia se pensar que o número de progênies utilizado (30 progênies) não seria suficiente para expressar a variância genética inerente à altura de plantas. Entretanto, acredita-se que essa hipótese não seja verdadeira, uma vez que em trabalho realizado com *Araucaria angustifolia*, por KAGEYAMA e JACOB (1980), foi possível detectar variação genética para altura de plantas, com apenas 13 progênies, apesar de se tratar de uma espécie bastante diferente.

As herdabilidades no sentido restrito ao nível de plantas e de médias de famílias, obtidas a partir das variâncias genéticas e não genéticas, são apresentadas na Tabela 6.

Para a característica altura de plantas aos 6 meses de idade, a herdabilidade no sentido restrito, apesar de relativamente alta, não merece considerações, em face das influências de viveiro provavelmente existentes nessa idade, uma

vez que tal herdabilidade cai para zero nas avaliações posteriores.

Tabela 6 - Estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito para altura de plantas aos 6 e 12 meses de idade e para todas as características aos 18 meses, à exceção de sobrevivência, em Caicó, RN.

Características	Idade (meses)	Média	$h^2$	$h^2_m$
Altura (m)	6	0,68	0,20	0,55
Altura (m)	12	0,99	0,00	0,00
Altura (m)	18	1,23	0,00	0,00
Altura + Rmc (m)	18	2,38	0,00	0,00
Rmc (m)	18	1,13	0,05	0,13
Diâmetro da base (cm)	18	2,40	0,07	0,17
Nº de bifurcações	18	2,13	0,20	0,52
Forma (nota)	18	1,55	0,01	0,04

$h^2$  = herdabilidade no sentido restrito, ao nível de plantas;  $h^2_m$  = herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias de progênies; Rmc = raio médio da copa.

Considerando a herdabilidade no sentido restrito ao nível de plantas aos 18 meses de idade, verifica-se valores que vão de 0,00% a 7% para todas as características, à exceção do número de bifurcações que foi de 20%. Ao nível de médias de progênies, as herdabilidades apresentaram valores intermediários para as características raio médio da copa (13%)

e diâmetro da base (17%), baixo para forma de plantas (4%) e alto para número de bifurcações (52%). Vale ressaltar que essas estimativas, certamente, estão inflacionadas pela interação progênes x locais, uma vez que não é possível o seu isolamento considerando um só local, restringindo a aplicação dos resultados somente à localidade considerada.

Baseando-se nos coeficientes de herdabilidade obtidos, pode-se verificar que uma seleção, ao nível de plantas, só seria recomendável para a característica número de bifurcações. Para raio médio da copa, diâmetro da base e forma das plantas, seria conveniente apenas a seleção ao nível de médias de famílias, apesar de que, mesmo a esse nível, o ganho para forma de plantas seria muito pequeno. Para altura e altura mais raio médio da copa não se poderia esperar ganhos genéticos com nenhum tipo de seleção.

Nas estimativas das herdabilidades, consideraram-se as progênes como sendo de meios-irmãos (VENCOVSKY, 1978 e FALCONER, 1981), bem como desprezou-se a ocorrência de endogamia, que pode constituir uma fonte de erro (NAMKOONG, 1966 e 1979; NANSON, 1974 e LINDGREN, 1976). Entretanto, dada a importância da endogamia, conforme destacam estes autores, e as características da população estudada, que tudo indica ser proveniente de uma população de base genética restrita, tal assunto será discutido em um item específico, mais adiante.

Os coeficientes de variação genética, coeficientes de variação entre plantas dentro de parcelas e entre parce

las, bem como as relações da variância dentro de parcelas com as variâncias genética e ambiental entre parcelas, respectivamente, para altura de plantas aos 6 e 12 meses de idade e aos 18 meses, para todas as características, à exceção da sobrevivência, em Caicó, são apresentadas na Tabela 7.

O coeficiente de variação genética, expresso em percentagem da média geral de cada característica, é um parâmetro de extrema importância no entendimento da estrutura genética de uma população, por mostrar a quantidade de variação existente entre as famílias e obviamente permitir a estimativa de ganhos genéticos (KAGEYAMA, 1980). No presente trabalho verificou-se um coeficiente de variação genética de 7,43% para altura de plantas, aos 6 meses de idade, caindo para zero nas avaliações de 12 e 18 meses de idade. Para a variável resultante da associação da altura e raio médio da copa o valor encontrado foi também 0,00%, enquanto para raio médio da copa foi 3,81%, para diâmetro da base 5,14%, número de bifurcações 4,11% e forma de plantas 0,61%. KAGEYAMA (1983) encontrou para altura de plantas de *E. grandis*, aos 12 meses de idade, um coeficiente de variação genética de 6,85% e FONSECA (1982) constatou 9,24% para *Mimosa scabrella*, aos 3 meses de idade, em condições de viveiro.

Baseando-se nestes resultados, verifica-se que a população de *P. juliflora* em estudo, apresenta variabilidade genética nula entre progênies para altura e muito baixa para forma de plantas. As características diâmetro da base e raio

Tabela 7 - Estimativas dos coeficientes de variação genética, dentro e ambiental, e das proporções das variâncias dentro para as variâncias genéticas entre progênies e ambiental entre parcelas, para altura aos 6 e 12 meses de idade e aos 18 meses para as diferentes características, em Caicó - RN.

Características	Idade (meses)	CV <sub>g</sub> (%)	CV <sub>d</sub> (%)	CV <sub>e</sub> (%)	CV <sub>g</sub> /CV <sub>exp.</sub>	$\hat{\sigma}_d^2/\hat{\sigma}_p^2$	$\hat{\sigma}_d^2/\hat{\sigma}_e^2$
Altura	6	7,43	31,85	5,32	0,65	18,40	35,82
Altura	12	0,00	32,25	10,91	0,00	-	8,74
Altura	18	0,00	33,74	15,44	0,00	-	4,77
Altura + Rmc	18	0,00	29,19	13,52	0,00	-	4,70
Rmc	18	3,81	32,15	12,89	0,23	70,97	6,22
Diâmetro da base	18	5,14	33,24	16,43	0,26	41,87	4,09
Nº de bifurcações	18	4,11	17,37	4,02	0,60	17,85	18,65
Forma	18	0,61	11,93	3,12	0,13	379,78	14,60

CV<sub>g</sub> = coeficiente de variação genética entre progênies; CV<sub>d</sub> = coeficiente de variação entre plantas dentro de parcelas; CV<sub>e</sub> = coeficiente de variação ambiental entre parcelas; CV<sub>exp.</sub> = coeficiente de variação experimental;  $\hat{\sigma}_p^2$  = variância genética entre progênies;  $\hat{\sigma}_d^2$  = variância entre plantas dentro de parcelas;  $\hat{\sigma}_e^2$  = variância ambiental entre parcelas; Rmc = raio médio da copa.

médio da copa proporcionaram coeficientes de variação genética razoáveis, porém, face às baixas herdabilidades apresentadas, não são passíveis de ganhos genéticos compensadores. Apenas a característica número de bifurcações seria passível de ganhos genéticos, por possuir um coeficiente de variação genética razoável e uma alta herdabilidade. Isto pode ser importante, do ponto de vista de produção de madeira, apesar do volume ser uma variável influenciada também por outras características como altura, diâmetro do tronco e provavelmente pelo volume de copa, que por sua vez é influenciado pelo raio médio da copa.

O coeficiente de variação entre plantas dentro de parcelas, para as características de crescimento (altura, altura mais raio médio da copa, raio médio da copa e diâmetro da base) ficou entre 29,19% e 33,74%, mostrando assim uma amplitude de variação muito pequena. Para as características número de bifurcações e forma de plantas, foram respectivamente de 17,37% e 11,93%, refletindo, nesse caso, mais os aspectos genéticos, como pode-se ver pelos baixos valores dos componentes ambientais exibidos por essas características. KAGEYANA (1983) encontrou para altura de plantas de *E. grandis*, aos 12 meses de idade, um coeficiente de variação dentro da ordem de 17,09%, praticamente a metade daquele encontrado no presente estudo.

A relação entre o coeficiente de variação genética e ambiental apresentou valores muito baixos, exceto para as características altura de plantas, aos 6 meses de idade, e número de bifurcações aos 18 meses de idade. Baseando-se na argumentação de VENCOVSKY (1978), de que a situação é favorável para obtenção de ganhos através de seleção, em milho, quando a relação entre os coeficientes de variação genética e experimental ( $CV_g/CV_{exp.}$ ) tende para valores maiores ou iguais a um, verifica-se que a população em questão não apresenta perspectivas de ganhos genéticos para nenhuma das características avaliadas.

As proporções das variâncias dentro e entre progênies ( $\sigma_d^2/\sigma_p^2$ ) apresentaram valores diferenciados para todas as características, ocorrendo os maiores valores para aquelas características de menores coeficientes de variação genética. Tendo em vista a baixa amplitude de variação ocorrida no coeficiente de variação dentro, para as características de crescimento, verifica-se que a flutuação dos valores proporcionados pela relação  $\sigma_d^2/\sigma_p^2$  foi devida à variância entre progênies.

As relações entre as variâncias dentro e ambiental entre parcelas ( $\sigma_d^2/\sigma_e^2$ ) forneceram também valores diferenciados, entretanto, com uma amplitude de variação bastante pequena entre as características de crescimento. Os maiores valores foram observados para aquelas características que demonstraram baixa influência ambiental, como a altura aos 6 meses de idade, devido às influências de viveiro e o número de bifur

cações e forma, aos 18 meses de idade.

A relação entre as variâncias se apresenta como um parâmetro indicador da estrutura genética das populações, tendo em vista a influência dos níveis de cruzamentos sobre as variâncias genéticas entre famílias, dentro de famílias e conseqüentemente sobre a variância fenotípica total (CROW e KIMURA, 1970; ALLARD, 1971; LINDGREN, 1976 e FALCONER, 1981).

FONSECA (1982) sugeriu a relação entre a variância dentro de famílias e a variância genética entre famílias ( $\sigma_d^2/\sigma_p^2$ ), para altura de plantas, como um indicador do sistema reprodutivo, argumentando que nas plantas alógamas essa relação tenderia sempre para valores maiores que dez. Entretanto, esta relação parece aplicável apenas para aquelas populações que não apresentam restrições na base genética, visto que nas gerações avançadas de populações de base genética restrita, a relação  $\sigma_d^2/\sigma_p^2$  tenderia para infinito. Isto ocorre porque a variância genética entre famílias tende a desaparecer nas gerações avançadas de cruzamentos aparentados, conforme enfatizado por CROW e KIMURA (1970) e FALCONER (1981).

Por outro lado, a relação entre a variância dentro e a variância ambiental entre parcelas ( $\sigma_d^2/\sigma_e^2$ ), para as características de crescimento, parece proporcionar informações relativamente seguras sobre o sistema reprodutivo e a base genética da população em todas as circunstâncias. Isso porque tal relação é formada por um componente genético ( $\sigma_{dg}^2/\sigma_e^2$ ) que é função do sistema de cruzamento e um componente ambiental entre plantas ( $\sigma_{de}^2/\sigma_e^2$ ),

que guarda uma proporção com a variância ambiental entre parcelas [ $\sigma_d^2/\sigma_e^2 = (\sigma_{dg}^2 + \sigma_{de}^2)/\sigma_e^2$ ].

Assumindo que essa proporção dos componentes ambientais ( $\sigma_{de}^2/\sigma_e^2$ ) seja igual a um, num dado ambiente e numa idade qualquer de uma população sob espaçamento quadrado em plena competição, a variância dentro ficará sendo influenciada apenas pelo componente genético ( $\sigma_{dg}^2/\sigma_e^2$ ). Dessa forma, nas primeiras gerações de cruzamentos aparentados, onde a variância dentro tende a aumentar (CROW e KIMURA, 1970 e FALCONER, 1981), a relação  $\sigma_d^2/\sigma_e^2$  apresentaria valores elevados, tendendo posteriormente, nas gerações mais avançadas, para valores proporcionais a  $\sigma_{de}^2/\sigma_e^2$ . Ressalta-se, porém, que nas populações de espécies autógamas a variância entre famílias é também proporcional a  $\sigma_{de}^2/\sigma_e^2$ . Assim sendo, para espaçamentos quadrados em espécies alógamas de base genética restrita, como também em autógamas, a relação deverá ser  $\sigma_d^2/\sigma_e^2 = \sigma_{de}^2/\sigma_e^2$  apresentando valores iguais ou próximos de um, enquanto em espécies alógamas de base genética adequada a relação  $\sigma_d^2/\sigma_e^2$  deverá apresentar valores mais elevados devido a presença da variância genética dentro ( $\sigma_{dg}$ ).

#### 4.3. ESTIMATIVAS DAS CORRELAÇÕES GENÉTICAS E FENOTÍPICAS PARA AS CARACTERÍSTICAS AVALIADAS AOS 18 MESES DE IDADE EM CAICÓ - RN

As estimativas das correlações genéticas aditivas ( $r_A$ ) e das correlações fenotípicas entre médias ( $r_{\bar{F}}$ ), por par de

características, aos 18 meses de idade em Caicô, à exceção de sobrevivência, são apresentadas na Tabela 8.

Correlações genéticas aditivas, ao nível de médias de famílias, foram detectadas apenas para as características raio médio da copa, diâmetro da base, número de bifurcações e forma das plantas, sendo negativa para o diâmetro da base com as outras três. Para altura de plantas e altura mais o raio médio da copa, não foi possível detectar correlação genética aditiva entre as mesmas, bem como com as demais características, face à variância genética negativa ( $\sigma_p^2 = 0$ ) apresentada por essas duas variáveis. As correlações genéticas foram, entretanto, muito baixas para as combinações do número de bifurcações com o raio médio da copa e diâmetro da base, respectivamente.

O coeficiente de correlação genética entre pares de características resultante da ação de genes pleiotrópicos (FALCONER, 1981), tem grandes implicações na seleção, uma vez que aquelas de difícil avaliação podem ser selecionadas indiretamente através de outras, no caso da existência de alta correlação genética entre elas; se essa correlação for negativa, porém, a escolha de uma pode levar à perdas na outra (VENCOVSKY, 1978 e FALCONER, 1981). Conforme KAGEYAMA (1980), a atribuição de maior peso na seleção, a características altamente correlacionadas, resultará em avanços significativos na outra. Assim, verifica-se que o conhecimento do grau de associação entre características, do ponto de vista genético, constitui uma excelente ferramenta para a elaboração de estratégias de melhoramento.

Tabela 8 - Estimativas das correlações genéticas aditivas ao nível de médias de família ( $r_A$ ) e das correlações fenotípicas médias ( $r_F$ ) para as características estudadas aos 18 meses de idade, na localidade de Caicó - RN.

Características	Altura + Rmc	Rmc	Diâm. base	Bifurcação	Forma
Altura $r_F$	0,67080**	0,46149*	0,59820*	-0,78405**	-0,33289n.s.
Altura + Rmc $r_F$	-	0,56716**	-0,20948n.s.	0,74822**	0,05399n.s.
Rmc $r_A$	-	-	-0,34981	0,17473	0,48882
$r_F$	-	-	-0,76569**	0,42169*	0,36354n.s.
Diâm. base $r_A$	-	-	-	-0,2019	-0,40184
$r_F$	-	-	-	-0,06037n.s.	0,02991n.s.
Bifurc. $r_A$	-	-	-	-	0,37311
$r_F$	-	-	-	-	0,36665n.s.

Rmc = raio médio da copa; Diâm. base = diâmetro da base; bifurc. = bifurcação; \*\*: significativo; \* : significativo ao nível de 5%; n.s.: não significativo.

As correlações fenotípicas entre médias mostraram-se positivas e significativas entre diferentes combinações das características altura, altura mais raio médio da copa, raio médio da copa, diâmetro da base e número de bifurcações, à exceção do diâmetro da base com a altura mais raio da copa e com o número de bifurcações. Foram negativas e significativas as correlações entre o número de bifurcações com altura de plantas e entre raio médio da copa com o diâmetro da base. Para a forma de plantas, não se verificou correlação fenotípica significativa com as demais variáveis.

A existência de alta correlação fenotípica entre características de baixa herdabilidade, reflete as influências ambientais nas suas expressões (FALCONER, 1981). Isto constitui um fator importante na avaliação fenotípica de características difíceis de serem avaliadas diretamente. A expressão fenotípica de cada espécie, conforme citam HALLÉ, OLDEMAN e TOMLINSON (1978), é resultante do potencial genético e do ambiente onde ela se encontra e o conhecimento da relação entre as diferentes partes desses fenótipos constitui uma excelente ferramenta para os silvicultores, para a realização de inventários. Além do mais, BURLEY (1984) chama a atenção para a necessidade de se desenvolver metodologias apropriadas para avaliação das diferentes características das árvores, com vistas a usos múltiplos, além daqueles tradicionalmente empregados em florestas com fins industriais, que se baseiam na altura e no diâmetro que normalmente têm fuste único.

Conforme BURLEY (1984), a utilização de árvores com finalidades múltiplas como: produção de madeira, postes, lenha, carvão, forragem, frutos, sombra, proteção, conservação e enriquecimento do solo e ainda, controle de água, nas fazendas e pequenas comunidades, principalmente em plantios associados a culturas agrícolas, constituindo os sistemas agrossilviculturais, vem despontando como uma nova linha de reflorestamento e dentre essas espécies destacam *Prosopis*, *Leucaena*, *Acacia* e outras.

Como as árvores de *P. juliflora* não apresentam dominância apical completa, com muitas ramificações laterais e dada a sua importância como produtora de frutos para forragem, a existência de altas correlações fenotípicas entre as características de crescimento pode constituir um excelente meio para se avaliar o volume de madeira ou mesmo a produção de vagens. A Tabela 8 mostra uma alta correlação fenotípica negativa para a característica altura de plantas com o número de bifurcações, porém, essa correlação passou a positiva quando se adicionou o raio médio da copa à altura, devido ao fato do raio estar correlacionado positivamente com o número de bifurcações, poderá ser adequado para expressar o volume de madeira, já que essa variável não pode ser estimada pelos métodos tradicionais em *P. juliflora*

#### 4.4. CONSIDERAÇÕES SOBRE A BASE GENÉTICA DA POPULAÇÃO EM FUNÇÃO DOS RESULTADOS OBTIDOS

Baseando-se no histórico da população de *P. juliflora*, conforme GOMES (1961), AZEVEDO (1982) e ALVES (1984)\*, bem como nos resultados das análises efetuadas, é possível formular algumas hipóteses sobre a sua base genética, as quais certamente, seriam válidas para todas aquelas populações provenientes da mesma fonte.

Na reconstrução a genealogia da população, poderíamos assumir dois pontos de partida: a) as árvores sobreviventes da introdução e que deram origem à população em estudo eram meias-irmãs (MI); e b) as árvores sobreviventes não apresentavam nenhum grau de parentesco. Entretanto, como as progênes componentes do presente ensaio constituem, provavelmente, uma quarta geração de tal introdução; os baixos coeficientes de herdabilidade e de variação genética associados aos altos coeficientes de variação dentro de progênes, para as características de crescimento, sugerem a alternativa a como a mais provável, levando em consideração o comportamento das variâncias genéticas nos cruzamentos aparentados, conforme CROW e KIMURA (1970) e FALCONER (1981).

Assim, podemos estar trabalhando com uma população de indivíduos aparentados, cujo grau de parentesco pode ser

---

\*ALVES, A.Q. (1984) Informação pessoal.

maior ou menor, dependendo do número de árvores que forneceram as sementes para constituição da primeira geração; se uma, duas três ou as quatro árvores sobreviventes. Em face da expansão do tamanho da população nas gerações posteriores, pode-se deduzir que esteja havendo nessas gerações um efeito gradual de endogamia, que LINDGREN (1976) chama de endogamia suave.

A população de *P. juliflora* apresentando problemas de endogamia, conclui-se que as estimativas dos parâmetros genéticos provavelmente apresentam desvios (NAMKOONG, 1966 e 1979; CROW e KIMURA, 1970; LINDGREN, 1976 e FALCONER, 1981). No entanto, esses desvios não podem ser avaliados, pelo menos no momento, visto que é impossível quantificar o nível de endogamia presente nas progênies, pelo método normal de análise dos ensaios de progênies.

Segundo NAMKOONG (1966), em frequências gênicas inferiores a 0,50 e na presença de endogamia, a variância genética fica subestimada, enquanto em frequências gênicas superiores a esse limite ela fica superestimada. NAMKOONG (1979) relata que para um coeficiente de endogamia ( $f$ ) igual a um, a variância genética aditiva pode ser duplicada, levando a estimativas errôneas de ganhos, comprometendo assim, um programa de melhoramento genético.

Além disso, conforme demonstrado por CROW e KIMURA (1970) e argumentado por LINDGREN (1976), a depressão endogâmica expressa pelo coeficiente de endogamia ( $f$ ), não obedece a um modelo linear, variando de indivíduo para indivíduo nu

ma mesma população, na mesma idade. Em complemento, NAMKOONG (1984) ressalta que não se pode assumir um coeficiente de endogamia linear entre gerações, face às mudanças biológicas que se verificam continuamente.

Os altos coeficientes de variação entre plantas dentro de famílias e a baixa variação entre as famílias, para as características de crescimento de *P. juliflora*, comparados àqueles valores obtidos por KAGEYAMA (1983), para altura de plantas de *E. grandis*, aos 12 meses de idade, se enquadram no comportamento das variâncias de materiais endogâmicos discutidos por CROW e KIMURA (1970) e FALCONER (1981), para as primeiras gerações de cruzamentos aparentados. Se as variâncias de populações de diferentes espécies são comparáveis, isso poderia sugerir que a população de *P. juliflora* em questão estaria sob o efeito de cruzamentos endogâmicos.

É conveniente ressaltar que essa avaliação das progênes de *P. juliflora*, aos 18 meses de idade, pode estar sendo influenciada pela presença de indivíduos com altos níveis de endogamia que, num estágio mais avançado, poderiam ser eliminados por competição, alterando os componentes genéticos da população (LINDGREN, 1976).

O tipo de manejo ao qual a espécie é submetida, pode afetar suas características genéticas, conforme evidenciado por NAMKOONG, BARNES e BURLEY (1980 e 1983) e NAMKOONG (1984) com referência às populações para melhoramento genético. Espaçamentos amplos, como os utilizados para *P. juliflora* (10 x

10 m), pode permitir a sobrevivência de plantas altamente endogâmicas até a fase reprodutiva, permitindo a troca de pólen entre indivíduos com diferentes níveis de endogamia, o que leva a uma depressão endogâmica mais acentuada. Essa depressão pode ser influenciada, ainda, pelo tamanho efetivo da população, tipo de cruzamento, presença de polinizadores, condições ambientais e pela própria espécie, dentre outros fatores.

Para exemplificar a importância do manejo, pode-se tomar como referência uma população de eucalipto, em espaçamento 3 x 2 m e uma de *P. juliflora*, em espaçamento 10 x 10 m. Admitindo-se que as duas populações sejam igualmente provenientes de um número muito pequeno de árvores, a depressão endogâmica, em um mesmo número de gerações para ambas as espécies, certamente será maior na população de *P. juliflora*. Isto porque o espaçamento mais amplo poderá permitir a sobrevivência de plantas endogâmicas até a fase adulta que realizarão troca de pólen, enquanto na população de eucalipto, os indivíduos mais endogâmicos deverão ser eliminados pela competição antes de atingirem o estágio reprodutivo. Dessa forma, quanto maior o efeito da competição entre plantas na população menor poderia ser o efeito da endogamia na mesma em gerações sucessivas.

Tratando-se de seleção numa população de base genética restrita, há grandes riscos de se selecionar plantas fenotipicamente superiores, que se destacaram não pelo potencial genético mas, pelo fato de estarem competindo com plantas endogâmicas (LINDGREN, 1976). Por outro lado, numa população

onde os indivíduos têm diferentes níveis de endogamia, a seleção poderia estar premiando aqueles com menor coeficiente de endogamia.

Diante de todas essas considerações, não seria recomendável a utilização das populações de *P. juliflora*, originárias das primeiras introduções da espécie na região Nordeste, em programas de melhoramento genético a médio e longo prazo, apesar das limitações evidenciadas pelas análises atuais. Seria conveniente a ampliação da base genética dessas populações através da introdução de novos materiais da região de ocorrência natural, aproveitando portanto, a adaptação das populações atualmente existentes. Poderia se pensar, inclusive, na formação de raças locais, já que a espécie se encontra muito difundida na região, a exemplo do que foi sugerido por BRUNE e ZOBEL (1981), para os eucaliptos introduzidos no Brasil.

A curto prazo, seria recomendável reunir, em uma única população, materiais provenientes de diferentes pontos da região Nordeste, visando a maximização das combinações gênicas favoráveis. Isto baseia-se em NAMKOONG (1984) que salienta que populações implantadas em ambientes distintos, mesmo quando provenientes de base genética restrita, segregam diferentemente. Portanto, o agrupamento de materiais provenientes de tais populações poderia proporcionar condições favoráveis para utilização imediata.

Seria recomendável, também, o desenvolvimento de metodologias apropriadas para estimativa do nível de endogamia, tanto nas populações como entre indivíduos dentro das mes

mas. É de extrema importância o conhecimento da endogamia suave que ocorre freqüentemente em populações florestais sob seleção recorrente, conforme enfatizado por LINDGREN (1976), uma vez que ela é difícil de ser percebida por não obedecer a um modelo linear como a endogamia tradicional. A descoberta de genes marcadores não deletérios, assim como o desenvolvimento de sistemas de isoenzimas aparecem como alternativas de suma importância.

## 5. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos neste trabalho permitiram as seguintes conclusões:

. O desenvolvimento de *Prosopis juliflora* no ensaio de Caicó - RN apresentou-se, de um modo geral, dentro dos padrões normais de crescimento da espécie na região Nordeste.

. Os valores de F obtidos nas análises de variâncias, para todas as características avaliadas em Soledade - PB e Caicó - RN, indicam uma baixa variabilidade genética entre as progênies e, conseqüentemente, na população estudada.

. Os baixos coeficientes de herdabilidade e de variação genética entre progênies, associados aos altos coeficientes de variação dentro de progênies, para as características de crescimento (altura, altura mais raio médio da copa, raio

médio da copa e diâmetro da base) sugere que a população estudada apresenta base genética restrita, o que leva a crer na existência de endogamia.

. Em função da idade jovem do ensaio e das inferências teóricas sobre a base genética de populações restritas, tornam-se necessárias avaliações em idades mais avançadas para a confirmação desses resultados.

. A pequena dominância apical e as múltiplas finalidades da espécie requerem a definição das características adequadas para expressar a sua variabilidade genética, bem como o desenvolvimento de métodos apropriados para a avaliação das mesmas.

. A relação entre as variâncias dentro de famílias e ambiental entre parcelas ( $\sigma_d^2/\sigma_e^2$ ) parece apropriada para definição do sistema reprodutivo e da base genética de espécies florestais, em espaçamentos regulares.

. Os resultados apresentados pelos ensaios em questão e a grande expansão da espécie na região Nordeste, associados ao ciclo reprodutivo relativamente curto da mesma su-

gerem um crescimento acentuado do nível de parentesco a cada geração. Nesse caso, recomenda-se a utilização dessas populações apenas em programas a curto prazo; a médio e longo prazo seria conveniente a introdução de novos materiais da região de ocorrência natural.

## 6. LITERATURA CITADA

ALLARD, R.W., 1971. Princípios de melhoramento genético das plantas. São Paulo, Edgard Blücher. 381p.

ALVES, A.Q., 1982. Algaroba, uma experiência válida. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7- outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN, V.1, p.307-318.

AZEVEDO, C.F. de, 1982a. Algarobeira na alimentação animal e humana. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p. 283-299.

AZEVEDO, G., 1982b. Como e porque a algaroba foi introduzida no Nordeste. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7- outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p. 300-306

- BARRETT, W.H., 1980. Elementos y principios de la genética.  
In: FAO/DANIDA. Mejora genética de árboles forestales:  
Informe sobre el curso de capacitación sobre la mejora genética de árboles forestales. Roma, FAO/DANIDA, p.18-26.
- BARROS, N.A.M.T.; F.V. NOBRE; C.F. de AZEVEDO; C.A.N. BARBOSA e J. do N. BRANDÃO, 1981. Algarobeira, importante forrageira para o Nordeste. Boletim Técnico, EMPARN, Natal, (5): 1-34.
- BAWA, K.S., 1977. The reproductive biology of *Cupania guatemalensis* Radlk (Sapindaceae). Evolution, Lawrence, 31(1): 52-63.
- BRUNE, A. e B. ZOBEL, 1981. Genetic base populations, gene pools and breeding populations for eucalyptus in Brazil. Silvae Genetica, Frankfurt, 30(4-5): 146-149.
- BURLEY, J., 1984. Evaluation of multipurpose trees. In: Joint Meeting of IUFRO Working Parties on Provenance and Genetic Improvement Strategies in Tropical Trees, Mutare, Zimbabwe, 15-21 April, 1984, 7 p. [no prelo].
- BURROWS, P.M. e G.R. ASKEW, 1982. Experimental inbreeding depression. Forest Science, Washington, 28(1): 148-156.

- CHATTERJI, U.N., 1968. Ecophysiological investigations on the imbibition and germination of seeds of *Prosopis juliflora*. In: MISHRA, R. Proceedings of the Symposium on Recent Advances in Tropical Ecology, Varanasi, Inst. Soc. for Tropical Ecology, 1: 261-268.
- COCKERHAM, C.C., 1963. Estimation of genetic variances. In: HANSON, W.D. e H.F. ROBINSON (Ed.). Statistical Genetics and Plant Breeding. National Acad. Sci. National Res. Council. p.53-93.
- COCHRAN, W.G. e G.M. COX, 1981. Diseños experimentales. 7ed., México, Editorial Trillas. 661p.
- CROW, J.F. e M. KIMURA, 1970. An introduction to population genetics theory. New York, Harper & Row. 591p.
- DITLEVSEN, B., 1980a. Sistemas y diseños de cruzamiento controlado. In: FAO/DANIDA. Mejora genética de árboles forestales: Informe sobre el curso de capacitación sobre la mejora genética de árboles forestales. Roma, FAO/DANIDA. p.197-212.

DITLEVSEN, B., 1980b. Genética quantitativa: principios generales y su aplicación práctica en la mejora de árboles forestales. In: FAO/DANIDA. Mejora genética de árboles forestales: Informe sobre el curso de capacitación sobre la mejora genética de árboles forestales. Roma, FAO/DANIDA. p.177-188.

DITLEVSEN, B., 1980c. Interpretación estadística de los resultados de ensayos. In: FAO/DANIDA. Mejora genética de árboles forestales: Informe sobre el curso de capacitación sobre la mejora genética de árboles forestales. Roma, FAO/DANIDA. p.118-140.

DUDLEY, J. W. e R. H. MOLL, 1969. Interpretation and use of estimates of heritability and genetic variances in plant breeding. Crop Science, Madison, 9(3): 257-262.

FALCONER, D.S., 1981. Introdução à genética quantitativa. Viçosa, Imprensa Universitária, 279 p.

FELKER, P., 1982. Seleção de genótipos de *Prosopis* para a produção de vagens e de combustível de madeira. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7- outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.2, p.07-24.

- FELKER, P.; P.R. CLARK; J.F. OSBORNE e G.H. CANNELL, 1982. Produção de vagens de *Prosopis* - uma comparação de germoplasma norte-americano, sul-americano, havaiano e africano, em plantações de 3 a 5 anos de idade. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7- outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.112-145.
- FERREIRA, C.A., 1982. Observações sobre a ocorrência e uso de espécies do gênero *Prosopis* no Chile e Peru. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7- outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.217-224.
- FFOLIOTT, P.F. e J.L. THAMES, 1983. Manual sobre taxonomia de *Prosopis* en México, Perú y Chile. Roma, FAO. 35p.
- FISHER, C.E.; C.H. MEADORS; R. BEHRENS; E.D. ROBINSON; P.T. MARION e H.L. MORTON, 1959. Control of mesquite on grazing lands. Athens, Texas Agricultural Experiment Station. 29p.
- FONSECA, S.M. da, 1982. Variações fenotípicas e genéticas em bracaatinga *Mimosa scabrella* Bentham. ESALQ/USP, Piracicaba, 86p. [Dissertação de Mestrado].
- FRANCO, A.A., 1982. Fixação de N<sub>2</sub> atmosférico em *Prosopis juliflora* (SW.) DC. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.319-326.

- FRANKLIN, E.C., 1974. Classical inbreeding in forest tree improvement. In: Joint IUFRO Meeting of Working Parties on Populations and Ecological Genetics, Breeding Theory and Progeny Testing, Stockholm, 1974. Proceedings. Stockholm, IUFRO, p.147-153.
- GOLFARI, L. e R.L. CASER, 1977. Zoneamento ecológico da região Nordeste para experimentação florestal. Série Técnica, PRODEPEF, Belo Horizonte, (10): 116p.
- GOMES, P., 1961. A algarobeira. Rio de Janeiro, Serviço de Informação agrícola. 49p.
- GURIES, R.P. e F.T. LEDIG, 1982. Genetic diversity and population structure in pitch pine (*Pinus rigida* Mill.). Evolution, Lawrence, 36(2): 387-402.
- HABIT, M.A., 1981. *Prosopis tamarugo*: arbuste fourrages pour zone arides. In: FAO/DANIDA. Programme régional pour la production d'aliments de base bureau régional pour l'amérique latine. Roma, FAO/DANIDA, p.116.
- HALLÉ, F.; R.A.A. OLDEMAN e P.B. TOMLINSON, 1978. Tropical trees and forests: an architectural analysis. New York, Springer-Verlag. 441p.

- HILLS, F.S., 1982. Resistência à seca e eficiência no uso da água. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.28-54
- HILLS, F.S., 1982. Aspectos fisiológicos de importância prática no cultivo de *Prosopis*. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro, 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.55-89.
- KAGEYAMA, P.Y., 1980. Variação genética em progênies de uma população de *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden. ESALQ/USP, Piracicaba, 125p. [Tese de Doutorado].
- KAGEYAMA, P.Y., 1981. Endogamia em espécies florestais. Série Técnica, IPEF, Piracicaba, 2(8): 1-40.
- KAGEYAMA, P.Y., 1983. Seleção precoce a diferentes idades em progênies de *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden. ESALQ/USP, Piracicaba, 147p. [Tese de Livre Docente].
- KAGEYAMA, P.Y. e W.S. JACOB, 1980. Variação genética entre e dentro de populações de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. Circular Técnica, IPEF, Piracicaba, (115): 1-8.

- KARLIN, U.O. e R. AYERZA, 1982. O programa da algaroba na República Argentina. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.146-197.
- KOSKI, V., 1974. On the effective population size in an areally continuous forest. In: Joint IUFRO Meeting Working Parties on Population and Ecological Genetics, Breeding Theory and Progeny Testing, Stockholm, 1974. Proceedings. Stockholm, IUFRO. p.253-269.
- LIMA, P.C.F.; R.A. SEITZ e I.E. PIRES, 1982. Aspectos silviculturais da *Leucaena leucocephala* e *Prosopis juliflora* na região de Petrolina, PE. In: Simpósio Brasileiro do Trópico Semi-Árido, 1, Recife, setembro 1982. Anais. Recife. 12p.
- LINDGREN, D., 1975. Inbreeding: disadvantage or tool in forest tree breeding. Documentos, Stockholm. 28p.
- LINDGREN, D., 1976. Inbreeding and coancestry. In: Joint Meeting IUFRO on Advanced Generation Breeding, Bordeaux, 14-18 june. 21p.
- METTLER, L.E. e T.G. GREGG, 1973. Genética de populações e evolução. São Paulo, Polígono. 262p.

- MIRANDA FILHO, J.B., 1978. Princípios de experimentação e análise estatística. In: PATERNIANI, E. (coord.). Melhoramento de milho no Brasil. Piracicaba, Fundação Cargill. p.620-650.
- NAMKOONG, G., 1966. Inbreeding effects on estimation of genetic additive variance. Forest Science, Washington, 12(1): 8-13.
- NAMKOONG, G., 1979. Introduction to quantitative genetics in forestry. Washington, USDA. Forest Service. 341p.
- NAMKOONG, G., 1984. Inbreeding, hybridization and conservation in provenances of tropical forest trees. In: Joint Meeting IUFRO Working Parties on Provenance and Genetic Improvement Strategies in Tropical Forest Trees, Mutare, Zimbabwe, 15-21 April, 1984. 7p. [no prelo].
- NAMKOONG, G.; R.D. BARNES e J. BURLEY, 1983. Tree breeding strategies and international cooperation. Silvicultura, São Paulo, 8(32): 721-723.
- NAMKOONG, G.; R.D. BARNES e J. BURLEY, 1980. A philosophy of breeding strategy for tropical forest trees. Tropical Forest Papers, Commonwealth Forestry Institute, Oxford, (16): 1-67.

- NANSON, A., 1974. Some problems of application of quantitative genetic to forest tree breeding. In: Joint IUFRO Meeting Working Parties on Population and Ecological Genetics, Breeding Theory and Progeny Testing, Stockholm, 1974. Proceedings, Stockholm, IUFRO. p.1-15.
- NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, Washington, USA, 1979. Tropical legumes: resources for the future, Washington. 331p.
- NIKLES, D.G., 1974. Seed orchards: concept, design, establishment and management. In: FAO/DANIDA. Training course on forest tree improvement. Rome, FAO/DANIDA. p.176-195.
- NOBRE, F.V., 1982a. A algarobeira no Nordeste brasileiro, especialmente no Rio Grande do Norte. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.257-282.
- NOBRE, F.V., 1982b. Substituição do farelo de trigo (*Triticum vulgare*) pelo fruto triturado da algarobeira [*Prosopis juliflora* (SW.) DC.], na alimentação de vacas em lactação. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.344-359.
- PALMBERG, C. e G.H. MELCHIOR, 1980. La recolección y manejo de semillas forestales. In: FAO/DANIDA. Mejora genética de árboles forestales: informe sobre el curso de capacitación sobre la mejora genética de árboles forestales. Roma, FAO/DANIDA. p.57-74.

PIMENTEL GOMES, F., 1976. Curso de estatística experimental.

6.ed. Piracicaba, Livraria Nobel S/A. 430p.

PIRES, I.E. e C.A. FERREIRA, 1983. Potencialidade do Nordeste do Brasil para reflorestamento. Silvicultura, São Paulo, 8(28): 440-445.

SEARLE, S.R., 1971. Topics in variance component estimation. Biometrics, Raleigh, 27: 1-76.

SHIMIZU, J.Y.; P.Y. KAGEYAMA e A.R. HIGA, 1982. Procedimentos e recomendações para estudos de progênies de essências florestais. Documentos, EMBRAPA/URPFCS, Curitiba, (11): 1-32.

SILVA, D.S. da; S.C. LEITÃO e J.J. de OLIVEIRA FILHO, 1982. Substituição do farelo de trigo (*Triticum vulgare* Komarnitzky) pelo fruto triturado da algarobeira [*Prosopis juliflora* (SW.) DC.], na alimentação de bovinos de corte em confinamento: ganho de peso e aspecto econômico. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro 1982. Anais. Natal, EMPARN. p.360-379.

SILVA, H.D.; I.E. PIRES; J. RIBASKI; M.A. DRUMOND; P.C.F. LIMA; S.M. SOUZA e C.A. FERREIRA, 1980. Comportamento de essências florestais nas regiões árida e semi-árida do Nordeste: resultados preliminares. Brasília, EMBRAPA/DID. 25p.

- SLUDER, E.R., 1970. Gene flow patterns in forest tree species and implications of tree breeding. In: FAO/DANIDA. World consultation on forest tree breeding, 2, Washington, 7-16 August, 1969. Proceedings. Rome, FAO/DANIDA. V.2, p.1141-1150.
- SQUILLACE, A.E.; R.T. BINGHAM; G. NAMKOONG e H.F. ROBINSON, 1967. Heritability of juvenile growth rate and expected gain from selection in western white pine. Silvae Genetica, Frankfurt, 16(1): 1-6.
- STEEL, R.G.D. e J.H. TORRIE, 1980. Principles and procedures of statistics. 2.ed. New York, McGraw-Hill Book Company. 633p.
- TAPIA, D.L.C., 1982. Distribuição, produtividade e manejo de ecossistemas naturais e artificiais de tamarugo e algaroba no Chile. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro 1982. Anais. Natal, EMPARN. 2v., p.25-96.
- VALDIVIA, S.V., 1982. Assentamento e desenvolvimento rural nas zonas marginais da costa norte do Peru: Piura. In: Simpósio Brasileiro sobre Algaroba, 1, Natal, 5-7 outubro 1982. Anais. Natal, EMPARN. V.1, p.90-111.

VENCOVSKY, R., 1978. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E. (coord.). Melhoramento de milho no Brasil. Piracicaba, Fundação Cargill. p.122-199.

WELLS, H., 1979. Self-fertilization: advantageous or deleterous? Evolution, Lawrence, 33(1): 252-255.

## 7. APÊNDICES

## 1 - Relação das árvores matrizes testadas em Soledade - PB e Caicó - RN.

Tratamento nº	MATRIZES POR LOCAL	
	Soledade	Caicó
1	M42*	M42*
2	M43*	M40
3	M03	M39
4	M04	M38
5	M05*	M37
6	M06*	M43*
7	M44*	M36
8	M08*	M44*
9	M45*	M45*
10	M10*	M46*
11	M11*	M05*
12	M12*	M06*
13	M46*	M49*
14	M14*	M14*
15	M15*	M15*
16	M47*	M12*
17	M17*	M08*
18	M18	M11*
19	M19	M10*
20	M20*	M17*
21	M21*	M20*
22	M22*	M21*
23	M23*	M22*
24	M24*	M23*
25	M25*	M24*
26	M26	M25*
27	M27*	M27*
28	M48*	M31
29	M49*	M48*
30	M30	M47*

\* matrizes testadas nos dois locais.

2 - Médias de progênies para altura (H), altura mais raio médio da copa (H + Rmc), raio médio da copa (Rmc) e diâmetro da base (Db) aos 18 meses de idade, em Soledade.

Tratamento nº	H(m)	H + Rmc(m)	Rmc(m)	Db(cm)
1	0,86	1,37	0,51	1,23
2	0,95	1,73	0,78	1,50
3	0,73	1,28	0,55	1,26
4	0,80	1,36	0,56	1,35
5	0,95	1,82	0,87	1,69
6	0,78	1,49	0,71	1,44
7	1,02	1,91	0,89	2,01
8	0,87	1,41	0,54	1,41
9	0,83	1,61	0,78	1,60
10	0,87	1,62	0,75	1,37
11	0,81	1,60	0,79	1,68
12	1,10	1,93	0,83	1,67
13	0,90	1,62	0,72	1,51
14	0,82	1,44	0,62	1,37
15	0,96	1,55	0,59	1,51
16	0,83	1,39	0,56	1,33
17	0,75	1,31	0,56	1,31
18	0,87	1,48	0,61	1,48
19	0,79	1,39	0,60	1,33
20	0,92	1,60	0,68	1,45
21	0,65	1,14	0,49	1,21
22	0,82	1,44	0,62	1,35
23	0,78	1,31	0,53	1,26
24	1,04	1,74	0,70	1,59
25	0,79	1,33	0,54	1,31
26	0,72	1,18	0,46	1,16
27	0,84	1,45	0,61	1,42
28	0,94	1,50	0,54	1,40
29	0,88	1,27	0,39	1,15
30	0,78	1,15	0,37	1,14
Média Geral	0,85	1,48	0,58	1,41

3 - Médias de progênies para número de bifurcações ( $\sqrt{x + 1}$ ), forma de plantas ( $\sqrt{\text{notas}}$ ) e percentagem de sobrevivência, aos 18 meses de idade, em Soledade.

Tratamento nº	nº bifurcações	forma (nota)	sobrev. (%)
1	1,76	1,23	98,85
2	1,75	1,20	98,85
3	1,62	1,36	97,63
4	1,73	1,35	98,85
5	1,76	1,43	100,00
6	1,58	1,46	96,31
7	1,64	1,37	100,00
8	1,59	1,26	98,85
9	1,79	1,44	90,74
10	1,60	1,37	98,85
11	1,61	1,54	97,63
12	1,61	1,29	93,30
13	1,66	1,40	100,00
14	1,77	1,28	100,00
15	1,54	1,22	98,85
16	1,61	1,35	97,62
17	1,54	1,31	97,62
18	1,59	1,23	100,00
19	1,68	1,32	100,00
20	1,62	1,38	97,62
21	1,78	1,44	97,62
22	1,75	1,22	100,00
23	1,59	1,34	100,00
24	1,62	1,32	100,00
25	1,56	1,34	100,00
26	1,78	1,31	73,80
27	1,52	1,24	100,00
28	1,59	1,07	98,85
29	1,62	1,08	94,88
30	1,69	1,11	98,85
Média Geral	1,65	1,31	95,00

4 - Médias de progênies para altura (H) de plantas aos 6; 12 e 18 meses de idade, em Caicão - RN.

Tratamento nº	altura (m)		
	6 meses	12 meses	18 meses
1	0,70	1,03	1,25
2	0,60	0,89	1,09
3	0,70	0,91	1,11
4	0,61	0,90	1,09
5	0,69	0,87	1,14
6	0,74	1,08	1,35
7	0,58	0,82	0,94
8	0,75	1,01	1,26
9	0,65	0,95	1,13
10	0,67	1,00	1,46
11	0,69	0,99	1,27
12	0,65	0,94	1,21
13	0,83	1,10	1,33
14	0,75	0,97	1,17
15	0,74	1,05	1,37
16	0,84	1,07	1,20
17	0,67	1,00	1,22
18	0,61	1,01	1,23
19	0,69	1,02	1,30
20	0,60	0,98	1,19
21	0,68	1,03	1,11
22	0,58	0,84	0,98
23	0,65	1,00	1,37
24	0,63	1,01	1,32
25	0,69	1,06	1,27
26	0,61	0,98	1,20
27	0,72	0,99	1,19
28	0,72	1,18	1,56
29	0,59	0,95	1,22
30	0,66	0,97	1,24
Média Geral	0,68	0,99	1,23

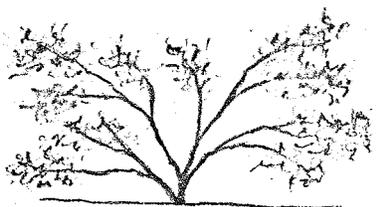
5 - Médias de progênes para altura mais raio médio da copa ( $H + R_{mc}$ ), raio médio da copa ( $R_{mc}$ ) e diâmetro da base ( $Db$ ), aos 18 meses de idade, em Caicó.

Tratamento nº	H(m)	H + $R_{mc}$ (m)	$R_{mc}$ (m)	Db(cm)
1	1,25	2,31	1,06	2,15
2	1,09	2,15	1,06	2,04
3	1,11	2,06	0,95	1,96
4	1,09	2,12	1,03	2,05
5	1,14	1,99	0,85	2,07
6	1,35	2,42	1,07	2,48
7	0,94	1,82	0,88	1,67
8	1,26	2,40	1,14	2,43
9	1,13	2,25	1,12	2,37
10	1,46	2,62	1,16	2,50
11	1,27	2,40	1,13	2,43
12	1,21	2,31	1,10	2,24
13	1,33	2,56	1,23	2,41
14	1,17	2,45	1,28	2,68
15	1,37	2,37	1,00	2,46
16	1,20	2,29	1,09	2,13
17	1,22	2,25	1,03	2,39
18	1,23	2,47	1,24	2,74
19	1,30	2,54	1,24	2,72
20	1,19	2,52	1,33	3,05
21	1,11	2,25	1,14	2,15
22	0,98	1,99	1,01	2,30
23	1,37	2,56	1,19	2,50
24	1,32	2,56	1,24	2,55
25	1,27	2,50	1,23	2,58
26	1,20	2,45	1,25	2,62
27	1,19	2,21	1,02	2,29
28	1,56	2,80	1,24	2,91
29	1,22	2,49	1,27	2,71
30	1,24	2,38	1,14	2,58
Média Geral	1,23	2,38	1,13	2,40

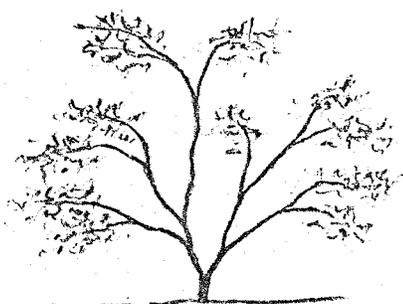
6 - Médias de progênies para número de bifurcações ( $\sqrt{x + 1}$ ), forma de plantas ( $\sqrt{\text{notas}}$ ) e percentagem de sobrevivência, aos 18 meses de idade, em Caico - RN.

Tratamento nº	nº birfurcações	forma (notas)	sobrev. (%)
1	1,93	1,51	100,00
2	1,99	1,56	98,85
3	2,02	1,46	100,00
4	1,97	1,58	100,00
5	2,27	1,53	100,00
6	2,01	1,49	100,00
7	1,97	1,57	100,00
8	2,27	1,54	100,00
9	2,19	1,54	95,47
10	2,27	1,52	100,00
11	2,24	1,55	100,00
12	2,04	1,58	100,00
13	2,11	1,61	100,00
14	2,27	1,59	100,00
15	2,12	1,41	100,00
16	1,94	1,56	100,00
17	2,08	1,51	100,00
18	2,10	1,57	100,00
19	2,17	1,54	100,00
20	2,26	1,65	100,00
21	2,09	1,55	98,85
22	2,36	1,61	100,00
23	2,16	1,52	100,00
24	2,19	1,57	100,00
25	2,20	1,61	100,00
26	2,28	1,57	100,00
27	1,93	1,50	100,00
28	2,12	1,50	100,00
29	2,20	1,60	100,00
30	2,15	1,54	100,00
Média Geral	2,13	1,55	99,00

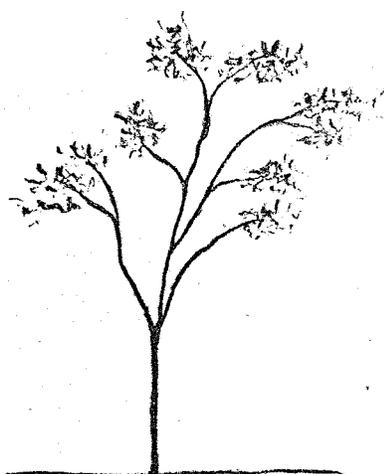
7. Padrão de crescimento das plantas para efeito de avaliação através de notas.



rasteira



intermediária



ereta