

# ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS EM SERINGUEIRA (*Hevea sp*) E PERSPECTIVAS DE MELHORAMENTO

JOÃO RODRIGUES DE PAIVA

Engenheiro Agrônomo

EMBRAPA

Orientador: PROF. DR. JOSÉ BRANCO DE MIRANDA FILHO

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Genética e Melhoramento de Plantas.

PIRACICABA  
ESTADO DE SÃO PAULO - BRASIL  
Março - 1980

A todos aqueles que eu  
quero bem,

DEDICO

## BIOGRAFIA DO AUTOR

*JOÃO RODRIGUES DE PAIVA*, filho de Sebastião Rodrigues de Paiva e Raimunda Rodrigues de Paiva, nasceu em 22 de fevereiro de 1950 em Belém, PA. Em 1972, ingressou na Faculdade de Ciências Agrárias do Pará, Belém - PA, obtendo o diploma de Engenheiro Agrônomo em novembro de 1975. Em março de 1976, iniciou o desempenho de suas atividades profissionais, em Manaus - AM, no Centro Nacional de Pesquisa da Seringueira, órgão da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), desenvolvendo, desde o início de sua carreira, trabalhos de pesquisa na área de melhoramento genético da Seringueira.

## AGRADECIMENTOS

Trabalhos desta natureza depende da colaboração de pessoas e instituições. A todos que contribuíram direta ou indiretamente, os nossos agradecimentos.

Queremos agradecer em particular às seguintes pessoas e instituições:

- Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho, pela valiosa orientação e estímulo constante durante o curso e na elaboração deste trabalho;

- Prof. Dr. Natal Antonio Vello, pelas sugestões nas análises estatísticas;

- Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup> Edmar Ramos de Siqueira, pela cessão dos dados experimentais utilizados no presente trabalho;

- Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup> Afonso Celso Candeira Valois, pelas sugestões e facilidades concedidas como chefe adjunto do C.N.P.Se.;

- Aos colegas Hiroshi (Sandra) Noda, pelas correções do manuscrito;

- À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), pela oportunidade de aperfeiçoamento;

- Aos Docentes do Departamento de Genética da ESALQ/USP, pelos exemplos e ensinamentos;

- Aos colegas de Pós-Graduação, pelo companheirismo e pelos momentos alegres;

- Aos Funcionários do Departamento de Genética da ESALQ/USP, pelas atenções recebidas;

- Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup> Waldelice Oliveira de Paiva, companheira no lar e no trabalho, pelo carinho, sugestões e efetiva colaboração.

## ÍNDICE

	<u>página</u>
1. RESUMO .....	1
2. INTRODUÇÃO .....	4
3. REVISÃO DE LITERATURA .....	7
3.1. Melhoramento genético da seringueira .....	7
3.2. Importância da estimação dos parâmetros genéticos .....	13
4. MATERIAL E MÉTODOS .....	18
4.1. Análise estatístico-genética .....	20
4.1.1. Análise de variância .....	20
4.1.2. Análise de covariância .....	24
4.1.3. Estimação dos parâmetros genéticos e fenotípicos .....	28
4.1.4. Determinação da precisão das estimativas .....	33
5. RESULTADOS .....	34
5.1. Análise geral dos dados .....	34
5.2. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos, e progressos esperados com seleção .....	36
6. DISCUSSÃO .....	40
6.1. Parâmetros genéticos e fenotípicos .....	40
6.2. Índice de seleção .....	48

6.3. Progressos esperados com seleção .....	50
6.4. Precisão experimental e das estimativas .....	52
7. CONCLUSÕES .....	55
8. SUMMARY .....	59
9. LITERATURA CITADA .....	61
SIMBOLOGIA .....	70
TABELAS DE RESULTADOS .....	71
APÊNDICE 1 .....	82
APÊNDICE 2 .....	85

## LISTA DE TABELAS

<u>Tabela</u>	<u>página</u>
01 - Esperanças matemáticas dos quadrados médios $[E(QM)]$ , obtidas nas análises de variância segundo o delineamento em lâttice simples 8 x 8, ao nível de médias de progênies e ao nível de plantas individuais, Seringueira.....	23
02 - Esperanças matemáticas dos produtos médios $[E(PM)]$ , obtidos nas análises de covariância segundo o delineamento em lâttice simples 8 x 8, para os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta, ao nível de médias de parcelas e ao nível de plantas individuais. Se ringueira .....	27
03 - Valores e significâncias dos quadrados médios, obtidos nas análises de variância do lâttice simples 8 x 8. Seringueira. Manaus, - AM, 1976/77	71
04 - Estimativas, ao nível de plantas, das variâncias genética entre progênies ( $\hat{\sigma}_p^2$ ), ambiental entre parcelas ( $\hat{\sigma}_e^2$ ), fenotípica dentro de progênies ( $\hat{\sigma}_d^2$ ), genética aditiva ( $\hat{\sigma}_A^2$ ) e fenotípica ( $\hat{\sigma}_F^2$ entre plantas; $\hat{\sigma}_F^2$ entre médias de progênies) e respectivos desvios padrões (valor absoluto e porcentagem). Diâmetro do caule, seringueira. Manaus, 1976/77 .....	72



Tabela

- 05 - Estimativas, ao nível de plantas, das variâncias genética entre progênes ( $\hat{\sigma}_p^2$ ), ambiental entre parcelas ( $\hat{\sigma}_e^2$ ), fenotípica dentro de progênes ( $\hat{\sigma}_d^2$ ), genética aditiva ( $\hat{\sigma}_A^2$ ) e fenotípica ( $\hat{\sigma}_F^2$  entre plantas;  $\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2$  entre médias de progênes) e respectivos desvios padrões (valor absoluto e porcentagem). Diâmetro do caule e espessura de casca. Seringueira. Manaus, 1976/77 ..... 73
- 06 - Estimativas, ao nível de plantas, das variâncias genética entre progênes ( $\hat{\sigma}_p^2$ ), ambiental entre parcelas ( $\hat{\sigma}_e^2$ ), fenotípica dentro de progênes ( $\hat{\sigma}_d^2$ ), genética aditiva ( $\hat{\sigma}_A^2$ ) e fenotípica ( $\hat{\sigma}_F^2$  entre plantas;  $\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2$  entre médias de progênes) e respectivos desvios padrões (valor absoluto e porcentagem). Espessura da casca. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77 ..... 74
- 07 - Estimativas, ao nível de plantas, das variâncias genética entre progênes ( $\hat{\sigma}_p^2$ ), ambiental entre parcelas ( $\hat{\sigma}_e^2$ ), fenotípica dentro de progênes ( $\hat{\sigma}_d^2$ ), genética aditiva ( $\hat{\sigma}_A^2$ ) e fenotípica ( $\hat{\sigma}_F^2$  entre plantas;  $\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2$  entre médias de progênes) e respectivos desvios padrões (valor absoluto e porcentagem). Altura de plantas, produção, número e tamanho de lançamento. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77 ..... 75

Tabela

página

08 - Eficiência do látice em relação as análises em blocos casualizados (EL); coeficiente de variação experimental ( $CV_e$ ); coeficiente de variação genética ( $CV_g$ ); e relação entre o coeficiente de variação genética e o coeficiente experimental (b). Seringueira, Manaus, AM, 1976/77 ..... 76

09 - Estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito, ao nível de planta ( $\hat{h}_1^2$ ) e média de progênies ( $\hat{h}_2^2$ ), e desvios padrões correspondentes, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas (CV%). Seringueira. Manaus, AM, 1976/77 ..... 77

10 - Produtos médios ao nível de plantas, obtidos na análise em látice simples 8 x 8 para soma dos caracteres diâmetro do caule a 5 cm do solo e altura de planta. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77 ..... 78

11 - Estimativas, ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres diâmetro do caule a 5 cm do solo e altura de plantas. Seringueira, Manaus, AM, 1976/77 ..... 79

Tabela

página

12 - Estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica para a combinação de caracteres, obtidas ao nível de médias de progênies. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77 .....	80
13 - Progressos esperados com seleção direta, por geração, em porcentagem das médias dos caracteres e em unidade das médias, considerando três esquemas seletivos. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77 .....	81

## 1. RESUMO

O presente trabalho teve por objetivo o estudo de dezesseis caracteres em seringueira (*Hevea* sp.) e suas implicações no melhoramento desta cultura.

O material utilizado compreende progênies de meios irmãos, obtidas de sementes sexuadas colhidas separadamente de 64 plantas, previamente selecionadas em condições de seringais nativos de várzea e terra firme, no município de Manicoré, Estado do Amazonas. Essas progênies foram avaliadas usando o delineamento em látice simples 8 x 8, no ano agrícola 1976/77.

Pelas estimativas do coeficientes de herdabilidade no sentido restrito e ao nível de plantas, para os caracteres espessura de casca e diâmetro do caule, avaliado em diferentes alturas do caule, concluiu-se que a seleção será mais eficiente quanto procedida a altura de 10 cm do solo. Pa

ra os caracteres altura de planta e número de lançamentos os coeficientes encontrados foram baixos (2,2% e 7,5%, respectivamente). O coeficiente de herdabilidade para o caráter produção de borracha seca, manteve-se relativamente alto (19,4%) comparado aos dos demais caracteres.

As estimativas do coeficiente de correlação fenotípica ao nível de médias de parcelas entre os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta foi alta e positiva ( $r_{\bar{F}} = 0,90$ ). Os coeficientes encontrados entre os caracteres espessura de casca e diâmetro do caule, avaliados em diferentes alturas, com a produção de borracha seca, foram todos significativos ao nível de 1% de probabilidade. Pelo estudo de correlação envolvendo os caracteres tamanho de lançamento e número de lançamentos, concluiu-se que, nesta população, as plantas mais vigorosas possuem maior número e maior tamanho médio dos lançamentos.

O índice de seleção envolvendo os caracteres altura de planta e diâmetro do caule à 5 cm do solo, apresentou os seguintes valores dos coeficientes:  $b_1 = -8,5623 \cdot 10^{-4}$  e  $b_2 = 1,5561 \cdot 10^{-1}$ .

Entre os três esquemas de seleção estudados, constatou-se a viabilidade e a melhor eficiência do esquema II, isto é, seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos. No entanto, espera-se maior progresso pelo esquema III, isto é, seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos com

propagação vegetativa das melhores plantas dentro das melhores famílias. O maior progresso, em relação ao esquema II, é devido à exploração da variância genética dominante; porém, seu uso é limitado a um ciclo de seleção.

## 2. INTRODUÇÃO

A seringueira (*Hevea* sp.) é uma cultura de ciclo longo que pouco tem sido melhorada, haja visto que o início do seu melhoramento data de épocas recentes. As técnicas convencionais de melhoramento da seringueira deram ênfase, principalmente, em concentrar num mesmo indivíduo caracteres de produção de borracha e de resistência ao fungo *Microcyclus ulei* (P. Henn), causador da doença "Mal das Folhas". Inicialmente, a seleção era dirigida no sentido das plantas resistentes à moléstia, em seguida aquelas mais produtivas. Como resultado destes trabalhos, alguns clones são indicados para plantio como é o caso do IAN 717, Fx 3810, Fx 3864 e Fx 3899, que, apesar de recomendados, apresentam limitações com relação aos dois caracteres procurados.

Mais recentemente, têm-se dado maior ênfase em conhecer os parâmetros que auxiliam a identificação de indiviú

duos mais promissores, tais como: a magnitude e a natureza das variâncias genéticas que influenciam o valor fenotípico de um indivíduo; a porcentagem de variância genética que contribui para o ganho genético, através da determinação do coeficiente de herdabilidade; e o grau de associação genética entre os caracteres determinantes da produção (VALOIS e PAIVA, 1976; VALOIS *et alii*, 1978; SIQUEIRA, 1978). Também têm-se tentado aprimorar as técnicas de identificação de genótipos superiores, através da seleção simultânea de múltiplos caracteres (VALOIS *et alii*, 1979). Com isto, os melhoristas de seringueira pretendem apoiar em bases mais sólidas o melhoramento genético desta cultura, tornando-o mais eficiente na obtenção de materiais mais promissores. Entretanto, a eficácia de qualquer programa de melhoramento, depende ainda da experiência e da habilidade de identificação de genótipos com alta potencialidade genética (SINGH e BELLMANN, 1972).

No método tradicional de cultivo da seringueira é necessária a formação de viveiros, visando a multiplicação vegetativa do material a ser utilizado no plantio. Assim sendo, a seleção e utilização de material com alto potencial como porta-enxerto, proporcionam maior precocidade na exploração do látex.

Com a finalidade de contribuir para um melhor conhecimento da base genética de alguns caracteres importantes no melhoramento da seringueira, foram efetuados, neste



trabalho, estudos relacionados com os seguintes tópicos: a) A determinação do coeficiente de herdabilidade no sentido restrito relativo aos caracteres altura de planta, diâmetro do caule, espessura de casca, tamanho de lançamento, número de lançamentos e produção de borracha seca; b) Predição do ganho genético para os caracteres em diferentes esquemas seletivos; c) Determinação do coeficiente de correlação fenotípica entre os caracteres citados e a produção de látex; borracha seca, e d) Obtenção de um índice de seleção para seringueira em condições de viveiro, levando em consideração os caracteres mais correlacionados com o vigor da planta, quais sejam, diâmetro do caule e altura de planta.

### 3. REVISÃO DE LITERATURA

#### 3.1. Melhoramento Genético da Seringueira

O programa de melhoramento genético da seringueira (*Hevea* sp.), no Brasil, vinha sendo conduzido visando principalmente a resistência ao fungo *Microcyclus ulei*, causador da mais séria enfermidade a que está exposta a seringueira, denominada "Mal das Folhas". Inicialmente, este programa foi conduzido pela companhia FORD, em Fordlândia e Belterra, no Estado do Pará, depois continuado pelo IPEAN (Instituto de Pesquisa Agropecuária do Norte), atualmente CPATU (Centro de Pesquisa Agropecuária dos Trópicos Úmidos), obedecendo o seguinte esquema, segundo citação no anexo XI do Plano Nacional da Borracha (1971):

1. Seleção de plantas resistentes, através de sementes de *Hevea brasiliensis*, Muell. Arg. obtidas em seringais nativos;

2. Clonagem dessas seleções, para posterior teste de resistência;
3. Coleta de diferentes espécies de *Hevea* que ocorrem na Amazônia;
4. Cruzamentos intraespecíficos das seleções de *Hevea brasiliensis* que se mostraram resistentes, com clones altamente produtivos do Oriente. Seleção dos híbridos provenientes desses cruzamentos, com posterior teste de produção;
5. Cruzamentos interespecíficos das diferentes espécies de *Hevea* coletadas, com os clones orientais de *Hevea brasiliensis*;
6. Retrocruzamentos dos híbridos do item 5 para o clone oriental;
7. Segundo retrocruzamento entre as seleções RC<sub>1</sub> do item 6 para os melhores clones orientais.

Alguns materiais resultantes desses cruzamentos foram incorporados a outros programas de melhoramento, que estão sendo conduzidos na unidade satélite do C.N.P.Se. (Centro Nacional de Pesquisa da Seringueira), em Belém, PA.

Outros programas de melhoramento da seringueira têm sido conduzidos em maior escala em diversos centros de pesquisa no Brasil. Os resumos de diversos estudos conduzi-

dos no Brasil são fornecidos pela publicação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (GARCIA *et alii*, 1978).

Os programas conduzidos no exterior tem fornecido uma ampla gama de informações que podem ser úteis na condução de pesquisas com seringueira no Brasil. Conforme citam TAN e SUBRAMANIAN (1975), o RRIM (Rubber Research Institute of Malaya) desenvolveu um programa de melhoramento genético no Oriente, iniciado em 1928, através de polinizações controladas, dando origem aos clones orientais das séries RRIM 500, 600, 700, 800 e 900. Estes autores, trabalhando com dados relativos à formação dos clones da série RRIM 700, encontraram estimativas de herdabilidade para média de produção de látex em vários anos, que variou de 0,11 à 0,34, concluindo que os três primeiros anos de produção foram adequados para predição de estimativas da variância genética baseada em média.

Ao compararem o desempenho de algumas progênies em diferentes cruzamentos, os autores SHARP (1940), ROSS (1965), ROSS e BROOKSON (1966), não consideraram os aspectos genéticos quantitativos da cultura e somente fizeram recomendações para exploração dos melhores cruzamentos. Apenas recentemente, SIMMONDS (1969), GILBERT *et alii* (1973), e NGA e SUBRAMANIAN (1974), analisando os mesmos resultados usando modelos estatístico-genéticos forneceram informações adicionais sobre o mecanismo da herança de alguns caracteres econômicos em *Hevea* sp.. SIMMONDS (1969) constatou que as produ-

ções esperadas e observadas de quinze famílias, produzidas em 1937, foram altamente correlacionadas, sugerindo que as maiores diferenças de produção entre famílias poderiam ser devidas a variância genética aditiva. Do mesmo modo, NGA e SUBRAMANIAN (1974) analisando as mesmas famílias, usando o modelo II de COMSTOCK e ROBINSON (1952), detectaram alta variância genética para os caracteres produção de látex e diâmetro do caule.

GILBERT *et alii* (1973) usando o cruzamento dialélico parcial de FYFE e GILBERT (1963), fizeram extensas análises dos dados obtidos na formação dos clones da série RRIM 600 e parte dos dados da formação da série RRIM 700, chegando as seguintes conclusões: 1) a variância genética aditiva foi maior para produção de látex e diâmetro do caule; 2) em cruzamentos envolvendo pais relacionados ocorria depressão causada pela endogamia; 3) existe alta correlação positiva entre produção de látex e diâmetro do caule; 4) o cômputo de dados de cinco anos de produção é adequado para predições genéticas. A alta variância genética indicou que a seleção de progênies de cruzamentos específicos ou seleção de progênies de população de polinização aberta, que apresentem características favoráveis, pode ser efetiva no melhoramento de *Hevea* sp.

Embora a produção de borracha seca seja o caráter mais importante no melhoramento da seringueira, outros ca

racteres devem ser considerados quando se tem por objetivo a obtenção de um genótipo ideal. O clone ideotipo de seringueira seria aquele que apresentasse tendência à elevada produção; descendentes de porte baixo; grande angulação das ramificações com a haste principal; casca grossa, uniforme e facilmente renovável; caule erecto, circular e que tivesse um rápido crescimento em circunferência; e uma união uniforme do enxerto e porta-enxerto (PLANTERS' BULLETIN OF RRIM, 1973).

NARAYANAN *et alii* (1973 e 1974), NARAYANAN e HO (1973), HO *et alii* (1973), e TAN (1977), salientam que os caracteres mais importantes que determinam maior produção de látex são os seguintes: circunferência do caule, espessura de casca, velocidade de renovação da casca, número de anéis de vasos laticíferos, distância entre os anéis, diâmetro dos vasos laticíferos e índice de tamponamento (porcentagem do volume de látex escoado nos primeiros cinco minutos sobre o volume do escoamento total). Dentre estas características NARAYANAN *et alii* (1973) ressaltam como a mais importante, porém mais difícil de ser mensurada, o número de anéis de vasos laticíferos.

TAN (1977) reafirma que a produção é o principal objetivo no melhoramento de *Hevea* sp., porém os melhoristas necessitam incorporar as variáveis acessórias nas decisões sobre o material melhorado, após a produção ter sido considerada, bem como levar em conta os aspectos relativos a re-

sistência à doenças. Assim é que VALOIS *et alii* (1979) selecionaram plantas dentro de famílias de meios irmãos de cinco clones, tomando por base um índice de seleção que considerava, simultaneamente, os caracteres produção de borracha seca, diâmetro do caule, altura de planta e número de lançamento, obtendo um ganho genético de 24,9% em relação ao índice médio da população original. Obtiveram também, significância para os coeficientes de correlação fenotípica envolvendo pares de caracteres entre si.

Do estudo de correlação envolvendo os caracteres produção de látex e índice de tamponamento, em plantas jovens (ANNUAL REPORT OF RRIM, 1972), concluiu-se que estes caracteres juntos, são responsáveis por mais de 70% da variação na produção comparada entre clones adultos, ou seja, existe muita correspondência da seleção de plantas jovens, considerando estes caracteres, e a performance das plantas na fase adulta.

Por outro lado, as magnitudes relativas de parâmetros genéticos e ambientais são fatores que devem ser investigados para populações específicas, a fim de que um programa de seleção possa ser delineado com a máxima eficiência. Haja visto que as informações disponíveis na literatura concernente ao melhoramento da seringueira são poucas, comparadas as de outras culturas, em virtude dos problemas inerentes a esta cultura, tanto os de ordem técnica, como de ordem política e

social.

### 3.2. Importância da estimação dos parâmetros genéticos.

O aprimoramento dos métodos utilizados pela Genética Quantitativa e pela Estatística Experimental, levou os melhoristas a reconsiderarem alguns métodos de seleção, que haviam sido abandonados no início deste século por falta de progressos significativos. No entanto, a melhor eficiência desses métodos foi devido ao conhecimento da estrutura genética das populações e ao melhor controle do ambiente, resumindo-se em uma melhor identificação dos indivíduos que apresentavam um maior potencial genético aos objetivos procurados.

A estimação de parâmetros genéticos possibilita a obtenção de informações sobre a natureza da ação gênica envolvida na herança dos caracteres e fornece a base para avaliação dos planos de melhoramento, ou então o conhecimento que possibilitem o desenvolvimento de novos enfoques no melhoramento de plantas (BOGYO, 1964; ROBINSON e COCKERHAM, 1965; MOLL e STUBER, 1974). O isolamento da porção de variância genética aditiva da variância genética total, por exemplo, permite melhor delineamento do esquema de seleção a ser utilizado.

A expressão genotípica de um indivíduo resulta da soma de efeitos genéticos aditivos, de dominância e epistã



ticos. Entretanto, DICKERSON (1963), SIMMONDS (1969) e VENCOVSKY (1969), salientam que de todos esses parâmetros o mais importante para o melhoramento é o que corresponde a variância genética aditiva ( $\sigma_A^2$ ), pois ela contribui plenamente para a resposta à seleção, qualquer que seja o tipo de seleção aplicado.

Os métodos de avaliação dos mecanismos que envolvem a herança dos caracteres quantitativos, dependem da contribuição dos valores genotípicos. Todavia, o valor genotípico de um indivíduo pode ser avaliado a partir das mensurações feitas nos seus fenótipos, sendo que, a performance de um genótipo particular no ambiente que ocupa, representa o seu valor genotípico. Assim sendo, o valor genotípico para um dado genótipo é definido como um desvio da média de todos os possíveis valores fenotípicos para a população, em outras palavras, é o valor fenotípico médio quando os genótipos se desenvolvem em toda a gama de uma população de ambiente (DUDLEY e MOLL, 1969; MOLL e STUBER, 1974). Desta forma, a influência que o ambiente exerce sobre os caracteres de natureza quantitativa, condiciona que se tenha uma maior representatividade de ambientes nos ensaios que objetivam a estimação de parâmetros genéticos. A resposta diferencial dos genótipos sob determinadas condições ambientais, dá origem ao importante grupo de parâmetros conhecidos como interações de genótipos por ambientes (ROBINSON e COCKERHAM, 1965). Portanto, os

parâmetros genéticos estimados devem ser independentes dos efeitos ambientais. Acrescente-se que, a despeito das interferências dos efeitos de ambiente da interação genótipo x ambiente, os resultados da literatura fornecem um suporte para as inferências sobre a base genética dos diversos caracteres.

Assim, a base do sucesso de um esquema seletivo depende da quantidade de variação genética disponível na população e sobretudo do valor relativo desta, frente a variação não genética. Em qualquer ensaio, conforme ressalta VENCOVSKY (1978), existem as seguintes componentes: variação devido a diferenças ambientais dentro de parcelas ( $\sigma_{gw}^2$ ); variação devido a diferenças ambientais entre parcelas ( $\sigma_e^2$ ); e variação devido a diferenças genéticas entre os tratamentos ( $\sigma_p^2$ ). Existem outras componentes em função do tipo de delineamento usado, da densidade de plantio, etc. De todas essas componentes a  $\sigma_p^2$  e  $\sigma_{gw}^2$  são as únicas favoráveis ao melhorista, isto é, deve-se procurar minimizar os demais componentes a fim de se maximizar a eficiência da seleção (MIRANDA FILHO, 1978).

Alguns delineamentos experimentais têm sido usados na estimação dos componentes de variância, por exemplo, COMSTOCK e ROBINSON (1948) propuseram os delineamentos I, II e III, os quais fazem uso de diferentes tipos de progênies, possibilitando a estimação da variância genética aditiva, variância de dominância e o grau médio de dominância. Contudo, os delineamentos utilizando famílias de meios irmãos, co

mo salientam DUDLEY e MOLL (1969) e VENCovsky (1969), são também bastante utilizados em muitas culturas, dado a facilidade na geração das progênes. Neste caso, porém, não se obtém a estimativa da variância dominante.

O parâmetro populacional que reflete a correspondência entre o genótipo e o fenótipo para um determinado caráter é representado pela herdabilidade desse caráter. Segundo os autores BARTLEY e WEBER (1952), HERBERT *et alii* (1955), FALCONER (1960), HANSON (1963), BOGYO (1964), MOLL e STUBBER (1974), DUDLEY e MOLL (1969), a herdabilidade pode ser definida de duas maneiras: no sentido amplo, como sendo a razão da variância genética pela variância total e no sentido restrito, como sendo a razão da variância herdável (variância genética aditiva) pela variância total. Contudo, HERBERT *et alii* (1955) ressaltam que os diferentes métodos de estimativas de herdabilidade não necessariamente estimam a mesma coisa, exceto se todos os efeitos gênicos são aditivos; salientam também que a natureza da unidade de seleção (planta, parcela, média de várias parcelas, etc.) e erros amostrais, desempenham grande influência na magnitude das estimativas. Desta forma, a escolha de delineamentos adequados, o uso de amostras representativas da população e, sempre que possível, a obtenção de estimativas ao nível individual, tornam-se mister para obtenção de estimativas de herdabilidade mais próxima do seu verdadeiro valor.

As alterações das populações em regime de seleção têm sido objeto de estudo desde há muito, sendo o emprego de correlação bastante utilizado nessas pesquisas. Conforme FALCONER (1960), as correlações genéticas são importantes porque mostram como a seleção para um caráter pode alterar outros indiretamente. ROBINSON e COCKERHAM (1965) mencionam que as correlações, juntamente com as variâncias, são os parâmetros que mais interessam aos melhoristas.

O emprego dos índices de seleção assume maior importância onde a decisão sobre a rejeição de indivíduo é de maior responsabilidade (VENCOVSKY, 1978). São usados quando se considera vários caracteres quantitativos e, geralmente, de baixa herdabilidade. O progresso resultante da seleção com base no índice pode ser, algumas vezes, menor do que o progresso máximo alcançável, dependendo da proximidade dos parâmetros genéticos e fenotípicos estimados, com os verdadeiros parâmetros (HARRIS, 1963), sendo considerado este ponto uma das limitações da maior aplicabilidade dos índices de seleção. Os autores HENDERSON (1963), HARRIS (1963), SINGH e BELLMANN (1972), GUTIERREZ (1974), LIN (1978) e KORAIEN *et alii* (1979), apresentam extensa revisão sobre a teoria e o emprego dos índices, alguns deles discutindo com mais detalhes as limitações que envolve o seu uso.

#### 4. MATERIAL E MÉTODOS

Para a elaboração do presente trabalho foram aproveitados os dados obtidos pelo Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup> EDMAR RAMOS DE SIQUEIRA (1978). Estes compreendem progênies de meios irmãos, obtidos de sementes sexuadas colhidas separadamente de 64 plantas, previamente selecionadas em condições de seringueiras nativas de várzea e terra firme, no município de Manicoré, Estado do Amazonas.

O experimento foi instalado em março de 1976 no campo experimental do Centro Nacional de Pesquisa da Seringueira, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA - situado no km-29 da Rodovia AM-010 (Manaus-Itacoatiara), no município de Manaus, Estado do Amazonas. Utilizou-se o delineamento em látice simples 8 x 8. O plantio das sementes foi feito diretamente no local do ensaio, sendo utilizado o espaçamento de 1,0 m entre linhas e 0,50 m entre covas, per

fazendo parcelas de 10 metros de comprimento com 21 plantas por parcela.

A coleta dos dados foi iniciada em julho de 1977, dezesseis meses após a instalação do ensaio. Utilizando-se 10 plantas competitivas por parcela foram anotados os seguintes dados por planta:

1. altura da planta (cm);
2. diâmetro do caule (cm), tomado a 5, 10, 15, 20, 25 e 30 cm de altura a partir do solo, medida feita com paquímetro;
3. espessura de casca (mm), tomada a 5, 10, 15, 20, 25 e 30 cm de altura a partir do solo, medida feita com aparelho denominado "medidor de casca".
4. número de lançamentos (distância que vai de um internódio ao outro);
5. comprimento de lançamento (cm);
6. produção de borracha seca (mg); dados tomados com base na aplicação do miniteste de produção, de acordo com a metodologia apresentada por MENDES (1971), sendo feito 10 cortes no caule das plantas a altura de 15 cm do solo, em dias alternados. Em seguida, os coágulos de borracha foram coletados, secos em estufa à 45°C/48 horas e pesados em balanço.

ça analítica.

#### 4.1. Análise Estatístico-Genética

##### 4.1.1. Análise de variância

As análises de variância para todos os caracteres foram realizados com médias de parcelas, obedecendo ao delineamento em lâttice com observações dentro de parcelas, empregando-se o seguinte modelo:

$$Y_{ijkl} = \mu + p_i + r_j + b_{jk} + e_{ijk} + d_{ijkl}, \text{ onde}$$

tem-se:

$Y_{ijkl}$  : observação no indivíduo  $l$ , da progênie  $i$ , no bloco  $k$ , dentro da repetição  $j$ ;

$\mu$  : média geral;

$p_i$  : efeito aleatório do tratamento  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, s$ );

$r_j$  : efeito aleatório da repetição  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, r$ );

$b_{jk}$  : efeito aleatório do bloco incompleto  $k$ , dentro da repetição  $j$ ;

$e_{ijk}$  : efeito aleatório relativo ao erro intra bloco  $ijk$ ;

$d_{ijkl}$  : efeito aleatório relativo ao erro dentro da parcela  $ijk$ , associado ao indivíduo  $l$  ( $l = 1, 2, \dots, n$ ).

Considerando o modelo utilizado como sendo

aleatório, isto é, com exceção da média todos os efeitos são considerados aleatórios, temos as seguintes esperanças matemáticas (E):

$$E(p_i) = E(r_j) = E(b_{ijk}) = E(e_{ijk}) = E(d_{ijkl}) = 0$$

$$E(p_i^2) = \sigma_p^2; E(r_j^2) = \sigma_r^2; E(b_{ijk}^2) = \sigma_e^2; E(d_{ijkl}^2) = \sigma_d^2;$$

sendo:

$\sigma_p^2$  : variância genética entre progênies;

$\sigma_r^2$  : variância ambiental entre populações;

$\sigma_e^2$  : variância do erro ambiental intra blocos;

$\sigma_d^2$  : variância fenotípica entre plantas dentro de progênies.

Os quadrados médios dentro de progênies ( $\overline{QM}_d$ ) foram obtidos independentemente, através das médias das estimativas das variâncias individuais dentro de parcelas, ponderadas pelos graus de liberdade, ou seja:

$$\overline{QM}_d = \frac{\sum_{ij} (g1)_{ij} (QM_d)_{ij}}{\sum_{ij} (g1)_{ij}} = \frac{\sum_{ij} (SQ_d)_{ij}}{\sum_{ij} (g1)_{ij}}$$

sendo:



$\overline{QM}_d$  : quadrado médio dentro de cada parcela;

$SQ_d$  : soma de quadrados dentro de cada parcela;

gl : número de graus de liberdade dentro de cada parcela.

Após o ajuste da soma de quadrados de tratamentos, a análise de variância se apresenta, de maneira resumida, como mostra a Tabela 1, onde são apresentadas as esperanças dos quadrados médios, ao nível de média de progênie e ao nível de plantas. Seguindo-se a metodologia apresentada por VENCovsky (1969), as estimativas da variância genética entre progênies ( $\hat{\sigma}_p^2$ ), da variância do erro ambiental entre parcelas ( $\hat{\sigma}_e^2$ ) e da variância fenotípica dentro de progênie ( $\hat{\sigma}_d^2$ ), foram obtidas ao nível de plantas, para cada caráter, separadamente, a partir dos quadrados médios, conforme representação abaixo:

$$\hat{\sigma}_d^2 = Q_3$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = (Q_2 - \frac{Q_3}{n})$$

$$\hat{\sigma}_p^2 = (Q_1 - Q_2)/r$$

Tabela 1. Esperanças matemáticas dos quadrados médios  $[E(QM)]$ , obtidas nas análises de variância\* segundo o delineamento em látice simples  $8 \times 8$ , ao nível de médias de progênies e ao nível de plantas individuais. Seringueira.

F.V.	Ao nível de médias		Ao nível de plantas		F	
	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)	Q.M.		E(Q.M.)
Repetições	-	-	-	-	-	
Progênies	63	$Q_1$	$\sigma_e^2 + r \sigma_p^2$	$Q_1 = Q_1'$	$\frac{1}{n} \sigma_d^2 + \sigma_e^2 + r \sigma_p^2$	$Q_1/Q_2$
Erro	49	$Q_2'$	$\sigma_e^2$	$Q_2 = Q_2'$	$\frac{1}{n} \sigma_d^2 + \sigma_e^2$	$Q_2/Q_3$
Dentro	1152	-	-	$Q_3$	$\sigma_d^2$	

\* - Somas de quadrados obtidas com médias de parcelas, exceto SQ (Dentro), obtida com dados de plantas individuais;

$Q_1'$  e  $Q_1$  : quadrado médio entre progênies (ajustado para blocos), ao nível de parcelas e de plantas, respectivamente;

$Q_2'$  e  $Q_2$  : quadrado médio do erro entre parcelas, ao nível de médias e de plantas respectivamente;

$Q_3$  : quadrado médio dentro de progênies, ao nível de plantas;

$\sigma_p^2$  e  $\sigma_p^2$  : variância genética entre progênies ao nível de média de parcela e de plantas, respectivamente;

$\sigma_e^2$  e  $\sigma_e^2$  : variância do erro ambiental entre parcelas, ao nível de médias e de plantas, respectivamente;

$\sigma_d^2$  : variância fenotípica entre plantas dentro de progênies;

r : número de repetições;

n : número de plantas por parcela.

Continuando com a mesma metodologia, as estimativas da variância genética aditiva ( $\hat{\sigma}_A^2$ ), da variância fenotípica entre plantas ( $\hat{\sigma}_F^2$ ), da variância fenotípica entre médias de progênes ( $\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2$ ) e dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito, ao nível de plantas e de médias de parcela ( $\hat{h}_1^2$  e  $\hat{h}_2^2$ , respectivamente) foram obtidos da seguinte maneira:

$$\hat{\sigma}_A^2 = 4 \hat{\sigma}_p^2$$

$$\hat{\sigma}_F^2 = \hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2 = \hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 / r + \hat{\sigma}_d^2 / nr = Q_1 / nr$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = \hat{\sigma}_A^2 / \hat{\sigma}_F^2$$

$$\hat{\sigma}_2^2 = \hat{\sigma}_p^2 / \hat{\sigma}_{\bar{F}}^2$$

#### 4.1.2. Análise da covariância

Os produtos médios entre os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta, foram obtidos pelo método relatado por KEMPTHORNE (1966, p. 264). Este método permite a obtenção das estimativas de covariância, utilizando-se apenas os processos de análise de variância. Desse modo, inicialmente foi feita uma análise de variância da soma dos caracteres no delineamento em lâtigo, que após ajuste do quadrado médio de tratamentos se assemelham aos em blocos no que concerne à estimação dos componentes. Os produtos médios entre os caracteres foram obtidos a partir do quadrado médio

da soma dos caracteres e dos quadrados médios individuais de cada caráter, para cada fonte de variação, da seguinte maneira:

F.V.	Quadrados Médios			Produtos Médios
	x	y	u	x,y
Progênes	$QMP_x$	$QMP_y$	$QMP_u$	$PMP_{x,y} = 1/2 (QMP_u - QMP_x - QMP_y)$
Erro	$QME_x$	$QME_y$	$QME_u$	$PME_{x,y} = 1/2 (QME_u - QME_x - QME_y)$

sendo:

x e y : caracteres em estudo;

$$u = x + y;$$

$QMP_x$  : quadrado médio entre progênes para o caráter x;

$QMP_y$  : quadrado médio entre progênes para o caráter y;

$QMP_u$  : quadrado médio entre progênes para a combinação x + y;

$QME_x$  : quadrado médio do erro entre parcelas para o caráter x;

$QME_y$  : quadrado médio do erro entre parcelas para o caráter y;

$QME_u$  : quadrado médio do erro entre parcelas para a combinação  $u = x + y$ ;

$PMP_{x,y}$  : produto médio entre progênies, entre os caracteres  $x$  e  $y$ ;

$PME_{x,y}$  : produto médio do erro entre parcelas, entre os caracteres  $x$  e  $y$ .

Os produtos médios dentro de progênies foram obtidos independentemente, de maneira semelhante aos quadrados médios dentro de progênies, ou seja, através da média das estimativas das covariâncias individuais dentro de parcelas, ponderadas pelos graus de liberdade.

As esperanças matemáticas dos produtos médios ao nível de médias de parcelas e ao nível de plantas (Tabela 2) são semelhantes às dos quadrados médios, substituindo-se variância ( $\sigma^2$ ) por covariância (Cov).

De acordo com a Tabela 2, as estimativas das covariâncias genéticas e fenotípicas ao nível de plantas, entre os caracteres em estudo, foram obtidas a partir dos produtos médios, da seguinte maneira:

$$\hat{C}ôv_d = P_3$$

$$\hat{C}ôv_e = (P - \frac{P_3}{n})$$

$$\hat{C}ôv_p = (P_1 - P_2)/r$$

Tabela 2. Esperanças matemáticas dos produtos médios [E(PM)], obtidos nas análises de covariância\* segundo o delineamento em látice simples 8 x 8, para os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta, ao nível de médias de parcelas e ao nível de plantas individuais. Seringueira.

F.v.	G.L.	Ao nível de médias		Ao nível de plantas	
		P.M.	E(P.M.)	P.M.	E(P.M.)
Repetições					
Progênes	63	$P'_1$	$Cov'_e + rCov'_p$	$P_1 = P'_1$	$\frac{1}{n}Cov'_d + Cov_e + rCov_p$
Erro	49	$P'_2$	$Cov'_e$	$P_2 = P'_2$	$\frac{1}{n}Cov'_d + Cov_e$
Dentro	1152	-	-	$P_3$	$Cov_d$

\* - Somas de produtos obtidas com médias de parcelas, exceto SP(Dentro), obtida com dados de plantas individuais.

$P'_1$  e  $P_1$  : produto médio entre progênes (ajustado para blocos), ao nível de médias de parcelas e de plantas, respectivamente;

$P'_2$  e  $P_2$  : produto médio do erro entre parcelas, ao nível de médias e de plantas, respectivamente;

$P_3$  : produto médio dentro de progênes, ao nível de plantas;

$Cov'_p$  e  $Cov_p$  : covariância genética entre progênes, ao nível de médias de parcelas e de plantas, respectivamente;

$Cov'_e$  e  $Cov_e$  : covariância do erro ambiental entre parcelas, ao nível de média e de plantas, respectivamente;

$Cov_d$  : covariância fenotípica entre plantas dentro de progênes;

r : número de repetições;

n : número de plantas.

$$\hat{C}\hat{O}v_A = 4 \hat{C}\hat{O}v_P$$

$$\hat{C}\hat{O}v_F = \hat{C}\hat{O}v_P + \hat{C}\hat{O}v_e + \hat{C}\hat{O}v_d$$

$$\hat{C}\hat{O}v_{\bar{F}} = \hat{C}\hat{O}v_P + \hat{C}\hat{O}v_e/r + \hat{C}\hat{O}v_d/nr = P_1/nr;$$

sendo:

$\hat{C}\hat{O}v_d$  : covariância fenotípica entre plantas dentro de progênes;

$\hat{C}\hat{O}v_e$  : covariância do erro ambiental entre parcelas;

$\hat{C}\hat{O}v_P$  : covariância genética entre progênes;

$\hat{C}\hat{O}v_A$  : covariância genética aditiva;

$\hat{C}\hat{O}v_F$  : covariância fenotípica entre plantas;

$\hat{C}\hat{O}v_{\bar{F}}$  : covariância fenotípica entre médias de progênes.

#### 4.1.3. Estimação dos parâmetros genéticos e fenotípicos

As correlações fenotípicas entre os caracteres, ao nível de médias de parcelas, foram estimadas de acordo com o procedimento relatado por FALCONER (1960) e KEMPTHORNE (1966), ou seja:

$$r_{\bar{F}(x,y)} = \frac{\text{Cov}_{\bar{F}(x,y)}}{\sqrt{\sigma_{\bar{F}(x)}^2 \cdot \sigma_{\bar{F}(y)}^2}} ;$$

sendo:

$r_{\bar{F}(x,y)}$  : coeficiente de correlação fenotípica entre os caracteres x e y, ao nível de médias de parcelas;

$\sigma_{\bar{F}(x)}^2$  : variância fenotípica do caráter x, ao nível de médias de parcelas;

$\sigma_{\bar{F}(y)}^2$  : variância fenotípica do caráter y, ao nível de médias de parcelas;

$\text{Cov}_{\bar{F}(x,y)}$  : Covariância fenotípica entre os caracteres x e y, ao nível de médias de parcelas.

Para o cálculo dos ganhos esperados com a seleção, adotou-se o procedimento relatado por VENCOSKY (1969 e 1978), considerando os seguintes esquemas de seleção:

I. Seleção entre famílias de meios irmãos; recombinação das mães selecionadas (seleção para ambos os sexos);

II. Seleção entre e dentro de famílias de meios



irmãos (seleção para ambos os sexos);

III. Seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos, com propagação vegetativa das melhores plantas dentro das melhores famílias.

Dessa maneira, os ganhos esperados com a seleção foram calculados de acordo com as seguintes expressões:

$$\hat{G}_{(I)} = i_1 \cdot \frac{(1/2)\sigma_A^2}{\sqrt{\sigma_p^2 + \sigma_e^2/r + \sigma_d^2/rn}}$$

$$\hat{G}_{(II)} = i_1 \cdot \frac{(1/4)\sigma_A^2}{\sqrt{\sigma_p^2 + \sigma_e^2/r + \sigma_d^2/rn}} + i_2 \cdot \frac{(3/4)\sigma_A^2}{\sqrt{\sigma_d^2}}$$

$$\hat{G}_{(III)} = i_1 \cdot \frac{(1/4)\sigma_A^2}{\sqrt{\sigma_p^2 + \sigma_e^2/r + \sigma_d^2/rn}} + i_2 \cdot \frac{(3/4)\sigma_A^2 + \sigma_D^2}{\sqrt{\sigma_d^2}} ;$$

sendo:

$i_1$  e  $i_2$  : coeficiente associado a porcentagem de indivíduos selecionados entre e dentro de progênies, respectivamente. Corresponde ao diferencial de seleção em unidades de desvio padrão da unidade de seleção;

$\sigma_D^2$  : variância genética dominante.

As deduções das expressões dos progressos esperados com seleção estão apresentadas no Apêndice 1.

O índice de seleção envolvendo os dois caracteres, diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura da planta, foi calculado a partir da resolução do sistema de equação  $GA = PB$ , onde tem-se:

$G$  : matriz de variâncias e covariâncias genéticas;

$A$  : vetor dos pesos relativos (a's) dos caracteres;

$P$  : matriz de variâncias e covariâncias fenotípicas;

$B$  : vetor dos valores (b's), que são os coeficientes a serem determinados para a construção do índice de seleção.

O esquema matricial utilizado foi o seguinte:

$$\begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{A(x)}^2 & C\hat{o}v_{A(x,y)} \\ C\hat{o}v_{A(x,y)} & \hat{\sigma}_{A(y)}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{F(x)}^2 & C\hat{o}v_{F(x,y)} \\ C\hat{o}v_{F(x,y)} & \hat{\sigma}_{F(y)}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix}$$

sendo:

$x$  : altura de planta;

$y$  : diâmetro do caule a 5 cm do solo;

$a_1$  e  $a_2$  : pesos relativos atribuídos aos caracteres altura de planta e diâmetro do caule a 5 cm do solo, respectivamente;

$b_1$  e  $b_2$  : correspondem aos valores procurados.

Os pesos atribuídos aos  $a$ 's foi de zero (0) para  $a_1$  e um (1) para  $a_2$ , de acordo com a recomendação de ROBINSON *et alii* (1951), que sugere atribuir o valor um para o caráter mais importante e o valor zero para outros caracteres de menor importância.

Após o conhecimento dos valores dos  $b$ 's, o índice de seleção será representado por:

$$I = b_1 \cdot X + b_2 \cdot Y ;$$

onde:

$I$  : representa o valor fenotípico de um indivíduo, considerando a seleção simultânea para dois caracteres;

$X$  : valor agronômico do caráter altura de planta;

$Y$  : valor agronômico do caráter diâmetro do caule a 5 cm do solo.

#### 4.1.4. Determinação da precisão das estimativas

A precisão relativa das estimativas dos parâmetros, foi avaliada através do erro (raiz quadrada da variância), associado às diversas estimativas. Desta forma, foram obtidas as estimativas das variâncias associadas às estimativas das variâncias genéticas e ambientais, e dos coeficientes de herdabilidade ao nível de médias de progênie e ao nível de plantas individuais, de acordo com os procedimentos dado por VELLO e VENCOVSKY (1974), BARBIN (1975) e GERALDI (1977).

As fórmulas utilizadas para a estimação das variâncias das estimativas estão apresentadas no Apêndice 2.

## 5. RESULTADOS

### 5.1. Análise geral dos dados

Na Tabela 3 encontram-se os valores dos quadrados médios ao nível de plantas, obtidos através da análise da variância do látice simples 8 x 8, para os dezesseis caracteres estudados. Observa-se que para os caracteres espessura de casca medido à 10, 15 e 25 cm do solo e produção de borracha seca, detectaram-se diferenças estatísticas significativas entre progênies, indicando a existência de variabilidade genética para estes caracteres nesta população.

Os valores médios por planta, obtidos para todos os caracteres nesta população são apresentados na Tabela 13. Nota-se que a espessura de casca e diâmetro do caule apresentam valores que vão diminuindo no sentido da maior altura das medidas em relação ao solo.

A eficiência obtida pelas análises em lâtigo simples 8 x 8 (Tabela 8) sobre os blocos casualizados (COCHRAN e COX, 1957) em geral foi alta, com excessão às obtidas para os caracteres tamanho de lançamento e diâmetro do caule à 30 cm do solo (100,0% e 104,7%, respectivamente). Para os demais caracteres os valores variaram de 110,5% à 268,4%. Assim sendo, todos os caracteres foram analisados obedecendo ao delineamento em lâtigo, havendo portanto, necessidade de ajuste dos dados, peculiar a este tipo de análise. Os coeficientes de variação experimental obtidos das análises (Tabela 8), em geral podem ser considerados dentro dos limites aceitáveis de experimentação com seringueira (SIQUEIRA, 1978; VALOIS *et alii*, 1978 e 1979).

As estimativas dos desvios-padrões associados às estimativas dos diversos parâmetros estão apresentadas juntamente com estas, nas tabelas correspondentes, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas (coeficiente de variação). As estimativas dos desvios-padrões associados às estimativas de variância foram obtidos somente para as estimativas primárias, ou seja, variância genética entre progênies ( $\hat{\sigma}_p^2$ ), variância do erro ambiental entre parcelas ( $\hat{\sigma}_e^2$ ) e variância fenotípica dentro de progênies ( $\hat{\sigma}_d^2$ ). As demais estimativas de variâncias são derivadas destas estimativas primárias.

Na Tabela 10 acham-se representados os produ-

tos médios ao nível de plantas, obtidos da análise em látice para a soma dos caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta. O produto médio dentro de progênes foi obtido separadamente pela média das variâncias da soma dos caracteres de cada progênie.

## 5.2. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos, e progressos esperados com seleção

As estimativas das variâncias genéticas, ambientais e fenotípicas, obtidas ao nível de plantas individuais a partir dos quadrados médios, para todos os caracteres, encontram-se nas tabelas de 4 a 7. Observa-se que a magnitude da variância genética aditiva difere pouco para o caráter diâmetro do caule avaliado em diferentes alturas, encontrando-se a maior estimativa a altura de 10 cm do solo. A estimativa da variância genética entre progênes relativo a altura de 30 cm do solo, foi negativa, em decorrência do quadrado médio de progênie apresentar valor inferior ao quadrado médio do erro intra bloco. Para o caráter espessura de casca, também avaliado em diferentes alturas, não houve diferenças marcantes entre as magnitudes das variâncias genética aditiva, ficando também a maior estimativa para a altura de 10 cm do solo. As estimativas da variância genética entre progênes para o caráter tamanho de lançamento, também apresentou valor negativo.

Na Tabela 11 são apresentadas as estimativas das covariâncias genéticas, ambientais e fenotípicas, ao nível de plantas, para os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta.

As estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito, ao nível de plantas e de médias de progênies, para todos os caracteres com exceção do diâmetro do caule à 30 cm do solo e tamanho de lançamento, encontram-se na Tabela 9. Para o caráter espessura de casca, a magnitude dos coeficientes variou de 6,8% à 25,7% e 15,4% à 46,1%, ao nível de plantas e médias de progênies, respectivamente, sendo que o coeficiente mais elevado foi estimado para a altura de 10 cm do solo, decorrente da maior variância genética aditiva estimada para este caráter. Os coeficientes de herdabilidade para o caráter diâmetro do caule variaram de 8,1% à 12,7% e 16,5% à 25,3%, ao nível de plantas e de médias de progênies, respectivamente, para as diferentes alturas e que foi avaliado, sendo que o coeficiente de valor mais elevado também foi estimado para altura de 10 cm do solo. O coeficiente estimado para o caráter produção de borracha seca foi de 19,4%, mantendo-se relativamente alto em relação aos demais caracteres, o que denota a presença de boa proporção de variabilidade genética para este caráter.

As estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica (Tabela 12), obtidos ao nível de médias de progê-



nies, de um modo geral apresentaram-se altos e positivos, sendo significativos ao nível de 1% de probabilidade de acordo com a Tabela VII de FISHER e YATES (1971), com exceção do coeficiente entre os caracteres número de lançamentos e tamanho de lançamento que apresentou valor baixo e negativo, não diferindo estatisticamente de zero.

Na Tabela 8 encontram-se os valores do coeficiente de variação genética e da relação entre o coeficiente de variação genética e o coeficiente de variação experimental, para todos os caracteres. Observa-se que os valores obtidos do coeficiente de variação genética para os caracteres espessura de casca à 25 cm do solo e produção de borracha seca, são os de maiores magnitudes, enquanto que os valores mais altos da relação ( $CV_g/CV_e$ ) são para espessura de casca à 10 cm e 25 cm do solo, e produção de borracha seca (0,65; 0,56 e 0,55, respectivamente).

Nos três esquemas de seleção apresentados, os progressos esperados nesta população (Tabela 13) variou consideravelmente entre os caracteres. Assim é que para o caráter espessura de casca, avaliado em diferentes alturas, os progressos oscilaram entre 3,1% à 11,2% no esquema I e 3,4% à 13,0% no esquema II, sobre a média original. Para o caráter diâmetro do caule, os progressos esperados oscilaram de 4,7% à 7,0% e 5,3% à 7,9% nos esquemas I e II, respectivamente. O maior progresso obtido foi com seleção para a produção de boru

racha seca, 36,3% e 41,1% nos esquemas I e II, respectivamente. Os progressos esperados com seleção utilizando-se o esquema III, são representados em função dos valores obtidos no esquema II; desse modo colocou-se o sinal de maior (>) seguido do progresso estimado neste esquema. A utilização desta simbologia é decorrente da impossibilidade de estimar, com estes dados, a magnitude da variância dominante, explorada pela seleção empregando o esquema III.

Na determinação do índice de seleção para o emprego na seleção de porta-enxertos vigorosos, atribuindo-se o valor zero (0) para  $a_1$  que representa o valor econômico do caráter altura de planta e o valor um (1) para  $a_2$  representando o valor econômico do caráter diâmetro do caule ã 5 cm de altura do solo, foram encontrados os valores de  $-8,5623.10^{-4}$  para o coeficiente  $b_1$  e  $1,5561.10^{-1}$  para o coeficiente  $b_2$ , representando os coeficientes os valores agronômicos de X (altura de planta) e Y (diâmetro do caule ã 5 cm do solo), respectivamente, que entram na formação do índice de seleção, assim representado:  $I = b_1X + b_2Y$ .

Desta forma, a utilização desse índice seleccionarã plantas com maior diâmetro do caule e menor altura, visto que o valor encontrado de  $b_1$  ser negativo.

## 6. DISCUSSÃO

### 6.1. Parâmetros genéticos e fenotípicos

As estimativas da variância genética para os caracteres diâmetro do caule à 30 cm do solo e tamanho de lançamento apresentaram valores negativos, em decorrência do maior valor do quadrado médio do erro intra bloco em relação ao quadrado médio de progênie.

A obtenção dessas estimativas negativas são atribuídas a várias causas e segundo GILL e JENSEN (1968) essas causas poderiam ser oriundas da utilização de método de análise incorreto ou devido a erros amostrais; neste caso, recomenda-se a utilização de um grande número de observações. HILL (1965) aponta que a estimativa negativa do componente de variância seria uma provável indicação de que o valor da componente de variância está próximo de zero. SEARLE (1971) formula várias hipóteses para explicar a ocorrência de estimati-

vas negativas, entre as quais destaca; a evidência de que o valor verdadeiro da componente é zero; a indicação de um modelo errôneo, ou uma possível insuficiência de dados, ressaltando, também, que a obtenção de estimativas negativas do componente de variância é sempre embaraçosa, pois por definição, a estimativa do componente de variância é positiva.

No presente trabalho, talvez a causa mais provável para obtenção dessas estimativas, possa ser atribuída à coleta de dados para aqueles caracteres, haja visto que as estimativas obtidas para o caráter diâmetro do caule, mensurados à distâncias do solo inferiores à 30 cm tenham sido positivas. Pode-se interpretar também, que o valor da componente esteja próximo de zero, pois observando a tabela 9, verifica-se que as estimativas dos coeficientes de herdabilidade para o caráter diâmetro do caule tende a decrescer a partir da altura de 10 cm do solo no sentido da maior altura, obtendo-se o valor de 8,1% à 25 cm do solo.

As estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito e ao nível de plantas para todos os caracteres, de um modo geral foram baixas, indicando que é pouca a porção de variabilidade genética para estes caracteres, contida na variação fenotípica total, nesta população.

A variação do coeficiente de herdabilidade para o caráter espessura de casca nas diferentes alturas do caule foi de 6,8% à 25,7%; este fato constitui uma boa indicação

de que o sucesso na seleção desse caráter, pode também variar de acordo com a altura em que é mensurado. Neste caso, a seleção para incrementar este caráter seria mais eficaz fazendo-se avaliação à altura de 10 cm do solo, pois foi onde detectou-se maior porcentagem de variância genética diretamente aproveitável na seleção; apesar de que a seleção também poderá ser eficiente avaliando-se às alturas de 15 e 25 cm, onde também detectaram-se variabilidade entre as progênieis através do teste "F".

Para o caráter diâmetro do caule, a variação do coeficiente de herdabilidade nas diferentes alturas foi bem menor (8,1% à 12,6%), havendo também, maior porcentagem de variação genética à altura de 10 cm do solo.

O coeficiente de herdabilidade para o caráter produção de borracha seca, manteve-se relativamente alto (19,4%) quando comparado aos outros caracteres, considerando que este caráter apresenta herança essencialmente quantitativa. Isto demonstra a viabilidade do melhoramento deste caráter por métodos de seleção muito mais simples do que os empregados no melhoramento dos caracteres altura de planta e número de lançamentos, que apresentaram baixos coeficientes (2,2% e 7,5%, respectivamente). Com estes dados, atesta-se a influência ambiental sobre o caráter altura de planta, dada a grande variação em altura verificado no campo, comparado a porção herdável de variabilidade genética. É bom ressaltar

que tais estimativas devem ser tomadas com certa cautela, pois conforme sugerem HERBERT *et alii* (1955) as estimativas da variância entre progênies baseada em dados inadequados podem levar a conclusões errôneas, principalmente se essas estimativas foram baseadas em dados de um ano e um local.

As estimativas do coeficiente de herdabilidade no sentido restrito e ao nível de médias de progênies, para todos os caracteres, mantiveram-se sempre superiores às estimativas ao nível de plantas. Por outro lado, isto comprova a assertiva de HERBERT *et alii* (1955) de que a natureza da unidade de seleção exerce grande influência na magnitude das estimativas de herdabilidade. Neste caso, quando a seleção é feita com base em médias de progênies, é conveniente aumentar o número de repetições do ensaio ou o número de observações dentro de parcela, o que implicará num aumento do coeficiente de herdabilidade, direcionando melhor a estratégia de seleção a ser adotada.

Outro parâmetro que auxilia a detecção de variabilidade genética em uma população é através do índice "b", que representa o quociente entre o coeficiente de variação genética e o coeficiente de variação experimental, não influenciado, portanto, pela média do caráter. Nesta população, percebe-se que o maior valor do índice "b" foi para o caráter espessura de casca à 10 cm do solo (0,65), apesar de que o maior valor do coeficiente de variação genética tenha

sido do caráter produção de borracha seca (21,1%), que porém, apresentou, também, maior coeficiente de variação experimental (38,3%). Como referência, vale frisar que na experimentação com progênies de milho tem-se considerado que valores de "b" igual ou maior do que 1,0, indicam uma situação favorável para a seleção (VENCOVSKY, 1978).

Tais fatos, demonstram que esta população talvez não seja muito favorável à seleção, considerando o tempo e os custos que seriam dispendidos em relação ao ganho genético obtido. Isto, talvez seja, também uma indicação de que os seringais nativos que compreendem a região do município de Manicoré, no Estado do Amazonas, não sejam, favoráveis à seleção intrapopulacional, por possuírem pouca variabilidade genética em relação aos objetivos procurados. Este fato, pode ser explicado considerando que as 64 famílias não representam a população de seringueiras que ocupam esta região, ou então, que este material, sendo oriundos de seringais nativos de uma mesma região, sejam descendentes de poucos genótipos originais resultando, após muitas gerações de cruzamento e recombinação gênica, em uma população com variabilidade genética restrita. Convém ressaltar que, devido à grande dispersão das plantas mães na área amostral, é provável que tenha ocorrido uma amostragem diferencial no que diz respeito aos gametas masculinos, isto é, que cada planta mãe tenha sido fecundada por amostras não provenientes do mesmo conjunto gamético masculino. Tal fato acarretaria, portanto, uma superestimativa dos

parâmetros genéticos de variabilidade, conseqüentemente, os valores reais destas estimativas seriam inferiores às apresentadas neste trabalho. Evidentemente, que a generalização destes fatos devem ser corroboradas por outros experimentos que incluam uma amostragem maior e mais representativa dos seringueiros nativos deste município; todavia, o presente estudo serve de referência a posteriores trabalhos nesta área.

A avaliação da produção de borracha em seringueiras jovens é feita aplicando-se o miniteste de produção, segundo metodologia apresentada por MENDES (1971). Este teste, até o momento, é a única técnica que os melhoristas de seringueira dispõem para avaliação precoce de seus materiais ; contudo constitui, também, numa grande fonte de erros (VENCOVSKY, 1978\*), o que leva muitas vezes os melhoristas a selecionarem materiais com pouca variabilidade genética para o caráter produção, comprometendo todo o sucesso do programa. Isto é facilmente verificado neste estudo, comparando-se o coeficiente de variação experimental para o caráter produção de borracha seca em relação aos demais caracteres. Convém salientar que todos os caracteres foram avaliados em uma mesma época e sob as mesmas condições ambientais. Neste caso, o Índice "b" dá melhor indicação da variabilidade genética existente na população.

---

\* Relatório de viagem apresentado à EMBRAPA (julho/1978).



Recentemente, VALOIS *et alii* (1978) avaliando os caracteres altura de planta, diâmetro do caule à 5 cm do solo, número de lançamentos e produção de borracha seca, em clones de seringueira, utilizando o delineamento em blocos ao acaso, encontraram os seguintes coeficientes de variação experimental: 5,57%, 5,98%, 3,54% e 38,96%, respectivamente.

Embora sejam esperados diferentes coeficientes de variação para os diversos caracteres, os resultados sugerem a necessidade do aprimoramento do miniteste de produção, no sentido de torná-lo mais eficiente na identificação de genótipos mais promissores nos programas de melhoramento. Isto traria, por outro lado, maior confiabilidade nos estudos sobre a variabilidade genética das populações. Tem sido comprovado, contudo, que o uso de informação dos seedlings para seleção de paternels nos programas de melhoramento é perfeitamente viável, devido a grande correspondência existente entre a performance da planta jovem e da planta na fase adulta (TAN, 1977).

Tendo-se em vista que os caracteres diâmetro do caule e espessura de casca são altamente correlacionados com a produção de borracha seca (GILBERT *et alii*, 1973; NARAYANAN *et alii*, 1973 e 1974; NARAYANAN e HO, 1973; TAN e SUBRAMANIAN, 1975; TAN, 1977 e VALOIS *et alii*, 1979), merece destaque, no presente trabalho, a confirmação desta alta correlação positiva em seedlings de seringueira em condições de viveiro, nas

diferentes alturas do caule estudadas, visto que não foram de tectadas diferenças significativas pela comparação entre os coeficientes de correlação de alturas diferentes, utilizando-se a transformação conhecida por  $Z(r)$  (PIMENTEL GOMES, 1973).

A alta correlação positiva entre o diâmetro do caule e altura de planta, está de acordo com os resultados en contrados por VALOIS (1974 e 1979) referentes ao estudo com clones de seringueira. Este resultado indica que, também em plantas jovens em condições de viveiro, o diâmetro do caule e altura de planta são os caracteres que denotam maior vigor as plantas. Os resultados apresentados para altura de planta e número de lançamentos, indicam que nesta população houve tendência das plantas mais altas apresentarem maior número de lançamentos, o que não é compatível com o que normalmente é visto na prática, onde nem sempre as plantas mais altas apresentam maior número de lançamentos.

Para o caso do diâmetro do caule à 5 cm do solo e número de lançamentos, o coeficiente de correlação fenotípica entre médias de progênies também foi significativo, ha vendo portanto tendência das plantas que apresentaram maior diâmetro possuírem maior número de lançamentos. Este resulta do está de acordo com a observação feita por HALLÉ e MARTIN (1968) de que em plantas jovens, cada novo lançamento foliar corresponde a uma fase de atividade cambial. A correlação encontrada entre os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do so

lo e tamanho de lançamento, altura de planta e tamanho de lançamento, também foram altas e significativas, constatando-se que as plantas mais vigorosas desta população, ou seja, aquelas que apresentam maior altura e diâmetro do caule, apresentam maior tamanho médio dos lançamentos. Entretanto, para uma mesma altura, a planta que tiver maior número de lançamentos será a que apresentará maior diâmetro, e, conseqüentemente, melhor vigor.

Entre os caracteres tamanho de lançamento e número de lançamentos, o valor do coeficiente de correlação foi baixo e negativo, não detectando-se significância ao nível de 5% de probabilidade, confirmando-se a assertiva acima de que nesta população, as plantas mais altas foram as que possuíram maior número de lançamentos e maior tamanho de lançamento.

## 6.2. Índice de seleção

Na construção do índice de seleção envolvendo os dois caracteres mais correlacionados com o vigor da planta, diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta, considerou-se o caráter diâmetro do caule como mais importante na seleção de porta-enxertos. Esta decisão é justificada pelo fato de que a época ideal da seringueira em viveiro ser submetida à enxertia, é quando ela atinge 2,5 cm de diâmetro do caule à altura de 5 cm do solo.

A utilização de um índice desta natureza, será

limitada a seleção de porta-enxertos, visando diminuir os efeitos de interação entre enxerto e porta-enxerto, comuns nos ensaios de competição de clones de seringueira. A rigor, é necessário obter um índice de seleção para cada população, já que cada uma é caracterizada por parâmetros próprios, sendo necessário o conhecimento das variâncias e covariâncias fenotípicas e genotípicas; não se justifica, porém, a obtenção dessas estimativas em plantas de viveiros para a construção de um índice a cada ensaio de seleção de clones. Além do mais, o material utilizado no presente trabalho constitui uma típica amostra de plantas utilizadas como porta-enxertos. Portanto, tais fatos, justificam plenamente o emprego de um índice geral, desde que o material selecionado pelo índice não interfira diretamente no objetivo principal do programa de melhoramento, apesar de SING e BELMANN (1972) desaconselharem a utilização de índice geral, pois este fornece um ganho inferior quando comparado ao índice específico.

No presente caso, o índice de seleção calculado mostrou valor negativo para o coeficiente  $b_1$ , representando o coeficiente multiplicativo do valor agrônomo do caráter altura de planta. Desta forma, a seleção baseada no índice, selecionará plantas que tenham maior diâmetro do caule e menor altura. Destacando-se o fato, de que para um mesmo diâmetro e alturas diferentes, a seleção será no sentido da planta que tiver menor altura; e para diâmetros diferentes e alturas iguais, a seleção será no sentido da planta que tiver

maior diâmetro.

### 6.3. Progressos esperados com seleção

No presente trabalho considerou-se três esquemas de seleção adaptados a cultura da seringueira. Os esquemas propostos visam obter o máximo de progresso por ciclo, tendo em vista que em seringueira são necessário de quatro e meio à cinco anos para se completar uma geração.

O primeiro esquema refere-se a seleção de 20% das progênes de meios irmãos e posteriormente recombinação destas, eliminando-se as progênes inferiores. O emprego deste método de seleção possibilita a avaliação dos caracteres durante vários anos em cada ciclo de seleção, até o florescimento das plantas, obtendo-se com isto uma redução dos efeitos da interação com anos e um ganho genético tanto do lado feminino como do lado masculino. Assim é que para os caracteres em estudo, obteve-se o maior progresso com seleção para o caráter produção de borracha seca (36,33%), decorrente da grande porção de variabilidade genética do tipo aditiva detectada nesta população. Porém, tal resultado deve ser tomado com restrições, face a precisão experimental na avaliação deste caráter ter sido baixa.

A aplicação do segundo esquema de seleção constitui da seleção de 20% das progênes de meios irmãos, seguido da seleção massal de 20% das plantas dentro destas progê-

nies e recombinação das melhores plantas. Espera-se que o progresso obtido através deste método seja maior que o anterior, em virtude de que neste caso a seleção é praticada em duas unidades, entre e dentro de progênies, e é feita em ambos os sexos tanto entre progênies como entre plantas dentro de progênies. Observa-se pela tabela 13 que o progresso esperado com seleção para o caráter produção de borracha seca no esquema II, foi superior em mais de 5% em relação ao esquema I. Para os demais caracteres a superioridade girou em torno de 1 à 2%.

Em termos práticos a única diferença do esquema II sobre o I, consiste de que no primeiro há necessidade de identificação das plantas superiores dentro das melhores progênies e eliminação das plantas inferiores, deixando recombinarem-se somente as superiores. Neste caso, surge outro aspecto importante a ser considerado que é o número de progênies avaliadas e também o da intensidade de seleção a ser aplicada. Evidentemente, o emprego de maior número de progênies no ensaio proporciona maior variabilidade genética, aumentando a probabilidade de ocorrência de progênies superiores, além de possibilitar a aplicação de intensidade de seleção mais forte; com isto, obtem-se um progresso maior e mais rápido, sem correr o risco de redução drástica do tamanho efetivo da população, o que comprometeria o progresso genético de ciclos mais avançados de seleção.

No terceiro esquema seletivo, efetua-se a seleção de 20% das progênies de meios irmãos e dentro destas progênies seleciona 20% das plantas superiores; posteriormente faz-se a multiplicação vegetativa destas plantas. Este método de seleção diferencia-se do anterior porque aqui não há necessidade de recombinação e conseqüentemente um ciclo de seleção levaria menos tempo; em contrapartida no esquema anterior a avaliação do material seria feita durante vários anos. Espera-se que neste esquema o progresso seja superior aos dois outros esquemas anteriores, em virtude da exploração da variância dominante existente entre plantas, pela multiplicação vegetativa do material.

A aplicação deste terceiro método de seleção seria mais recomendável à materiais que já foram melhorados e que necessitariam passar por nova seleção, isto porque a continuação de um novo ciclo de seleção, após obtenção de material de 1º ciclo, resultaria na dissipação dos efeitos dominantes capitalizados na seleção entre plantas dentro de progênies. No caso de obtenção de ciclos consecutivos de seleção, em programas de melhoramento à longo prazo, seria mais recomendável a utilização do esquema II.

#### 6.4. Precisão experimental e das estimativas

Verificou-se que houve uma tendência de aumento dos coeficientes de variação experimental, para os caracter

res espessura de casca e diâmetro do caule, a medida que foi aumentando a altura das mensurações a partir do solo, isto é, os coeficientes de variação das análises feitas com os dados tomados à 5 cm do solo foram menores do que com os dados tomados à 30 cm. Provavelmente, estas diferenças sejam devidas a influência que a média dos caracteres exerce na estimação deste parâmetro, tendo em vista que a média decresceu a medida que aumentou a altura das mensurações.

De um modo geral podemos considerar que os coeficientes de variação experimental, obtidos para todos os caracteres estudados, mantiveram-se dentro dos limites aceitáveis de experimentação com seringueira (VALOIS, 1974; SIQUEIRA, 1978; VALOIS *et alii*, 1978 e 1979), indicando uma precisão satisfatória para as condições deste experimento. Convém ressaltar que o coeficiente estimado para o caráter produção de borracha seca (38,3%), apesar de alto, pode ser considerado como normal na avaliação da produção de seringueiras jovens, pela aplicação do miniteste de produção. No entanto, conforme já foi realçado, há necessidade de refinamento deste teste no sentido de tentar diminuir este coeficiente, tornando assim mais confiáveis as estimativas dos parâmetros referentes a este caráter.

No tocante as estimativas dos coeficientes de variação das estimativas de variâncias e herdabilidades, em geral, mantiveram-se altas. Entretanto, conforme ressaltam



BOGYO (1964), BARBIN e PIMENTEL GOMES (1971), VELLO e VENCOSKY (1974) as estimativas obtidas através dos componentes de variância, na maioria dos casos, estão associados erros relativamente altos, e, o valor da estimativa também afeta a magnitude do erro a ela associado, esperando-se erros maiores para as menores estimativas dos parâmetros.

Para melhor compreensão dos resultados obtidos no presente trabalho, referentes às estimativas dos desvios-padrões e do coeficiente de variação associados as estimativas dos diversos parâmetros, sugerimos que em novos trabalhos sejam incluídos maior número de observações por parcela e em seguida a comparação com os resultados aqui obtidos; desta maneira ter-se-ia mais argumentos para discutir em bases mais sólidas o significado destes parâmetros na experimentação com seringueira.

## 7. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos no presente estudo permitem as seguintes conclusões:

a. Os valores obtidos dos coeficientes de variação e dos índices "b" ( $CV_g/CV_e$ ), para os caracteres estudados foram baixos, permitindo concluir que esta população não é favorável à seleção, considerando o tempo e os custos que seriam dispendidos em relação ao ganho genético obtido. Tais observações levam a concluir, que resguardados os problemas relativos à amostragem da população e de erro das estimativas, os seringais nativos que compreendem a região do município de Manicoré, no Estado do Amazonas, possuem pouca variabilidade genética aproveitável no melhoramento da seringueira.

b. Através das estimativas do coeficiente de herdabilidade no sentido restrito e ao nível de plantas, para os caracteres espessura de casca e diâmetro do caule, avalia-

dos em diferentes alturas do caule, conclui-se que a seleção será mais eficiente quando procedida a altura de 10 cm a partir do solo. Para os caracteres altura de planta e número de lançamentos, as estimativas foram baixas, indicando que no melhoramento destes caracteres a seleção deve basear-se em métodos mais refinados do que a simples seleção fenotípica. O coeficiente de herdabilidade para o caráter produção de borracha seca, manteve-se relativamente alto (19,4%) comparado aos outros caracteres e considerando que este caráter é de herança essencialmente quantitativa; assim, programas de melhoramento para este caráter pode ser conduzidos com base, em métodos simples de seleção.

c. As estimativas do coeficiente de herdabilidade no sentido restrito e ao nível de médias de progênies, para todos os caracteres, mantiveram-se sempre superiores às estimativas ao nível de plantas, indicando portanto que a seleção com base em médias de famílias conduz efetivamente a um maior progresso.

d. O coeficiente de variação experimental para o caráter produção de borracha seca foi aparentemente muito alto em relação aos outros caracteres, sob as mesmas condições ambientais; isto indica que a aplicação do miniteste de produção constitui uma fonte de erros e que, portanto, há necessidade do aprimoramento desta metodologia no sentido de torna-lo mais eficiente na identificação de genótipos superio

res.

e. Os caracteres diâmetro do caule e espessura de casca apresentam um alto grau de associação fenotípica com a produção de borracha seca, como se pode inferir pelos altos valores dos coeficientes de correlação, significativos ao nível de 1% de probabilidade.

f. Confirmou-se a existência de alta correlação positiva entre os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta. O valor do coeficiente de correlação entre os caracteres altura de planta e número de lançamentos, evidenciam que nesta população houve tendência das plantas mais altas apresentarem maior número de lançamentos. Constatou-se também que as plantas com maior diâmetro apresentaram maior número de lançamentos. Os coeficientes de correlação entre os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e tamanho de lançamentos, altura de planta e tamanho de lançamento, evidenciam que as plantas mais vigorosas nesta população apresentam maior tamanho médio dos lançamentos. Entre os caracteres tamanho de lançamento e número de lançamento, o valor do coeficiente de correlação foi baixo e negativo, sendo não significativo ao nível de 5% de probabilidade.

g. A utilização do índice de seleção envolvendo os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta, na seleção de porta-enxertos, implicará na seleção de

plantas mais baixas e que possuam maior diâmetro do caule.

h. Entre os três esquemas de seleção estudados, constatou-se a viabilidade e a melhor eficiência do esquema II em relação aos dois outros. Apesar de esperar-se maior progresso utilizando o esquema III, este torna-se restrito à seleção de material que já foi melhorado e que necessita passar por novo crivo de seleção; além do mais o seu uso é limitado a um ciclo de seleção.

As conclusões aqui obtidas estão sujeitas a alterações, tendo em vista a precisão das estimativas. Ficam também restritas à população estudada e às condições ambientais dos experimentos.

## 8. SUMMARY

Phenotypic and genetic parameters estimates were obtained for sixteen traits of rubber tree (*Hevea* sp.) and studies were extended for their implications crop improvement.

Material comprised 64 half sib families obtained from randomly pollinated plants (sexual reproduction), which were previously selected within wild crops in and highland of Manicoré County, State of Amazonas. Progeny evaluation was in 8 x 8 simple lattice design in the year 1976/77.

Coefficient of heritability estimates (narrow sense; individual plant level) for bark thickness and stem diameter, evaluated in different heights, led to conclude that selection would be more effective for evaluation at 10 cm height. For plant height and number of flushes of leaves, lower values of heritability coefficients were found; i.e.,

2.2 and 7.5% respectively. The coefficient of heritability for dry rubber yield was relatively high ( $h^2 = 19.4\%$ ) when compared with other traits.

Phenotypic correlation (plot means level) between stem diameter at 5 cm height and plant height showed to be high and positive ( $r_{\bar{F}} = 0.90$ ). Also, all traits of bark thickness and stem diameter, evaluated at different heights, showed a highly significant (1% probability level) correlation with dry rubber yield. Correlation involving length and number of flushes of leaves led to conclude that vigorous plants show higher values for such traits.

A selection index involving plant height and stem diameter resulted in the following coefficients:

$$b_1 = -8.5623 \times 10^{-4} \text{ and } b_2 = 1.5561 \times 10^{-1}.$$

Among the three selection schemes herein considered, results were indicative of practicability and effectiveness of scheme II; i.e.; selection among and within half sib families. Nevertheless, a greater progress is expected for scheme III; i.e., selection among and within half sib families and vegetative reproduction of the best plants within the best families. The greater expected progress for scheme III, relative to scheme II, is due to the exploration of dominance variance; however, in such case, selection is limited to one cycle only.

9. LITERATURA CITADA

ANNUAL REPORT OF RRIM, 1972. Rubber Research Institute of Malaya. Kuala Lumpur, 45(9) 224 p.

BARBIN, D., 1969. A herdabilidade do peso aos dezoito meses do gado Canchim. Piracicaba, ESALQ/USP, 67 p. (Tese de Doutorado).

BARBIN, D. e F. PIMENTEL GOMES, 1971. Variância do coeficiente de herdabilidade obtido a partir de análise de variância segundo o modelo de blocos incompletos. *Ciência e Cultura*. São Paulo, 23:80-83.

BARTLEY, B.G. e C.R. WEBER, 1952. Heritable and nonheritable relationships and variability of agronomic characters in successive generations of soybean crosses. *Agronomy Journal*. Madison, 44(9):487-493.



BOGYO, T.P., 1964. Coefficients of variation of heritability estimates obtained from variance analysis. *Biometrics*. Raleigh, 20:122-129.

BRASIL, 1971. Ministério da Indústria e do Comércio. Superintendência da Borracha. Pesquisa e Experimentação com seringueiras. *Plano Nacional da Borracha*, (anexo XI).

COCHRAN, W.G. e G.M. COX, 1957. Experimental designs. 2a. ed. New York, John Wiley and Sons. 611 p.

COMSTOCK, R.E. e H.F. ROBINSON, 1948. The components of genetic variance in populations of biparental progenies and their use in estimating the average degree of dominance. *Biometrics*. Raleigh, 4:254-266.

DICKERSON, G.E., 1963. Biological interpretation of the genetic parameters of populations, In: W.D. HANSON e H.F. ROBINSON (eds), *Statistical Genetics and Plant Breeding*. Washington, National Academic Science - National Research Council, p. 95-107.

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., 1960. Introduction to quantitative genetics. Oliver and Boyd. Londres, 365 p.

- FISCHER, R.A. e F. YATES, 1971. Tabelas estatísticas para pesquisa em biologia, medicina e agricultura. São Paulo. Editora Polígono S.A. 150 p. (Tradução do idioma inglês para o português por S.L. HAIM).
- GARCIA, N.C.P.; A.A. PINTO; M.A.C. PONTUAL e W.C. SANTOS, 1978. Seringueira: Resumos informativos. EMBRAPA/DID. Brasília, 1 v., 242 p.
- GERALDI, I.O., 1977. Estimação de parâmetros genéticos de caracteres do pendão em milho (*Zea mays*, L.) e perspectivas de melhoramento. Piracicaba, ESALQ/USP, 103 p. (Dissertação de Mestrado).
- GILBERT, N.E.; K.S. DODDS e S. SUBRAMANIAM, 1973. Progress of breeding investigations with *Hevea brasiliensis*, V. Analysis of data from earlier crosses. *Journal Rubber Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 23(5):365-380.
- GILL, J.L. e E.L. JENSEN, 1968. Probability of obtaining negative estimates of heritability. *Biometrics*. Raleigh, 24(3):517-526.
- GUTIERREZ, A.P., 1974. Estimação de índices para seleção em um composto de milho (*Zea mays*, L.). Piracicaba, ESALQ/USP, 50 p. (Dissertação de Mestrado).
- HALLÉ, F. e R. MARTIN, 1968. Étude de la croissance rythmique chez l'Hévéa (*Hevea brasiliensis*, Mull. Arg. Euphorbiacées Crotoncidées). *Adansonia*, 8(4):475-503.

- HANSON, W.D., 1963. Heritability. In: W.D. HANSON e H. F. ROBINSON (eds), *Statistical Genetics and Plant Breeding*. Washington, National Academic Science - National Research Council, p. 125-139.
- HARRIS, D.L., 1963. The influence of errors of parameter estimation upon index selection. In: W.D. HANSON e H.F. ROBINSON (eds), *Statistical Genetics and Plant Breeding*. Washington, National Academic Science - National Research Council, p. 491-500.
- HENDERSON, C.R., 1963. Selection index and expected genetic advance. In: W.D. HANSON e H.F. ROBINSON (eds), *Statistical Genetics and Plant Breeding*. Washington, National Academic Science - National Research Council, p. 141-163.
- HERBERT, W.J.; H.F. ROBINSON e R.E. COMSTOCK, 1955. Estimates of genetic and environmental variability in soybeans. *Agronomy Journal*. Madison, 47:314-318.
- HILL, B.M., 1965. Inference about variance components in the one-way model. *Journal of the American Statistical Association*. Washington, 60:806-825.
- HO, C. YEE; R. NARAYANAM e K.T. CHEN, 1973. Clonal nursery studies in Hevea. I. Nurcery yields and associated structural characteristics and their variations. *Journal Rubber Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 23(4): 305-315.

KEMPTHORNE, O., 1966. An introduction to genetic statistics.  
3a. imp. New York, John Willey & Sons. 545 p.

KORAIEM, Y.S.; C.O. GARDNER; W.M. ROSS e J. JAN-ORN, 1979.  
Correlated responses to selection for different selection  
indices in sorghum populations. *Egyptian Journal of  
Genetics and Cytology*. Alexandria, 8(1):17-45.

LIN, C.Y., 1978. Index selection for genetic improvement of  
quantitative characters. *Theoretical and Applied Genetics*.  
Berlin, 52:49-56.

MENDES, L.O.T., 1971. Poliploidização da seringueira: um no-  
vo teste para determinação da capacidade de produção de  
seringueiras jovens. *Polímeros*. São Paulo, 1(1):22-30.

MIRANDA FILHO, J.B., 1978. Princípios de experimentação e  
análise estatística. In: PATERNIANI, E., coord. Melhora-  
mento e produção do milho no Brasil. Piracicaba/ESALQ,  
cap. XVI, p. 620-650.

MOLL, R.H. e C.W. STUBER, 1974. Quantitative genetics -  
Empirical results relevant to plant breeding. *Advances in  
Agronomy*. New York, 26:277-313.

NARAYANAN, R. e HO, C. YEE, 1973. Clonal nursery in Hevea. II.  
Relationship between yield and girth. *Journal Rubber  
Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 23(5):332-338.

NARAYANAN, R.; J.B. GOMES e K. T. CHEN, 1973. Some structural factors and yield. *Journal Rubber Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 23(3):285-297.

NARAYANAN, E.; HO, C. YEE e K.T. CHEN, 1974. Clonal nursery studies in Hevea. III. Correlations between yield, structural characters, latex constituents and plugging index. *Journal Rubber Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 24(1):1-14.

NGA, B.H. e S. SUBRAMANIAM, 1974. Variation in *Hevea brasiliensis*. I. Yield and grith data of the 1937 hand pollinated seedlings. *Journal Rubber Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 24(2):69-74.

PIMENTEL GOMES, F., 1973. Curso de Estatística Experimental 5a. imp., São Paulo. Livraria Nobel S.A. 430 p.

PLANTERS' BULLETIN OF RRIM, 1973. Ideal rubber clone for the futures. *Rubber Research Institute of Malaya* n<sup>o</sup> 128:129-130.

ROBINSON, H.F. e C.C. COCKERHAM, 1965. Estimación y significado de los parâmetros genéticos. *Fitotecnia Latino-americana*. Turrialba, 2(1-2):23-38.

ROBINSON, H.F.; R.E. COMSTOCK e P.H. HARVEY, 1951. Genotypic and phenotypic correlations in corn and their implications in selection. *Agronomy Journal*. Madison, 43(6):282-287.

- ROSS, J.M., 1965. Progress of breeding investigation with *Hevea brasiliensis*. I. The crosses made the years 1947-1958. *Journal Rubber Research Institute of Malaya* (Res. Archs. Document nº 28).
- ROSS, J.M. e G.M. BROOKSON, 1966. Progress of breeding investigations with *Hevea brasiliensis*. III. Further data on the crosses made in the years 1937-1941. *Journal Rubber Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 9(3):158-172.
- SEARLE, S.R., 1971. Topics in variance component estimation. *Biometrics*. Raleigh, 27:22-24.
- SHARP, C.C.T., 1940. Progress of breeding investigations with *Hevea brasiliensis*. The pilmoor crosses 1928-1931 series. *Journal Rubber Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 10:34-66.
- SIMMONDS, N.W., 1969. Genetical bases of plant breeding. *Journal Rubber Research Institute of Malaya*. Kuala Lumpur, 21(1);1-10.
- SINGH, R.K. e K. BELLMANN , 1972. Problems of generalization of selection index. *Theoretical and Applied Genetics*. Berlin, 42(8):331-334.
- SIQUEIRA, E.R., 1978. Estimativa de parâmetros genéticos de seringueira (*Hevea* sp.) em condições de viveiro. Viçosa, UFV. 34 p. (Dissertação de Mestrado).

STEEL, R.G.D. e J.H. TORRIE, 1960. Principles and procedures of statistics. New York, McGraw - Hill Book Company.

481 p.

TAN, H., 1977. Estimates of general combining ability in Hevea breeding at the Rubber Research Institute of Malaya. I. Phases II and IIIA. *Theoretical and Applied Genetics*. Berlin, 50:29-34.

TAN, H.; T.K. MUKHERJEE e S. SUBRAMANIAM, 1975. Estimates of genetic parameters of certain characteres in *Hevea brasiliensis*. *Theoretical and Applied Genetics*. Berlin, 46:181-190.

VALOIS, A.C.C., 1974. Competição de clones de seringueira e predição de parâmetros genéticos. *Boletim Técnico do IPEAOC*. Manaus, nº 4, p. 1-9.

VALOIS, A.C.C. e J.R. PAIVA, 1976. Herdabilidade do tamanho de sementes de seringueira (*Hevea sp.*). *Semente*. Brasília, vol. 2, nº 2.

VALOIS, A.C.C.; E. PINHEIRO; H.E.O. CONCEIÇÃO e M.N.C. SILVA, 1978. Competição de porta-enxertos de seringueira (*Hevea sp.*) e estimativas de parâmetros genéticos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, 13(2):49-54.

- VALOIS, A.C.C.; M.E.C. VASCONCELLOS; E. PINHEIRO e E.B. SILVA, 1979. Emprego do Índice de seleção em seringueira. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*. Brasília, 14(4):351-357.
- VELLO, N.A. e R. VENCOVSKY, 1974. Variâncias associadas as estimativas de variâncias genéticas e coeficientes de herdabilidade. In: *Relatório Científico do Departamento e Instituto de Genética*, ESALQ/USP, nº 8, p. 238-248.
- VENCOVSKY, R., 1969. Genética Quantitativa. In: Kerr, W.E., org. *Melhoramento e Genética*. São Paulo, Edições Melhoramento. p. 17-38.
- VENCOVSKY, R., 1978. Herança Quantitativa. In: PATERNIANI, E., coord. *Melhoramento e produção do milho no Brasil*. Piracicaba/ESALQ, cap. V., p. 122-201.



## SIMBOLOGIA

- DC-5, DC-10, DC-15, DC-20, DC-25 e DC-30: diâmetro do caule à 5, 10, 15, 20, 25 e 30 cm de altura a partir do solo, respectivamente (cm).
- EC-5, EC-10, EC-15, EC-20, EC-25 e EC-30: espessura de casca à 5, 10, 15, 20, 25 e 30 cm de altura a partir do solo, respectivamente (mm).
- AL : altura de planta (cm).
- P : produção de borracha seca (mg).
- NL : número de lançamentos (unid.).
- TL : tamanho de lançamento (cm).

Tabela 3. Valores e significâncias dos quadrados médios, obtidos nas análises de variância<sup>a/</sup> do látice sim-  
pies 8 x 8. Seringueira. Manaus - AM, 1976/77.

F.V.	G.L.	DC-5 <sup>b/</sup> (x10 <sup>-2</sup> )	DC-10 (x10 <sup>-2</sup> )	DC-15 (x10 <sup>-2</sup> )	DC-20 (x10 <sup>-2</sup> )	DC-25 (x10 <sup>-2</sup> )	DC-30 (x10 <sup>-2</sup> )
Progênes	63	12,8483 <sup>ns</sup>	11,8755 <sup>ns</sup>	11,1162 <sup>ns</sup>	9,4445 <sup>ns</sup>	9,0358 <sup>ns</sup>	8,4692 <sup>ns</sup>
Erro	49	9,9124	8,8748	8,5478	7,7272	7,5487	9,0632
Dentro	1152	43,8332	40,7910	37,8149	34,8141	31,3657	28,2615

  

F.V.	G.L.	EC-5 (x10 <sup>-2</sup> )	EC-10 (x10 <sup>-2</sup> )	EC-15 (x10 <sup>-2</sup> )	EC-20 (x10 <sup>-2</sup> )	EC-25 (x10 <sup>-2</sup> )	EC-30 (x10 <sup>-2</sup> )
Progênes	63	3,1638 <sup>ns</sup>	3,7867 <sup>*</sup>	3,8387 <sup>*</sup>	3,2794 <sup>ns</sup>	3,3023 <sup>*</sup>	3,0227 <sup>ns</sup>
Erro	49	2,6747	2,0415	2,4310	2,1990	2,0254	2,0140
Dentro	1152	12,7786	11,8502	11,7283	11,3919	11,1480	9,9957

  

F.V.	G.L.	AP <sub>2</sub> (x10 <sup>2</sup> )	P <sub>2</sub> (x10 <sup>2</sup> )	NLC/ (x10 <sup>-2</sup> )	TL
Progênes	63	6,3081 <sup>ns</sup>	2,0143 <sup>*</sup>	1,6143 <sup>ns</sup>	4,9182 <sup>ns</sup>
Erro	49	6,0176	1,2536	1,4102	6,8244
Dentro	1152	22,1324	6,9107	4,3515	20,1394

a/ - Somas de quadrados obtidos com médias de parcelas, exceto SQ(Dentro), obtidas com dados de plantas individuais;

b/ - vide simbologia na página nº 70.

c/ - dados transformados p/  $\sqrt{x}$ ;

\* - significativo ao nível de 5% de probabilidade;

ns - não significativo

Tabela 4. Estimativas, ao nível de plantas, das variâncias genética entre progênes ( $\hat{\sigma}_p^2$ ), ambiental entre parcelas ( $\hat{\sigma}_e^2$ ), fenotípica dentro de progênes ( $\hat{\sigma}_d^2$ ), genética aditiva ( $\hat{\sigma}_A^2$ ) e fenotípica ( $\hat{\sigma}_F^2$ ) entre plantas;  $\hat{\sigma}_F^2$  entre médias de progênes) e respectivos desvios padrões (valor absoluto e porcentagem). Diâmetro do caule, seringueira. Manaus, 1976/77.

	DC-5 ( $\times 10^{-2}$ )	DC-10 ( $\times 10^{-2}$ )	DC-15 ( $\times 10^{-2}$ )	DC-20 ( $\times 10^{-3}$ )
$\hat{\sigma}_p^2$	1,468 $\pm$ 1,494 (101,8%)	1,500 $\pm$ 1,363(90,8%)	1,284 $\pm$ 1,291(100,5%)	8,586 $\pm$ 11,276(131,3%)
$\hat{\sigma}_e^2$	5,529 $\pm$ 1,971 (35,6%)	4,796 $\pm$ 1,766(36,8%)	4,766 $\pm$ 1,700 (35,7%)	42,458 $\pm$ 15,371 (36,2%)
$\hat{\sigma}_d^2$	43,833 $\pm$ 1,825 (4,2%)	40,791 $\pm$ 1,698 (4,2%)	37,815 $\pm$ 1,574 (4,2%)	348,141 $\pm$ 14,493 (4,2%)
$\hat{\sigma}_A^2$	5,872	6,001	5,137	34,346
$\hat{\sigma}_F^2$	50,830	47,087	43,865	399,185
$\hat{\sigma}_F^2$	6,424	5,938	5,558	47,223

a/ - vide simbologia na página nº 70.

Tabela 5. Estimativas, ao nível de plantas, das variâncias genética entre progênes ( $\sigma_p^2$ ), ambiental entre parcelas ( $\sigma_e^2$ ), fenotípica dentro de progênes ( $\sigma_d^2$ ), genética aditiva ( $\sigma_A^2$ ) e fenotípica ( $\sigma_F^2$ ) entre plantas;  $\sigma_F^2$  entre médias de progênes) e respectivos desvios padrões (valor absoluto e porcentagem). Diâmetro do caule e espessura de casca. Seringueira. Manaus, 1976/77.

	DC-25 <sup>a/</sup> ( $\times 10^{-3}$ )	DC-30 ( $\times 10^{-3}$ )	EC-5 ( $\times 10^{-3}$ )	EC-10 ( $\times 10^{-3}$ )
$\sigma_p^2$	7,435 $\pm$ 10,894 (146,5%)	-2,970 $\pm$ 11,649 (392,2%)	2,446 $\pm$ 3,836 (156,8%)	8,726 $\pm$ 3,888 (44,6%)
$\sigma_e^2$	44,121 $\pm$ 15,006 (34,0%)	62,371 $\pm$ 17,986 (28,8%)	13,968 $\pm$ 5,323 (38,1%)	8,564 $\pm$ 4,073 (47,5%)
$\sigma_d^2$	313,657 $\pm$ 13,058 (4,2%)	282,615 $\pm$ 11,765 (4,2%)	127,786 $\pm$ 5,320 (4,2%)	118,503 $\pm$ 4,933 (4,2%)
$\sigma_A^2$	29,741	-	9,782	34,904
$\sigma_F^2$	365,214	-	144,200	135,793
$\sigma_F^2$	45,179	-	15,819	18,933

a/ - vide simbologia na página nº 70

Tabela 6. Estimativas, ao nível de plantas, das variâncias genética entre progênies ( $\sigma_p^2$ ), ambiental entre parcelas ( $\sigma_e^2$ ), fenotípica dentro de progênies ( $\sigma_d^2$ ), genética aditiva ( $\sigma_A^2$ ) e fenotípica ( $\sigma_F^2$ ) entre plantas;  $\sigma_F^2$  entre médias de progênies) e respectivos desvios padrões (valor absoluto e porcentagem). Espessura de casca. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77.

	EC-15 ( $\times 10^{-3}$ )	EC-20 ( $\times 10^{-3}$ )	EC-25 ( $\times 10^{-3}$ )	EC-30 ( $\times 10^{-3}$ )
$\sigma_p^2$	7,038±4,139 (58,8%)	5,402±3,607 (66,8%)	6,384±3,523 (55,2%)	5,044±3,317 (65,8%)
$\sigma_e^2$	12,582±4,839 (38,5%)	10,598±4,380 (41,3%)	9,106±4,038 (44,3%)	10,143±4,010 (39,5%)
$\sigma_d^2$	117,284±4,883 (4,2%)	113,919±4,742 (4,2%)	111,480±4,641 (4,2%)	99,967±4,162 (4,2%)
$\sigma_A^2$	28,154	21,609	25,537	20,175
$\sigma_F^2$	136,904	129,920	126,970	115,154
$\sigma_F^2$	19,194	16,397	16,511	15,114

a/ - vide simbologia na página nº 70

Tabela 7. Estimativas, ao nível de plantas, das variâncias genética entre progênes ( $\sigma_p^2$ ), ambiental entre parcelas ( $\sigma_e^2$ ), fenotípica dentro de progênes ( $\sigma_d^2$ ), genética aditiva ( $\sigma_A^2$ ) e fenotípica ( $\sigma_F^2$ ) entre plantas;  $\sigma_F^2$  entre médias de progênes) e respectivos desvios padrões (valor absoluto e porcentagem). Altura de planta, produção, número e tamanho de lançamento. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77.

	$\frac{a/}{AP}$ (x10)	P (x10)	NL (x10 <sup>-3</sup> )	TL (x10 <sup>-1</sup> )
$\sigma_p^2$	1,452± 6,131 (559,8%)	3,803±2,159 (56,8%)	1,021±1,989 (194,8%)	-9,531± 8,017 (84,1%)
$\sigma_e^2$	38,044±11,952 (31,4%)	5,626±2,499 (44,4%)	9,751±2,798 (28,7%)	48,105±13,540 (28,1%)
$\sigma_d^2$	221,325± 9,214 (4,2%)	69,107±2,877 (4,2%)	43,515±1,811 (4,2%)	201,394± 8,384 (4,2%)
$\sigma_A^2$	5,809	15,213	4,083	-
$\sigma_F^2$	260,821	78,536	54,286	-
$\sigma_F^2$	31,541	10,071	8,072	-

a/ - vide simbologia na página nº 70

Tabela 8. Eficiência do látice em relação às análises em blocos casualizados (EL); coeficiente de variação experimental ( $CV_e$ ); coeficiente de variação genética ( $CV_g$ ); e relação entre o coeficiente de variação genética e o coeficiente experimental (b). Seringueira, Manaus, AM, 1976/77.

CARACTERES <sup>a/</sup>	E.L. (%)	$CV_e$ (%)	$CV_g$ (%)	b
EC-5	211,1	9,3	2,8	0,30
EC-10	268,4	9,0	5,9	0,65
EC-15	232,7	10,7	5,8	0,54
EC-20	218,6	11,0	5,5	0,50
EC-25	233,1	11,2	6,3	0,56
EC-30	208,6	12,1	6,0	0,50
DC-5	112,2	11,9	4,6	0,38
DC-10	116,5	12,0	4,9	0,41
DC-15	118,3	12,5	4,9	0,39
DC-20	121,5	12,7	4,2	0,33
DC-25	116,4	13,2	4,2	0,31
DC-30	104,7	15,6	-	-
P	102,7	38,3	21,1	0,55
AP	115,2	12,9	2,0	0,15
TL	100,0	14,5	-	-
NL	110,5	3,7	1,0	0,27

<sup>a/</sup> - vide simbologia na página nº 70

b -  $CV_g/CV_e$

Tabela 9. Estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito, ao nível de planta ( $\hat{h}_1^2$ ) e média de progênies ( $\hat{h}_2^2$ ), e desvios padrões correspondentes, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas (CV%). Seringueira. Manaus, AM, 1976/77.

CARACTERES <sup>a/</sup>	$\hat{h}_1^2$ (%)	$\hat{h}_2^2$ (%)
EC-5	6,8±10,6 (156,9)	15,5±22,4 (144,7)
EC-10	25,7±11,2 (43,4)	46,1±14,3 (30,9)
EC-15	20,6±11,9 (58,0)	36,7±16,7 (45,7)
EC-20	16,6±10,3 (62,1)	32,9±17,7 (53,8)
EC-25	20,1±10,9 (54,4)	38,7±16,2 (42,0)
EC-30	17,5±11,4 (65,1)	33,4±17,6 (52,8)
DC-5	11,5±11,7 (101,5)	22,8±20,4 (89,3)
DC-10	12,7±11,5 (90,5)	25,3±19,8 (78,2)
DC-15	11,7±11,7 (100,2)	23,1±20,3 (88,1)
DC-20	8,6±11,3 (131,2)	18,2±21,6 (119,1)
DC-25	8,1±11,9 (146,5)	16,5±22,1 (134,3)
P	19,4±10,8 (56,0)	37,8±16,5 (43,6)
AP	2,2±12,5 (559,4)	4,6±25,2 (548,6)
NL	7,5±14,6 (194,9)	12,6±23,1 (182,7)

<sup>a/</sup> - vide simbologia na página nº 70



Tabela 10. Produtos médios ao nível de plantas, obtidos na análise em látice simples 8 x 8 para soma dos caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de planta. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77.

F.V.	G.L.	P.M.
Progênies	63	77,764243
Erro	49	70,404891
Dentro	1152	18,211408

E.L. : 115,18%; C.V.<sub>e</sub> : 12,91%

Tabela 11. Estimativas, ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres diâmetro do caule à 5 cm do solo e altura de plantas. Seringueira, Manaus, AM, 1976/77.

Covariâncias	Estimativas ( $\times 10^{-1}$ )
$Cov_p$	3,6797
$Cov_A$	14,7003
$Cov_e$	52,1935
$Cov_d$	182,1141
$Cov_F$	237,9872
$Cov_{\bar{F}}$	38,8821

$Cov_p$  : covariância genética entre progênies;

$Cov_A$  : covariância genética aditiva entre plantas;

$Cov_e$  : covariância do erro ambiental entre parcelas;

$Cov_d$  : covariância fenotípica entre plantas dentro de Progênies;

$Cov_F$  : covariância fenotípica entre plantas;

$Cov_{\bar{F}}$  : covariância fenotípica entre médias de progênies.

Tabela 12. Estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica para a combinação de caracteres, obtidas ao nível de médias de progênie. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77.

CARACTERES <sup>a/</sup>	r	CARACTERES	r	CARACTERES	r
P x DC-5	0,54 <sup>**</sup>	P x EC-5	0,32 <sup>**</sup>	DC-5 x NL	0,26 <sup>**</sup>
P x DC-10	0,53 <sup>**</sup>	P x EC-10	0,35 <sup>**</sup>	DC-5 x TL	0,79 <sup>**</sup>
P x DC-15	0,51 <sup>**</sup>	P x EC-15	0,37 <sup>**</sup>	DC-5 x AP	0,90 <sup>**</sup>
P x DC-20	0,51 <sup>**</sup>	P x EC-20	0,35 <sup>**</sup>	NL x AP	0,33 <sup>**</sup>
P x DC-25	0,54 <sup>**</sup>	P x EC-25	0,38 <sup>**</sup>	NL x TL	-0,06 <sup>ns</sup>
P x DC-30	0,43 <sup>**</sup>	P x EC-30	0,40 <sup>**</sup>	TL x AP	0,86 <sup>**</sup>

a/ - vide simbologia na página nº 70

ns - não significativo ao nível de 5% de probabilidade

\*\* - significativo pelo teste "t" ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 13. Progressos esperados com seleção direta, por geração, em porcentagem das médias dos caracteres e em unidade das médias, considerando três esquemas seletivos. Seringueira. Manaus, AM, 1976/77.

CARÁ TER <sup>a/</sup>	UNID.	$\bar{X}_0$	ESQUEMA I		ESQUEMA II		ESQUEMA III	
			Gs	Gs (%)	Gs	Gs (%)	Gs	Gs (%)
EC-5	mm	1,755	0,054	3,10	0,059	3,35	>0,059	>3,35
EC-10	mm	1,587	0,177	11,19	0,206	12,98	>0,206	>12,98
EC-15	mm	1,454	0,142	9,78	0,166	11,42	>0,166	>11,42
EC-20	mm	1,344	0,118	8,78	0,133	9,89	>0,133	>9,89
EC-25	mm	1,265	0,139	10,99	0,158	12,48	>0,158	>12,48
EC-30	mm	1,177	0,115	9,76	0,131	11,14	>0,131	>11,14
DC-5	cm	2,654	0,162	6,11	0,183	6,91	>0,183	>6,91
DC-10	cm	2,481	0,172	6,95	0,195	7,85	>0,195	>7,85
DC-15	cm	2,330	0,152	6,54	0,173	7,41	>0,173	>7,41
DC-20	cm	2,183	0,111	5,07	0,122	5,61	>0,122	>5,61
DC-25	cm	2,073	0,098	4,72	0,110	5,32	>0,110	>5,32
P	mg	29,201	10,610	36,33	11,989	41,06	>11,989	>41,06
AP	cm	189,540	2,289	1,21	2,571	1,36	>2,571	>1,36
NL	unid.	10,482	0,032	0,98	0,038	1,19	>0,038	>1,19

I : seleção entre progênies de meios irmãos (20%), com recombinação das melhores mães;

II : seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos (20%), com recombinação das melhores plantas dentro das melhores progênies;

III : seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos e propagação vegetativa das melhores plantas dentro das melhores progênies;

$\bar{X}_0$  : média da população original;

a/ - vide simbologia na página nº 70

APENDICE 1

Apêndice 1. Expressões utilizadas na determinação das variâncias associadas às estimativas de variâncias genéticas e coeficientes de herdabilidade.

As estimativas das variâncias associadas às estimativas das variâncias genéticas e ambientais  $[\hat{V}(\sigma_p^2), \hat{V}(\sigma_e^2)$  e  $\hat{V}(\sigma_d^2)]$  e dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito, ao nível de plantas e de média de progênies  $[\hat{V}(\hat{h}_1^2)$  e  $\hat{V}(\hat{h}_2^2)]$ , respectivamente, foram obtidas de acordo com as metodologias apresentadas por VELLO e VENCOVSKY (1974), BARBIN (1975) e GERALDI (1977). Tais estimativas foram obtidas a partir dos quadrados médios e estimativas de variâncias, ao nível de plantas (Tabela 1) da seguinte maneira:

$$\hat{V}(\hat{\sigma}_p^2) = \frac{2}{r^2} \left[ \frac{Q_1^2}{(g_1 + 2)} + \frac{Q_2^2}{(g_2 + 2)} \right]$$

$$\hat{V}(\hat{\sigma}_e^2) = \frac{2 \cdot Q_2^2}{(g_2 + 2)} + \frac{2}{n^2} \left( \frac{Q_3^2}{(g_3 + 2)} \right)$$

$$V(\hat{\sigma}_d^2) = \frac{2 \cdot Q_3^2}{(g_3 + 2)}$$

$$V(\hat{h}_1^2) = \frac{32}{\left[ Q_1 + (r-1)Q_2 + r\left(1 - \frac{1}{n}\right)Q_3 \right]^4} (A + B + C)$$

sendo:

$$A = \left\{ \left( \frac{Q_1^2}{(g_{1_1} + 2)} + \frac{Q_2^2}{(g_{1_2} + 2)} \right) \left[ Q_1 + (r-1)Q_2 + r\left(1 - \frac{1}{n}\right)Q_3 \right]^2 \right\}$$

$$B = (Q_1 - Q_2)^2 \left[ \frac{Q_1^2}{(gl_1 + 2)} + (r-1)^2 \frac{Q_2^2}{(gl_2 + 2)} + r^2 \left(1 - \frac{1}{n}\right)^2 \frac{Q_3^2}{(gl_3 + 2)} \right] \quad .84.$$

$$C = \left\{ -2(Q_1 - Q_2) \left[ Q_1 + (r-1)Q_2 + r \left(1 - \frac{1}{n}\right) Q_3 \right] \left[ \frac{Q_1^2}{(gl_1 + 2)} - (r-1) \frac{Q_2^2}{(gl_2 + 2)} \right] \right\}$$

$$\tilde{V}(\hat{h}_2^2) = \left[ \frac{2}{(gl_1 + 2)} + \frac{2}{(gl_2 + 2)} \right] \left( \frac{Q_2}{Q_1} \right)^2$$

Convém ressaltar que as expressões apresentadas, são específicas para obtenção de variâncias de estimativas de variâncias, obtidas de acordo com as esperanças dos quadrados médios da Tabela 1, ao nível de plantas, e na qual as estimativas dos coeficientes de herdabilidade ao nível de planta e de médias de progênie, são obtidos de acordo com as seguintes expressões:

$$\hat{h}_1^2 = \frac{4 \sigma_p^2}{(\sigma_p^2 + \sigma_e^2 + \sigma_d^2)}$$

$$\hat{h}_2^2 = \frac{\sigma_p^2}{\left( \sigma_p^2 + \frac{\sigma_e^2}{r} + \frac{\sigma_d^2}{rn} \right)}$$

APENDICE 2



Apêndice 2. Deduções das expressões utilizadas na determinação dos progressos esperados nos esquemas de seleção propostos.

No esquema I de seleção, inicialmente faz-se a avaliação das famílias de meios irmãos, em seguida seleciona-se 20% das que apresentaram comportamento superiores e elimina-se as inferiores, deixando recombinar somente as mães que deram origem as melhores famílias; após coleta das sementes destas mães parte-se para novo ciclo de seleção. As fórmulas do progresso esperado foram deduzidas de acordo com VENCOSKY (1969) da seguinte maneira:

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_1)} = \text{Cov}\left[Y, (\bar{X}_{j..} - \bar{X}_{...})\right] = \text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} - \text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{...})}$$

sendo que  $\bar{X}_1$  representa o desvio da média de cada progênie ( $\bar{X}_{j..}$ ) em relação à média de todas as progênies ( $\bar{X}_{...}$ ), ou seja,  $\bar{X}_1 = \bar{X}_{j..} - \bar{X}_{...}$ . Enquanto que Y é filho de uma das mães selecionadas que deu origem a uma das famílias de meios irmãos. A progênie "j" é constituída de meios irmãos num total de "nr" indivíduos. Portanto, todos os indivíduos da progênie "j" são meios irmãos de Y. Os indivíduos das demais progênies não tem relação de parentesco com Y. Neste caso, temos:

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} = \text{Cov}_{(M.I)} = (1/4)\sigma_A^2, \text{ para um sexo}$$

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X} \dots)} = \frac{1}{\text{snr}} \left[ \text{Cov}_{(Y, \bar{X} \dots)} \right] = \frac{1}{\text{snr}} \left[ (rs-1) \text{Cov}_{(M.I)} \right]$$

$\text{Cov}_{(Y, \bar{X} \dots)} = 0$ , para "snr" suficientemente alto

sendo:

$\text{Cov}_{(M.I)}$  : covariância entre meios irmãos.

Portanto, o progresso esperado com seleção em ambos os sexos será:

$$G_{s(I)} = i_1 \cdot \frac{(1/2)\sigma_A^2}{\sigma_F}$$

sendo:

$i_1$  : função da porcentagem de famílias selecionadas;

$\sigma_F$  : desvio fenotípico médio.

O procedimento adotado com a utilização do esquema II de seleção, foi de avaliação das famílias de meios irmãos e posteriormente seleção das 20% superiores, em seguida dentro destas famílias seleciona-se 20% das plantas superiores e elimina-se as inferiores, deixando recombinar somente as melhores plantas dentro das melhores famílias; após coleta das sementes destas plantas, pode-se continuar novo ciclo de seleção adotando o mesmo procedimento. As fórmulas dos progressos esperados foram deduzidas da seguinte maneira:

a. Progresso esperado com seleção entre famílias:

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_1)} = \text{Cov}\left[Y, (\bar{X}_{j..} - \bar{X}...)\right] = \text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} - \text{Cov}_{(Y, \bar{X}...)}$$

sendo que  $\bar{X}_1$  representa o desvio da média de cada progênie ( $\bar{X}_{j..}$ ) em relação à média de todas as progênies ( $\bar{X}...$ ), ou seja,  $\bar{X}_1 = \bar{X}_{j..} - \bar{X}...$ . Enquanto que Y é um descendente de um indivíduo (mãe), cujo o valor fenotípico está contido em  $\bar{X}_{j..}$ . A progênie "j" é constituída de meias irmãs num total de "nr" indivíduos. Um desses indivíduos é mãe de Y, os demais são meias-tias de Y. Os indivíduos das demais progênies não tem relação de parentesco com Y. Desse modo, temos:

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} = \frac{1}{nr} \left[ \text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} \right] = \frac{1}{nr} \left[ \text{Cov}_{(MF)} + (nr-1) \text{Cov}_{(MTS)} \right]$$

sendo:

$\text{Cov}_{(MF)}$  : covariância entre mãe e filho;

$\text{Cov}_{(MTS)}$  : covariância do tipo meio-tio-sobrinho.

então:

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} = \frac{1}{nr} \left[ 1/2 c_A^2 + (nr - 1) 1/8 c_A^2 \right]$$

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} = 1/8 \sigma_A^2, \text{ para valores altos de "nr", em um sexo.}$$

e

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} = 1/4 \sigma_A^2, \text{ para ambos os sexos.}$$

b. Progresso esperado com seleção dentro de famílias:

$$\text{Cov}_{(Y, X_2)} = \text{Cov} [Y, (X_{jlm} - \bar{X}_{j1.})] = \text{Cov}_{(Y, X_{jlm})} - \text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j1.})}$$

sendo  $X_2$  o desvio entre a observação de um indivíduo ( $X_{jlm}$ ) e a média da progênie em um só bloco ( $\bar{X}_{j1.}$ ), ou seja,  $X_2 = X_{jlm} - \bar{X}_{j1.}$ . Enquanto que  $Y$  é filho do indivíduo "jlm", portanto:

$$\begin{aligned} \text{Cov}_{(Y, X_{jlm})} &= \text{Cov}_{(MF)} = 1/2 \sigma_A^2 \\ \text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j1.})} &= \frac{1}{n} \left[ \text{Cov}_{(MF)} + (n-1) \text{Cov}_{(MTS)} \right] = \\ &= \frac{1}{n} \left[ 1/2 \sigma_A^2 + (n-1) \cdot 1/8 \sigma_A^2 \right] \end{aligned}$$

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j1.})} = 1/8 \sigma_A^2, \text{ para "n" suficientemente grande, em um só sexo.}$$

Desta forma,

$$\text{Cov}_{(Y, X_2)} = 1/2 \sigma_A^2 - 1/8 \sigma_A^2 = 3/8 \sigma_A^2, \text{ para um sexo.}$$

e

$$\text{Cov}(Y, X_2) = 3/4\sigma_A^2, \text{ para ambos os sexos.}$$

Finalmente, a expressão do progresso esperado para o esquema II de seleção será:

$$G_{S(\text{II})} = i_1 \frac{1/4\sigma_A^2}{\sigma_{\bar{F}}} + i_2 \frac{3/4\sigma_A^2}{\sigma_d}$$

sendo:

$i_1$  e  $i_2$  : função da porcentagem de famílias selecionadas e plantas selecionadas dentro de famílias, respectivamente.

$\sigma_d$  : desvio fenotípico dentro de progênie.

Na seleção utilizando o esquema III, procede-se do seguinte modo: avaliação das famílias de meios irmãos e seleção de 20% das famílias superiores, em seguida, dentro destas famílias efetua-se seleção de 20% das plantas superiores, as quais são propagadas vegetativamente. As fórmulas do progresso esperado foram deduzidas do seguinte modo:

a. Progreso esperado com seleção entre famílias:

$$\text{Cov}(Y, \bar{X}_1) = \text{Cov} \left[ Y, (\bar{X}_{j..} - \bar{X}...) \right] = \text{Cov}(Y, \bar{X}_{j..}) - \text{Cov}(Y, \bar{X}...)$$

sendo que  $\bar{X}_1$  representa o desvio da média de cada progênie ( $\bar{X}_{j..}$ ) em relação à média de todas as progênies ( $\bar{X}...$ ), ou seja,  $\bar{X}_1 = \bar{X}_{j..} - \bar{X}...$ . Enquanto que Y é um descendente, propagado vegetativamente, de um indivíduo (mãe) cujo valor fenotípico está contido em  $\bar{X}_{j..}$ . A progênie "j" é constituída de meias irmãs num total de "nr" indivíduos. Um desses indivíduos é idêntico a Y, portanto, os demais são equivalentes a meios irmãos. Os indivíduos das demais progênies não têm relação de parentesco com Y. Assim, temos:

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} = \frac{1}{nr} \left[ \text{Cov}_{(Y, X_{jlm})} + (nr - 1)\text{Cov}_{(MI)} \right]$$

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j..})} = 1/4\sigma_A^2, \text{ para valores alto de nr.}$$

b. Progresso esperado com seleção dentro de famílias:

$$\begin{aligned} \text{Cov}_{(Y, X_2)} &= \text{Cov} \left[ Y, (X_{jlm} - \bar{X}_{j1.}) \right] - \text{Cov}_{(Y, X_{jlm})} \\ &\quad - \text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j1.})} \end{aligned}$$

$$\text{Cov}_{(Y, X_{jlm})} = \sigma_A^2 + \sigma_D^2, \text{ para } Y = X_{jlm}$$

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j1.})} = \frac{1}{n} \left[ \text{Cov}_{(Y, X_{jlm})} + (n - 1)\text{Cov}_{(MI)} \right]$$

$$\text{Cov}_{(Y, \bar{X}_{j1.})} = 1/4 \sigma_A^2, \text{ para "n" suficientemente alto.}$$

Portanto,

$$\text{Cov}(Y, X_2) = \sigma_A^2 + \sigma_D^2 - 1/4\sigma_A^2 = 3/4\sigma_A^2 + \sigma_D^2$$

$$\text{Cov}(Y, X_2) = 3/4\sigma_A^2 + \sigma_D^2$$

Finalmente, a expressão do progresso esperado para o esquema III será:

$$Gs_{(III)} = i_1 \frac{1/4\sigma_A^2}{\sigma_F} + i_2 \frac{3/4\sigma_A^2 + \sigma_D^2}{\sigma_d}$$

ou

$$Gs_{(III)} = Gs_{(II)} + i_2 \frac{\sigma_D^2}{\sigma_d}$$

sendo:

$\sigma_D^2$ : variância genética dominante.

Também neste caso, convém ressaltar que estas expressões para o cálculo dos progressos esperados na seleção são específicas quando se utiliza os citados esquemas de seleção.