

PAULO BONOMO

**METODOLOGIAS BIOMÉTRICAS PARA SELEÇÃO DE PROGÊNIES
NO MELHORAMENTO GENÉTICO DO CAFEIRO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

**VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2002**

A Deus.
A minha família.
A Renata e Helena.

AGRADECIMENTO

A meus pais, pela educação; e a toda minha família, pelo apoio e carinho com que me conduzem.

Ao professor Cosme Damião Cruz, orientador e amigo, pela oportunidade de realização deste trabalho.

Aos conselheiros José Marcelo Soriano Viana e Antônio Alves Pereira, pelas importantes sugestões e pela atenção dispensada.

Ao pesquisador Valter Rodrigues Oliveira e ao professor Pedro Crescêncio Souza Carneiro, pelo auxílio à conclusão deste trabalho.

À Universidade Federal de Viçosa (UFV) e ao CNPq, por viabilizarem a execução deste trabalho.

À Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG), em especial ao Dr. Antônio Alves Pereira, pela concessão dos dados.

Aos professores da Universidade Federal de Viçosa, pelos ensinamentos e pelas colaborações oferecidas.

Aos amigos, pela convivência e pelo incentivo.

BIOGRAFIA

Paulo Bonomo, filho de Armando Bonomo (*in memoriam*) e Aurélia Borotto Bonomo, nasceu em Jaguaré, estado do Espírito Santo, no dia 21 de julho de 1966.

Em outubro de 1989, graduou-se em Engenharia Agrônômica pela Universidade Federal de Viçosa.

No período de 1989 a 1992, trabalhou em planejamento e assistência técnica, na empresa Cultivar, Catalão - GO.

No período de 1993 a 1994, trabalhou na Fazenda Agropecuária Três Bonomo.

Em julho de 1997, obteve o título de “Magister Scientiae” em Genética e Melhoramento pela UFV. Nesta mesma Universidade, em agosto de 1997, iniciou o curso de doutoramento em Genética e Melhoramento.

Iniciou suas atividades profissionais como professor na Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia, em 05 de maio de 2000.

Defendeu tese para obtenção do título de “Doctor Scientiae”, em 08 de abril de 2002.

ÍNDICE

	Pág
RESUMO.....	vii
ABSTRACT.....	ix
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	4
2.1. <i>Coffea arabica</i>	4
2.2. Melhoramento genético de <i>Coffea arabica</i>	9
2.3. Seleção antecipada.....	15
2.4. Caracteres correlacionados com produção.....	19
2.5. Repetibilidade.....	23
2.6. Performance genotípica do caráter produção de grãos.....	25
2.7. Seleção entre e dentro de progênies.....	32
2.8. Seleção combinada.....	33
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	36
3.1. Material.....	36
3.2. Comparação entre progênies F ₃	39
3.2.1. Análises de variância univariadas, considerando média de parcelas, e estimação de parâmetros.....	39
3.2.2. Estimação correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente...	42

3.3. Análise da repetibilidade do caráter produção de grãos.....	43
3.3.1. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado no método da análise de variância.....	43
3.3.2. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado nos componentes principais.....	44
3.3.3. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado na análise estrutural.....	46
3.3.4. Estimador da correlação entre a produção total e as combinações de anos de produção.....	47
3.3.5. Estimação do número mínimo de observações e do coeficiente de determinação.....	48
3.4. Avaliação da performance genotípica do caráter produção de grãos.	48
3.4.1. Avaliação da performance genotípica utilizando-se a técnica proposta por WRICKE (1965).....	48
3.4.2. Avaliação da performance genotípica utilizando-se a técnica proposta por LIN e BINNS (1988).....	49
3.4.3. Avaliação da performance genotípica utilizando-se a técnica proposta por LIN e BINNS (1988) ponderada pelo coeficiente de variação residual.....	50
3.5. Avaliação de seleção entre e dentro de progênies F_3	51
3.5.1. Análise de variância univariada considerando indivíduos dentro de parcelas.....	51
3.5.2. Estimação dos componentes de variância.....	52
3.5.3. Estimação dos coeficientes de herdabilidade.....	61
3.5.4. Seleção entre e dentro de progênies F_3	61
3.5.5. Seleção entre plantas baseada na estimativa da estatística P_i^{**} ...	63
3.5.6. Seleção combinada.....	64
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	67
4.1. Análise de variância univariada, considerando média de parcelas, e estimação de parâmetros.....	68
4.2. Estimativas de correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente...	82
4.3. Análise da repetibilidade do caráter produção de grãos.....	84
4.4. Performance genotípica do caráter produção de grãos.....	90
4.5. Estimativas das variâncias genéticas, fenotípicas e de ambiente considerando indivíduos dentro de parcelas.....	99
4.6. Predição de ganhos por seleção.....	103
4.7. Número de plantas selecionadas por progênies	106
5. CONCLUSÕES.....	112
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	114

RESUMO

BONOMO, Paulo, D.S., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2002. **Metodologias biométricas para seleção de progênies no melhoramento genético do cafeeiro.** Orientador: Cosme Damião Cruz. Conselheiros: José Marcelo Soriano Viana e Antônio Alves Pereira.

Visando definir a melhor alternativa para avaliar o valor genético de indivíduos e progênies derivadas de cruzamentos de cafeeiros, assim como avaliar repetibilidade e performance genotípica do caráter produção de grãos, foram realizadas as seguintes análises biométricas: estimação de parâmetros genéticos, de ambiente e correlações; repetibilidade e performance genotípica do caráter produção de grãos; e avaliação de diferentes critérios de seleção. Foram estudadas progênies na geração F_3 , descendentes de cruzamentos entre o Híbrido de Timor com a variedade Catuaí, pertencentes ao programa de melhoramento genético da EPAMIG e UFV. Foram avaliadas em seis blocos casualizados, 28 progênies F_3 e a variedade Catuaí. Os dados de produção de grãos em anos individuais e combinação de anos, além de alguns caracteres vegetativos obtidos nas quatro colheitas iniciais, de 1997 a 2000, foram inicialmente analisados tomando as médias de parcelas. Considerando os tratamentos de efeito fixo, foi possível comparar as progênies entre si e em relação às testemunhas. Nas análises, cujo objetivo foi selecionar indivíduos superiores, os tratamentos foram admitidos de efeito aleatório. O conjunto de progênies avaliadas apresentou

média de produção superior à das testemunhas, associada a grande variabilidade genética, sugerindo assim a possibilidade de se obter linhagens produtivas. Detectou-se variabilidade genética para caracteres vegetativos, indicando que, a partir do conjunto de progênies avaliadas, é possível obter linhagens que atendam a diferentes objetivos do melhoramento do cafeeiro. A seleção de indivíduos baseada na combinação da 2^a, 3^a e 4^a colheitas apresentou os maiores valores de repetibilidade de 0,48 e coeficiente de determinação de 73,55%, estimados pela técnica dos componentes principais baseada na matriz de correlações. Concluiu-se excluir das análises a primeira colheita, onde os genótipos não expressam integralmente seus potenciais. A performance genotípica mostrou resultados satisfatórios, quando avaliada pela estatística não paramétrica proposta por Linn e Binns (P_i) ponderada pelo coeficiente de variação residual, pois esta apresenta apenas um valor para análise e mostrou-se correlacionada com a produção. Considerando o desbalanceamento dos dados, os componentes de variância foram adequadamente estimados pelos processos da ANOVA, REML e ML. Além disso, um processo de estimação por meio da ANOVA aproximada também se mostrou adequado. A seleção combinada contemplou indivíduos de poucas progênies, o que pode causar estreitamento da base genética da população selecionada. A seleção entre e dentro, embora não tenha possibilitado selecionar alguns genótipos de alta produção, pertencentes a progênies intermediárias, mostrou-se mais balanceada que a seleção combinada. Porém, considera para seleção dentro de progênies apenas o valor fenotípico do indivíduo. A seleção baseada na estatística P_i permitiu selecionar indivíduos pertencentes a diversas progênies, considerando apenas o valor fenotípico do indivíduo e a sua performance genotípica.

ABSTRACT

BONOMO, Paulo, D.S., Universidade Federal de Viçosa, April 2002.
Biometrics methodologies for selection of progenies in coffee genetic improvement. Adviser: Cosme Damião Cruz. Committee members: José Marcelo Soriano Viana and Antônio Alves Pereira.

Aiming at the definition of a better alternative to evaluate the genetic value of the individuals and progenies derived from coffee plant crossings, as well as to evaluate the repeatability and genotypic performance of the coffee berry yield, the following biometrics analyses were performed: estimate of the genetic parameter, environmental parameter, and correlation; repeatability and genotypic performance of the trait coffee berry yield; and evaluation of different selection criteria. Studies were conducted concerning to F_3 generation progenies descending from crossings between the Timor hybrid with the 'Catuaí' variety and developed by the genetic improvement program of EPAMIG and UFV. Twenty-eight F_3 progenies and the 'Catuaí' variety were evaluated on a six randomized block experimental design. The data of the coffee berry yield in each year and the combination among the years, besides some vegetative traits obtained in four initial harvests (from 1997 to 2000) were initially analyzed by using the plot averages. Considering the fixed effect treatments, it was possible to compare the progenies to each other as well as in relation to the control. In

those analyses aiming at the selection of superior individuals, the randomized effects were admitted for treatments. The appraised progenie group presented an average yield superior to that of the control, associated to high genetic variability, so suggesting the possibility to obtain productive lines. The genetic variability was detected for vegetative traits, thus indicating that from the group of the evaluated progenies it is possible to obtain lines satisfying to different objectives of coffee plant improvement. The selection of the individuals was based on combination of the 2^a, 3^a and 4^a harvests that presented the highest values for repeatability (0.48), estimated by the main component technique based on correlation matrix, while the determination coefficient was 73.55%. Considering that the genotypes do not integrally express their potentials, the first harvest was excluded. The genotypic performance showed satisfactory results, when evaluated by the non-parametric statistics proposed by Linn and Binns (P_i) weighed by the residual variation coefficient, since this statistics presents only a value for interpretation and was shown to be correlated with yield. Considering the unbalance of the data, the variance components were appropriately estimated by the processes ANOVA, REML and ML. In addition, a process for estimation through the approached ANOVA was also shown to be appropriate. The combined selection just contemplated the individuals of a few progenies, which might cause the narrowing of the genetic base in the selected population. Although the selection made among and inside progenies has not made possible to select some high production genotypes pertaining to the intermediate progenies, it was shown to be more balanced than the combined selection. However, it considers only the phenotypic value of the individual for selection inside progenies. The selection based on statistics P_i allowed for selecting the individuals belonging to several progenies, by just considering the individual's phenotypic value and genotypic performance.

1. INTRODUÇÃO

Presente na vida nacional há mais de dois séculos, o café continua não só responsável por um grande volume de divisas para o país, acima de US\$ 2 bilhões por ano, como igualmente por empregos e renda que gera no interior do país. O café e os que se dedicam a essa atividade contribuem de forma relevante para transformar a realidade brasileira que, nas últimas décadas, privilegiou as grandes cidades, em detrimento das pequenas cidades do interior e dos pequenos agricultores.

A exportação brasileira de café, nos últimos 34 anos, passou de 19,5 milhões de sacas, em 1963, para 16,8 milhões de sacas em 1997. É uma queda acentuada, comparada com as exportações mundiais de café, que cresceram de 51,0 milhões de sacas para 82,5 milhões de sacas no mesmo período (Anuário Estatístico do Café, 1998).

Por outro lado, a população mundial hoje é de 6,0 bilhões de habitantes; em 2020, serão 8,5 bilhões, considerando o crescimento populacional anual estimado pela ONU em 1,53%. Hoje, a demanda brasileira de café (consumo interno e exportação) é de 27,8 milhões de sacas e passará para 38,0 milhões de sacas em 2010 e 44,0 milhões de sacas em 2020, considerando o crescimento na demanda igual ao crescimento populacional. A produção média de café nos últimos 15 anos foi de 25,0 milhões de sacas. Nesse contexto, para o Brasil não

perder espaço no cenário mundial, e para aumentar a quantidade de café exportado, melhorando a balança comercial, é necessário aumentar a produção e melhorar a competitividade.

O aumento da produção é obtido, aumentando a área cultivada e, ou, a produtividade. Mas, para que o agronegócio café seja competitivo, é necessário, além de políticas agrícolas adequadas e *marketing* eficiente, alta produtividade associada a boa qualidade do produto, que se consegue por meio da melhoria do ambiente e de variedades melhoradas.

A condição básica para que qualquer programa de melhoramento obtenha sucesso é a existência de variabilidade genética na população, associada à média alta, permitindo a seleção de genótipos superiores e possibilitando o incremento da frequência de genes favoráveis. Além disso, metodologias adequadas, que permitam identificar genótipos realmente superiores são imprescindíveis.

O “pool” gênico das populações de *Coffea arabica* existentes no Brasil e em outros países latino-americanos é restrito. Alguns pesquisadores verificaram que a cafeicultura brasileira até metade do século XIX era uma enorme progênie, de um só cafeeiro. Para contornar problemas dessa pequena variabilidade genética, foram introduzidas diversas variedades cultivadas em outros países, além da realização de hibridações, interespecíficas e intraespecíficas, em algumas instituições de pesquisa do Brasil e de outros países.

Este trabalho teve como objetivo avaliar um conjunto de progênies de *Coffea arabica* obtidas pela EPAMIG e UFV por meio de cruzamentos entre a variedade Catuaí e o Híbrido de Timor. Esses cruzamentos objetivaram ampliar a variabilidade genética e introduzir resistência a pragas e doenças, além de outras características, principalmente aumento de produtividade.

Com esse propósito, num primeiro momento, foram estimados os parâmetros genéticos e as correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente entre caracteres, buscando conhecer a estrutura genética da população e o potencial da mesma para melhoramento.

O processo seletivo do melhoramento de espécies perenes é importante, e espera-se, que ao se realizarem avaliações de uma característica em um grupo de indivíduos, a classificação de cada um, em relação aos demais, mantenha-se inalterada. Nesse contexto, foi estimado o coeficiente de repetibilidade para o caráter produção de grãos, que indica o número mínimo de avaliações a serem realizadas, sem prejudicar a eficácia do processo seletivo.

Nos programas de melhoramento, os pesquisadores avaliam com maior frequência a adaptabilidade e estabilidade geográfica dos genótipos, despendendo pouca atenção para a estabilidade temporal. Entretanto, principalmente para culturas perenes, é importante para o produtor um genótipo que seja estável, ao longo dos anos, ao invés de outro que apresente maior estabilidade geográfica. Para fornecer informações a esse respeito, foram realizadas avaliações da performance genotípica das progênies, em relação às sucessivas colheitas.

Finalmente, estimaram-se ganhos por seleção, considerando-se diferentes estratégias para avaliar a eficiência das mesmas.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. *Coffea arabica*

Existem aproximadamente 100 espécies descritas do gênero *Coffea*. Somente duas produzem frutos que têm importância econômica no mercado internacional: *Coffea arabica* L. e *Coffea canephora* Pierre ex Froehner (CHARRIER e BERTHAUD, 1985). O Brasil tem ocupado historicamente a primeira posição entre os países produtores e exportadores de café no mundo. A produção mundial média de café entre 1989-99 foi de 66,28 milhões de sacas de café da espécie *Coffea arabica* e 30,00 milhões de sacas da espécie *Coffea canephora*, totalizando uma produção média de 96,28 milhões de sacas anuais, o que equivale a 69% do tipo arábica. No mesmo período, a produção média brasileira de café foi de 19,9 milhões de sacas de café da espécie *Coffea arabica* e 4,3 milhões de sacas da espécie *Coffea canephora*, totalizando uma produção média de 24,2 milhões de sacas anuais, o que equivale a 82% do tipo arábica (ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ, 1999).

Durante os últimos 30 anos, o crescimento na demanda foi de 1,53% ao ano, para um crescimento da população de 1,56% ao ano. Esse crescimento tem, contudo, apresentado diferenças marcantes, com a demanda demonstrando sinais de saturação nos países de renda mais elevada, e deslocando-se para países

asiáticos, onde a renda tem crescido mais (CAIXETA, 1999; SILVA et al., 2000).

A qualidade de bebida dos grãos provenientes da espécie *C. arabica* é considerada, por muitos, superior àquela proveniente de grãos da espécie *C. canephora*, e varia entre as diversas variedades da espécie *C. arabica*. As práticas pré e pós-colheita também influenciam de forma marcante a qualidade de bebida. *C. canephora* apresenta boas características na produção dos chamados cafés solúveis, sendo, contudo, freqüentemente utilizado em “blends” com *C. arabica*, para produção de cafés torrados, usado no abastecimento de alguns mercados. O custo de produção por saca de café beneficiado é inferior para *C. canephora*, quando comparado com *C. arabica*, principalmente por causa da rusticidade daquela espécie (MATIELLO, 1998; FONSECA, 1999).

O Brasil cultiva café a mais de 270 anos. Itinerante no país, o cultivo iniciou no Pará (1727), indo para o Maranhão (1728), Pernambuco e Bahia (1743-50), Rio de Janeiro (1774), Vale do Paraíba (1780-1790), Minas Gerais (1800), Espírito Santo (1815), São Paulo (1900) e Paraná (1910). Hoje, concentra-se em Minas Gerais, que contribuiu com cerca de 58% da produção brasileira na safra 1998/1999 (19,6 milhões de sacas dos 33,9 milhões).

O cafeeiro pertence à família Rubiaceae, tribo Coffeae, subtribo Coffeinae e gênero *Coffea*. O gênero *Coffea* inclui as espécies *Coffea arabica*, *C. canephora* Pierre, *C. congensis*, *C. liberica*, *C. dewevrei*, *C. stenophylla*, *C. eugenioides*, *C. racemosa*, *C. salvatrix*, além de outras espécies portadoras de genes de interesse para o melhoramento de *C. arabica* (CARVALHO et al., 1991; PEREIRA e SAKIYAMA, 1999).

A origem mais provável de *C. arabica* é a hibridação natural entre as espécies diplóides *C. eugenioides* e *C. congensis*, seguida da duplicação de seus cromossomos (RAINA et al., 1998), ou entre *C. eugenioides* e *C. canephora* (LASHERMES et al., 1999). *C. arabica* é a única espécie do gênero que é alotetraplóide segmental (tetraplóide originado da hibridação de duas espécies diplóides diferentes com homologia parcial de seus cromossomos), apresentando 44 cromossomos, autógama, com taxa variada de fecundação cruzada. Comporta-

se como um diplóide funcional, com relação às características morfológicas estudadas. As demais espécies conhecidas do gênero são alógamas, diplóides ($2n = 22$ cromossomos) e auto-incompatíveis (KRUG, 1936).

O provável centro de origem e diversidade de *C. arabica* é a Abissínia (Etiópia), de onde teria sido levado pelos árabes ao Iêmem e à Índia, chegando a Java e a outras colônias holandesas, francesas, inglesas, espanholas e portuguesas. De Java, algumas sementes foram levadas para Amsterdã, em 1714, onde alguns cafeeiros foram cultivados em jardins de inverno. Sementes dessas plantas deram origem aos cafezais do Suriname, de onde as sementes foram levadas para a Guiana, daí o café foi introduzido no Brasil, em 1727, por Francisco Mello Palheta, sendo então plantado em Belém do Pará, originando a variedade denominada Arábica, também conhecida como Nacional, Crioula ou Típica. E como em todo esse processo de dispersão foram utilizadas pequenas quantidades de sementes, a base genética da cafeicultura inicial do Brasil era muito estreita (CARVALHO, 1993). CARVALHO et al. (1969) concluíram, num levantamento da cafeicultura no Brasil e em outros países latino-americanos, que o “pool” gênico das populações de *C. arabica* é muito restrito. Segundo CARVALHO (1993), a cafeicultura brasileira até a metade do século XIX era uma enorme progênie de um só cafeeiro.

O estudo da diversidade genética em café, utilizando marcadores moleculares do tipo RAPD, comprovou a pequena diversidade genética existente entre as variedades cultivadas (OROZCO et al., 1994; LASHERMES et al., 1996). Estes autores também observaram uma grande diversidade entre as variedades cultivadas e os acessos provenientes da Etiópia. MONTAGNON e BOUHARMONT (1996), estudando a diversidade fenotípica, por análise multivariada entre 148 acessos de *C. arabica*, observaram dois grupos distintos, um composto pelos acessos provenientes da Etiópia e outro composto pelas variedades cultivadas. Esses autores concluíram que os acessos provenientes da Etiópia possuem grande potencial que pode ser explorado no melhoramento.

No Brasil, para contornar problemas derivados da pequena variabilidade genética, foram realizadas diversas introduções de variedades cultivadas em

outros países, além da realização de hibridações interespecífica e intraespecífica. Sendo a espécie *C. arabica* tetraplóide e *C. canephora* diplóide, é muito raro o cruzamento natural entre as duas espécies, porém a duplicação do número de cromossomos de *C. canephora*, realizada por Mendes, a partir de 1941, permitiu a transferência de genes favoráveis de *C. canephora* para *C. arabica* (KRUG e CARVALHO, 1952).

Embora a introdução do café no Brasil tenha ocorrido em 1727, a cafeicultura só se expandiu após 1825 com plantios realizados no estado do Rio de Janeiro, em seguida Minas Gerais, São Paulo, Paraná, além de outros estados. Neste período, eram apenas cultivadas variedades da espécie *C. arabica*. Em 1845, o Brasil já colhia 45% da produção mundial (CARVALHO, 1993). A espécie *C. canephora* só começou a ser explorada expressivamente a partir dos anos 60, principalmente no estado do Espírito Santo, seguido de Rondônia e Bahia (MATIELLO e ALMEIDA, 1997).

No primeiro século de expansão da cafeicultura no Brasil, os plantios eram realizados com progênies derivadas daquelas primeiras plantas introduzidas. Algumas mutações ocorridas em progênies da variedade Nacional produziram diferentes variedades, como a variedade Moragogipe, selecionada na Bahia em 1870 (MÔNACO, 1960), e a Amarelo de Botucatu, selecionada em 1871. Apesar de a variedade Moragogipe se destacar por produzir grãos maiores e a Amarelo de Botucatu por produzir grãos amarelos, foram pouco plantadas por serem menos produtivas em relação à variedade Nacional, da qual se originaram (CARVALHO e FAZUOLI, 1993).

Em 1867, foi introduzida no Brasil a variedade Bourbon Vermelho (*C. arabica* L. cv. Bourbon Vermelho), proveniente da ilha de Reunião. A população de Bourbon Vermelho é também representada por grandes progênies, derivadas de umas poucas plantas. Esta variedade foi muito cultivada por apresentar produtividade superior à da variedade Nacional. A variedade Bourbon Amarelo, selecionada em 1930, é provavelmente um híbrido natural entre as variedades Bourbon Vermelho e Amarelo de Botucatu (CARVALHO, 1993).

A variedade Sumatra, introduzida um pouco mais tarde, em 1896, com sementes provenientes da ilha de Sumatra, não teve a mesma expansão que a variedade Bourbon Vermelho, mas a sua grande contribuição foi ter originado, por hibridação natural com Bourbon Vermelho, a variedade Mundo Novo, selecionada a partir de 1931 (CARVALHO e MÔNACO, 1972), que é até hoje uma das variedades mais plantadas no Brasil.

A mutação mais importante para a cafeicultura brasileira ocorreu provavelmente na variedade Bourbon Vermelho, dando origem, por meio de seleção realizada por agricultores da região de Manhumirim (MG), por volta de 1930, à Variedade Caturra Vermelho. Essa variedade apresenta um gene mutante que determina a redução do comprimento dos internódios e, conseqüentemente, a redução do porte da planta. O Caturra Amarelo pode ter-se originado por mutação do alelo *xanthocarpa*, ou da hibridação entre os cultivares Caturra Vermelho e o Amarelo de Botucatu (CARVALHO et al., 1984).

Um intenso programa de hibridação e seleção de progênies vem sendo realizado pelo Instituto Agrônômico de Campinas (IAC), desde a década de 30. Inúmeras linhagens das diferentes variedades de café já foram selecionadas, assim como hibridações seguidas de seleção. Uma hibridação realizada em 1949 no IAC, entre Caturra Amarelo e Mundo Novo, deu origem às variedades Catuaí Amarelo e Catuaí Vermelho, que reuniram as características de produtividade e rusticidade do Mundo Novo com o porte reduzido de Caturra. A variedade Catuaí é a mais plantada atualmente no Brasil, existindo diversas linhagens de Catuaí Vermelho e Catuaí Amarelo. A variedade Acaíá, que apresenta frutos grandes, foi originada a partir de seleção de progênies da variedade Mundo Novo (PEREIRA e SAKIYAMA, 1999). Existem outros exemplos de variedades e seleções realizadas pelo IAC, EPAMIG/UFV, EMBRAPA, IAPAR e outros centros de pesquisa.

2.2. Melhoramento genético de *Coffea arabica*

As condições básicas para que qualquer programa de melhoramento genético obtenha sucesso é a existência de variabilidade genética na população, associada a média alta, permitindo a seleção de genótipos superiores e possibilitando o incremento da frequência de genes favoráveis. Além disso, métodos que permitam identificar genótipos realmente superiores são imprescindíveis.

A origem das variedades de *C. arabica* cultivadas no Brasil indica a existência de pequena variabilidade genética nessas populações, fato que aparentemente contradiz o relativo sucesso obtido pelo método de seleção genealógico que tem sido usado no melhoramento para *C. arabica* em várias instituições. As mutações podem ter tomado importante papel na evolução das variedades desta espécie, desde que vários genes de efeitos maiores têm sido incorporados aos genótipos das variedades cultivadas. Todavia, as mutações ocorrem em baixa frequência, e, assim, não explicam satisfatoriamente a diversidade de genótipos favoráveis isolados das populações originais de café trazidos para este continente. A ocorrência de uma taxa de polinização, cruzada aproximadamente 10% nesta espécie, não somente asseguraria a manutenção de um certo grau de heterozigosidade, mas também criaria novas combinações como um resultado da hibridação natural de diferentes introduções. A população original introduzida na América pode, também, ter trazido genes numa condição heterozigótica (CARVALHO et al., 1969).

Cramer (1957), citado por CARVALHO et al. (1969), chegou, também, a conclusão de que a variabilidade genética natural desta espécie, em Java, era comparativamente pequena, dada a proveniência restrita do material lá introduzido. Ainda, segundo o autor, é de esperar maior variabilidade genética natural nas áreas cafeeiras do Leste da África, particularmente no Quênia. Uma vez que o Quênia situa-se próximo à Etiópia, provável centro de origem e de diversificação de *C. arabica*, a troca de sementes poderia ser mais fácil e mais frequente. Este fato tem sido constatado em diversos trabalhos de pesquisa.

Um método eficiente empregado para avaliar a variabilidade genética, dentro de progênie de café, consiste em classificar as plantas em grupos de alta, média e baixa produção, com base em registros tomados por várias colheitas. A magnitude da variação genética presente é avaliada por meio do comportamento das progênes dessas plantas, que se espera ser correspondente ao das mães. CARVALHO et al. (1959), num experimento dessa natureza, após as quatro primeiras colheitas, encontraram produção muito similar em progênes de Bourbon Vermelho, mostrando que a variabilidade notada era decorrente de causas ambientais e, no caso desse cultivar, aconselharam tomar a produção média total da progênie para o julgamento num programa de seleção.

Os programas de melhoramento do cafeeiro procuram obter variedades adaptadas a diferentes regiões e aos diferentes sistemas de cultivo. As principais metas nos programas de melhoramento são: alta produtividade, boa qualidade de bebida, maturação uniforme dos frutos, diferentes épocas de maturação; resistência e, ou, tolerância a doenças, pragas e condições adversas de ambiente (CARVALHO, 1988). Entre os objetivos do melhoramento do cafeeiro no Brasil, pode-se citar a obtenção de cultivares resistentes à ferrugem-do-cafeeiro (*Hemileia vastatrix* Berk. et Br.), a nematóides (principalmente *Meloidogyne incognita*), e ao bicho mineiro (*Leucoptera coffeella*); produtividade alta e estável durante os anos; precocidade da primeira colheita; adaptação específica a diferentes regiões cafeeiras; obtenção de cultivares adaptados a plantio adensado; adaptadas a cultivos sob irrigação; tolerantes à geada, à seca e ao alumínio tóxico; obtenção de cultivares de porte baixo e formato adequado à colheita mecanizada; maturação uniformemente precoce, média ou tardia; e obtenção de cultivares com boa qualidade de bebida (SAKIYAMA et al., 1999).

Os principais métodos de melhoramento genético aplicados ao cafeeiro arábica no Brasil são: introdução de plantas, seleção de plantas individuais seguida de teste de progênes, método genealógico e retrocruzamentos. Todos os demais métodos de melhoramento utilizados para culturas perenes também podem ser utilizados para o cafeeiro (MEDINA et al., 1984).

A introdução de plantas teve grande importância no início do cultivo do café, no Brasil, visto que esta é uma espécie de origem exótica. Como exemplo de introduções bem sucedidas, pode-se citar as variedades Típica, Bourbon Vermelho, Sumatra e alguns híbridos derivados de cruzamentos interespecíficos, tais como, Híbrido de Timor, Catimor, Sarchimor, etc; foram introduzidos com o objetivo de serem utilizados em cruzamentos nos programas de melhoramento. Algumas espécies do gênero *Coffea* também foram introduzidas com o mesmo objetivo.

A seleção de plantas individuais, seguida de teste de progênes, é um método largamente utilizado nos programas de melhoramento do cafeeiro. A existência de variabilidade genética entre plantas nas variedades cultivadas permite que se obtenha progresso genético, fazendo-se seleção de plantas matrizes em lavouras comerciais ou talhões, plantados com esse objetivo. Como exemplo, pode-se citar a variedade Acaiá, que apresenta frutos grandes e foi originada a partir de seleção de progênes dentro da variedade Mundo Novo.

O método genealógico inicia-se com a hibridação, seleção de planta superior na F_2 seguida de teste de progênes, quando são selecionadas as progênes ou plantas superiores. A seleção de plantas individuais, seguida de teste de progênes, é basicamente realizada com o objetivo de testar o valor da planta matriz selecionada, esta já em alto grau de homozigose. As hibridações podem ser intra ou interespecíficas, seguidas ou não de retrocruzamentos. Quando intraespecífica pode ser entre variedades.

O retrocruzamento tem sido utilizado para a transferência de genes determinantes de características específicas como resistência a pragas, doenças, nematóides, entre outras, presentes em variedades relacionadas a *C. arabica*. O retrocruzamento assistido por marcadores moleculares, ainda pouco utilizado no melhoramento do cafeeiro, possibilita uma recuperação do genótipo recorrente com um menor número de retrocruzamentos. Este fato é particularmente interessante no melhoramento do café, por ser perene e de ciclo longo.

A ferrugem alaranjada das folhas (*Hemileia vastatrix* Berk. & Br.) é a principal moléstia do cafeeiro no Brasil e ataca as plantações em todas as regiões

do mundo, onde o café é cultivado. Foi constatada no Brasil, em 1970, quando todas as variedades cultivadas eram susceptíveis. Nas regiões cafeeiras do Brasil, o prejuízo causado pela doença atinge, em média, 35%. Sob condições de estiagem prolongada nos períodos de maior severidade da doença, as perdas na produção podem chegar a mais de 50% (ZAMBOLIM et al., 1999).

O controle químico da doença é eficiente e vem sendo amplamente utilizado. Embora seja a principal forma de controle da doença, esta prática é onerosa e de difícil implementação (ZAMBOLIM et al., 1999). Variedades geneticamente resistentes e, ou, tolerantes são de muito interesse por parte dos produtores, pois reduziriam grande parte dos custos de produção. Diversas populações resistentes têm sido desenvolvidas nos países produtores de café, como os cultivares Icatu Vermelho, Icatu Amarelo, IAPAR 59, Tupi, Obatã, Katipó, Catucaí Vermelho, Catucaí Amarelo e Oeiras-MG 6851 (PEREIRA e SAKIYAMA, 1999).

No Brasil, as pesquisas para obtenção de populações resistentes à ferrugem tiveram início em 1953, no Instituto Agrônomo de Campinas (IAC), quando recebeu 67 diferentes germoplasmas supostamente resistentes à ferrugem, procedentes da África. Esse material foi posteriormente utilizado em hibridações. A partir de 1956, iniciou-se um intenso intercâmbio de informações em relação à resistência genética do cafeeiro ao agente causador da ferrugem, entre o IAC e o Centro de Investigação das Ferrugens do Cafeeiro (CIFC) de Oeiras, Portugal (CARVALHO, 1988).

Grande número de diferentes genótipos supostamente resistentes à ferrugem foi recebido em Campinas, em 1971. Destes, destacaram-se várias seleções do café conhecido como Híbrido de Timor e, também, descendentes de hibridações realizadas em Portugal, entre esse café e outras fontes de resistência à ferrugem. O Híbrido de Timor e as progênies derivadas do cruzamento desse híbrido com outras variedades vêm sendo estudados em diversas regiões cafeeiras do mundo (CARVALHO et al., 1989).

O Departamento de Fitopatologia da Universidade Federal de Viçosa iniciou em 1971 um programa de melhoramento genético do cafeeiro, visando

resistência ao agente da ferrugem, com a introdução de amplo germoplasma resistente, proveniente do CIFC, do IAC, do Instituto Interamericano de Ciências Agrícolas (IICA) de Turrialba, Costa Rica, e do Centro Nacional de Investigação do Café (CENICAFÉ) de Chinchiná, Colômbia (CHAVES, 1976). Dois anos mais tarde, a Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG) aderiu ao programa iniciado pela UFV.

Especial atenção tem sido dada ao estudo de populações derivadas do cruzamento do Híbrido de Timor, resistente a várias raças do agente da ferrugem (CHAVES, 1976; ABREU, 1988; BETTENCOURT e RODRIGUES, 1988), e os cultivares de porte reduzido. São denominados Híbrido de Timor, cafeeiros selecionados na ilha de Timor português, possivelmente resultantes do cruzamento natural de *C. arabica* e *C. canephora*, retrocruzados com *C. arabica* (MEDINA et al., 1984). Seleções derivadas do Híbrido de Timor estão sendo utilizadas em cruzamentos com cultivares plantadas no Brasil, visando à transferência de genes de resistência e, ou, tolerância à ferrugem, assim como outras características desejáveis presentes nos cultivares de *C. canephora* e ausentes nos cultivares comerciais de *C. arabica*.

O Híbrido de Timor tem sido valioso para os programas de melhoramento, visando à resistência ao agente da ferrugem. Além da introdução CIFC 832/1 se manter resistente, até o momento, a todas as raças conhecidas do patógeno, é tetraplóide e se cruza facilmente com os cultivares de *C. arabica*, favorecendo a transferência de sua resistência. É, no entanto, pouco produtivo e de pouca rusticidade, em nossas condições. Essa baixa capacidade de produção talvez se deva ao fato de ter-se originado do cruzamento ao acaso entre cafeeiros não-selecionados, das espécies *C. arabica* e *C. canephora*. As seleções do Híbrido de Timor assemelham-se a cafeeiros do cultivar Arábica, o que faz supor que esse cultivar tenha entrado na hibridação original. Sabe-se que o cultivar Arábica apresenta baixa capacidade de produção, características que devem ter sido transferidas ao Híbrido de Timor (CARVALHO et al., 1989).

Os descendentes dos cruzamentos do Híbrido de Timor com diversos cultivares e linhagens de *C. arabica* revelaram-se nas condições de Campinas,

pouco a médio produtivos, sempre inferiores ao Catuaí, mesmo sem tratamento fitossanitário contra ferrugem (CARVALHO et al., 1989). Por outro lado, algumas progênies derivadas do cruzamento do Híbrido de Timor com Caturra vêm desenvolvendo-se bem e dando boas produções em certas regiões cafeeiras do Brasil, como em Minas Gerais (PEREIRA et al., 1987), e em outros países cafeeicultores, como Quênia, Colômbia, Índia e El Salvador (BETTENCOURT e RODRIGUES, 1988). Também vários cultivares oriundos de progênies derivadas do Híbrido de Timor foram lançados no Brasil nos últimos anos (SERA et al., 2000).

Do programa conduzido pela EPAMIG/UFV, têm se destacado, nas regiões cafeeiras de Minas Gerais, várias progênies oriundas do cruzamento entre o Híbrido de Timor e a variedade Caturra, sendo denominadas Catimor (CHAVES, 1976). As progênies de Catimor vêm sendo submetidas a vários ciclos de seleção para produtividade e outras características agronômicas (ABREU, 1988). Existem progênies de Catimor em gerações F₆, F₇ e F₈, porém, algumas apresentaram problemas de depauperamento. Outras que apresentam resistência à ferrugem e boas características agronômicas estão sendo utilizadas na síntese de novas combinações genéticas com variedades comerciais (MELO et al., 1998).

PEREIRA (1995), estudando sete combinações resultantes de hibridações de cafeeiros dos cultivares Catuaí e Mundo Novo com o Híbrido de Timor, concluiu que existe elevado nível de resistência a *Hemileia vastatrix* nas populações derivadas do Híbrido de Timor. Essa e outras características de interesse, aliadas a boa capacidade produtiva, ressaltam o potencial do Híbrido de Timor para o melhoramento genético do cafeeiro.

A produtividade é o principal critério de seleção para cafeeiros (WALYARO e VOSSSEN, 1979; CARVALHO, 1988). Em *C. arabica*, tem-se dado atenção à seleção de genótipos com alta produtividade para plantios em renque e adensados (SAKIYAMA et al., 1999).

Segundo CANNELL (1985), os fatores que controlam a produção são aqueles que afetam o tamanho da área foliar disponível para absorção da luz e

CO₂, a taxa de aproveitamento do CO₂ por unidade de área foliar e a distribuição da matéria seca entre as sementes e as outras partes do arbusto. Um cafeeiro eficiente é aquele que produz folhagem extensa, bem iluminada, possui alta taxa de fotossíntese líquida, produz muitas sementes e aloca grande quantidade de carboidratos ano após ano. É vantajoso que os ramos localizados na parte superior da planta sejam mais eretos e que os arbustos tenham formas mais cônicas. Estas características produzem uma copa em que a maioria das folhas recebe sombras moderadas e permitem que as radiações do calor sejam dispersas sobre grandes áreas da folhagem. Isto é particularmente importante para plantas adaptadas à sombra, como o cafeeiro, porque as suas folhas fotossintetizam mais rapidamente em sombra moderada do que em pleno sol.

Alguns fatores tornam a seleção para produção em cafeeiros complicada e onerosa. Isto se deve principalmente a existência de um longo período juvenil, a necessidade de avaliar vários anos consecutivos para conhecer a capacidade produtiva em longo prazo e à existência da acentuada oscilação anual de produção. Apesar disso, os programas de seleção executados em vários centros de pesquisa têm levado a grandes progressos genéticos (SERA, 1987).

2.3. Seleção antecipada

As plantas de *C. arabica* iniciam a fase de produção por volta do segundo ou terceiro ano após o plantio. A produção tem tendência de crescer, com menos oscilação bienal, até o 5^o ano, e após isto entra num período de acentuada oscilação bienal de produção (FAZUOLI, 1977). Com um ciclo de produção superior a 20 anos, atinge as produções máximas entre o 11^o e 14^o ano após o início de produção; a partir daí, o cafeeiro entra num período de declínio de produção (CARVALHO et al., 1973, FAZUOLI, 1977; MEDINA et al., 1984). O ciclo bienal de produção ocorre também para outras culturas perenes de importância econômica, como algumas frutíferas (HANSCHKE, 1983). O ciclo longo torna necessário um período experimental de vários anos consecutivos de

avaliação da produção, para se poder estimar o potencial produtivo total dos genótipos de cafeeiros. Assim, o tempo gasto e as grandes áreas experimentais que demandam tornam os programas de melhoramentos de cafeeiros muito onerosos. Seria vantajoso aos programas de melhoramento do cafeeiro praticar seleção de genótipos superiores com base na produção dos primeiros anos.

A expressão seleção antecipada tem sido utilizada para designar a seleção baseada nos primeiros anos de produção das plantas e no aspecto vegetativo, podendo referir-se a plantas com qualquer grau de endogamia. Difere nesse aspecto de seleção precoce, sendo esta expressão utilizada para designar a seleção praticada nas primeiras gerações após a hibridação (SERA, 1987). Vários estudos têm sido realizados, na tentativa de se estabelecer métodos seguros para a realização de seleção antecipada, com base em caracteres vegetativos avaliados nos primeiros três anos, além das primeiras colheitas.

Segundo CARVALHO et al. (1969), FAZUOLI (1977) e FAZUOLI et al. (2000), as seleções de plantas individuais devem ser realizadas em anos de altas produções. Nessa situação, o potencial produtivo das melhores plantas é expresso em sua totalidade, sendo as diferenças de produção entre as melhores plantas e as piores, maior, facilitando a seleção. Por outro lado, selecionando-se em anos de baixa produção é maior a probabilidade de se selecionar plantas ruins.

Trabalhos que indicam a possibilidade da avaliação de produção do cafeeiro nos primeiros anos de colheita foram realizados por CARVALHO (1952), ANTUNES e CARVALHO (1957), CARVALHO et al. (1973), entre outros. Nesses estudos, os autores mostram que as melhores progênies após 14 anos ou mais de colheita poderiam ser selecionadas com base nas primeiras seis produções consecutivas.

Segundo MEDINA et al. (1984), durante os primeiros quatro anos de produção, 29% das melhores plantas e 52% das melhores progênies seriam identificadas. Em um experimento com progênies da variedade Mundo Novo, FAZUOLI (1977) verificou correlação significativa da produção acumulada da progênie a partir de quatro anos de colheita, em relação à de 17 anos, indicando confiabilidade da seleção praticada com base nos dados de produção das quatro

primeiras colheitas. O autor sugere que para se selecionar as melhores plantas pertencentes às melhores progênes seria necessário maior número de avaliações.

WALYARO e VOSSSEN (1979), em estudo realizado com experimento no Quênia, envolvendo 16 variedades de *C. arabica*, com dez plantas por parcela e cinco repetições, estimaram o coeficiente de correlação de 0,82 entre a produção do primeiro biênio e a produção total de dez anos. Os autores concluíram que, utilizando um índice de seleção composto pela produção do primeiro biênio combinada com o diâmetro do caule, um ciclo de seleção em *C. arabica* pode ser reduzido para apenas cinco anos, isto é, considerando-se a produção apenas dos dois primeiros anos.

SRINIVASAN (1982), estudando quatro cultivares de *C. arábica*, sendo três de porte alto e uma de porte baixo, e utilizando índice de seleção com os caracteres diâmetro de caule, número de flores primárias, comprimento de ramos primários, número e comprimento de entrenós, encontrou que a eficiência na predição de ganho, utilizando o índice foi de 16% a 19% superior em relação à seleção, utilizando apenas a produção média das três primeiras colheitas.

SERA (1987), estudando a produção e outros caracteres de 72 progênes do cultivar Acaiá, provavelmente na geração F₅, concluiu que existem possibilidades de se praticar seleção antecipada, pois a produção e os demais caracteres avaliados nos três anos iniciais de colheita (oscilação anual de produção, tamanho de grãos, altura de copa, diâmetro de copa e incremento anual de produção) foram suficientes para predizer 79% da variação da produção total após oito anos de produção das progênes. A redução do número de caracteres ou do número de anos de colheitas envolvidos prejudicou sensivelmente a predição da produção total. A seleção antecipada mostrou-se também viável de ser praticada dentro de progênes.

CARVALHO (1989), visando verificar a possibilidade de proceder a seleção com base na produção das primeiras colheitas, utilizou dados de 36 progênes dos cultivares Mundo Novo, Catuaí Vermelho, Catuaí Amarelo, Acaiá, Bourbon Amarelo, Catimor e Catindu. Foram coletados dados de produção referentes às dez primeiras colheitas. O autor concluiu que a precisão

experimental na primeira colheita foi muito baixa e observou que as quatro primeiras colheitas seriam suficientes para se ter informação segura sobre os melhores materiais. As análises, agrupando as produções em biênios, triênios e quadriênios, contribuíram para melhorar a precisão experimental.

MARTINS (1992) estudou o comportamento de um grupo de progênes de Catuaí Amarelo e Vermelho em relação a um padrão Mundo Novo e outro Caturra. Os coeficientes de correlação, calculados entre as produções totais médias das progênes, após 2, 4, 6 e 8 anos de colheitas acumuladas, em relação às produções após 18 anos, foram 0,49; 0,70; 0,72 e 0,87; respectivamente. Todas foram significativas a 1% de probabilidade. Observou-se que a produção, após dois anos, já se encontrava correlacionada com aquela obtida aos 18, com quatro colheitas o valor já era de 0,70, mostrando possibilidade de avaliação nos anos iniciais de produção. MONCADA et al. (1993), estudando 138 famílias na geração F₅, derivadas do cruzamento entre Caturra e Híbrido de Timor, avaliaram a produção até 48 meses após o início da produção (em colheitas mensais), e concluíram que o melhor critério para seleção seria a produção acumulada dos 14 primeiros meses, ou seja, aos 36 meses após o plantio.

MENDES (1994) avaliou o emprego da seleção antecipada, estudando 13 experimentos com progênes de Catimor, Catuaí, Mundo Novo e Icatu instalados nas regiões cafeeiras de Minas Gerais. Foram consideradas, nas análises, produções de 7 a 12 colheitas. Observou-se ser possível realizar seleção antecipada com razoável eficiência, com base nos dados de produção acumulada até a terceira ou quarta colheita, dependendo do ano em que ocorra a maior produção do segundo biênio, para progênes dos cultivares Catuaí, Mundo Novo e Icatu. Para materiais exóticos, como as progênes de Catimor, é prudente conduzir as avaliações por seis colheitas.

FAZUOLI et al. (2000), avaliando progênes das variedades Icatu, que é uma variedade derivada de um híbrido interespecífico entre *C. arabica* e *C. canephora*, verificaram após oito colheitas que a eficiência da seleção, considerando-se as três primeiras colheitas sucessivas variou de 77,8% a 87,7%. Com as quatro primeiras colheitas, a eficiência variou de 77,8% a 100%. Para

seleção dentro das melhores progênies, a eficiência seria a mesma desde que se utilizasse uma porcentagem de seleção em torno de 50%.

Conforme verificado em trabalhos, apresentados anteriormente, considerando testes de progênies ou seleção individual, as seleções para produtividade podem ser praticadas com base nos dados acumulados nos primeiros anos de colheita, desde que a pressão de seleção não seja muito alta. A eficiência da seleção dependerá da variabilidade genética presente na população. SERA (1987) ressalta que, quando o material apresenta o problema de senescência precoce, como ocorre com o Caturra, ou manifestação tardia da produção, como ocorre com o Mundo Novo no Brasil, a seleção não é eficiente, quando praticada nos primeiros anos de produção.

2.4. Caracteres correlacionados com produção

O coeficiente de correlação é uma medida de relação linear entre duas variáveis, ou, ainda, mede a intensidade de associação que expressa a mudança em uma variável, sempre que existir mudança constante em outra variável (STEEL et al., 1997). Esse coeficiente varia de -1 a +1. É positivo quando ocorre aumento nas duas variáveis, e negativo, quando uma aumenta e outra diminui. É necessário que se tenha atenção na interpretação das correlações, pois correlações positivas ou correlações negativas não são sinônimos de correlações favoráveis e correlações desfavoráveis ao melhoramento, respectivamente. Deve-se estar atento para as características que estão sendo relacionadas, pois nem sempre o que é maior é melhor.

Segundo FALCONER (1989), a correlação que pode ser diretamente mensurada entre dois caracteres, em determinado número de indivíduos que representam a população, é denominada correlação fenotípica. É necessário distinguir duas causas nessa correlação: a genética e a ambiental. Somente a correlação genética envolve associações de natureza herdável e, por conseguinte, de real interesse num programa de melhoramento.

Trabalhos têm sido desenvolvidos com o objetivo de estabelecer métodos que permitam realizar seleção antecipada com maior grau de segurança. Neste sentido, torna-se importante a identificação de caracteres correlacionados com a produção. A seleção indireta desses caracteres pode tornar a seleção para produção mais eficiente. O aspecto vegetativo é uma das características mais importantes relacionadas com a produção (CARVALHO et al., 1959; CASTILLO e QUICENO, 1968). CARVALHO et al. (1959), em estudo baseado num experimento com vários cultivares e seus híbridos, observaram que várias das progênes mais produtivas também se mostraram com melhor aspecto vegetativo, confirmando a idéia da prática da seleção de plantas matrizes de alta produção associada a bom aspecto vegetativo.

O vigor vegetativo de uma planta em um ano é bom indicador do potencial de produção do ano seguinte. Esta observação foi confirmada por diversos trabalhos. CARVALHO et al. (1961), CARVALHO et al. (1964), MÔNACO et al. (1965), CARVALHO e MÔNACO (1967) e CARVALHO et al. (1984) avaliaram um experimento com progênes da variedade Mundo Novo e observaram que aquelas que apresentaram maior média para o vigor vegetativo também foram as mais produtivas. CARVALHO et al. (1979), estudando progênes da variedade Catuaí, encontraram correlação de 0,49 entre vigor vegetativo e produção, e notaram que as progênes de maior produção apresentaram maior média para vigor vegetativo. FAZUOLI (1977) estimou um coeficiente de correlação entre vigor vegetativo e produção de 0,97.

SILVAROLLA et al. (1997), avaliando progênes derivadas do Híbrido de Timor, observaram estreita relação entre a produção de frutos e o índice de avaliação visual ($r = 0,89$) e salientaram que a produção das plantas é um dos componentes desse índice. Por outro lado, ALVARENGA et al. (1995), avaliando progênes de café Icatu, não encontraram associação entre progênes mais produtivas e vigor vegetativo.

O porte da planta, expresso pela altura e diâmetro da copa, normalmente, mostra-se relacionado com produção. DHALIWAL (1968) estimou o coeficiente de correlação entre produção e altura da planta entre 0,22 e 0,42, e diâmetro da

copa entre 0,04 e 0,67, considerando amostras de vários cultivares. ROCHA et al. (1980) estimaram o coeficiente de correlação entre produção e altura da planta em 0,58, entre produção e diâmetro da copa de 0,51. SRINIVASAN e VISHVESHWARA (1981) estimaram o coeficiente de correlação entre produção e diâmetro da copa em 0,73. SERA (1987) estimou o coeficiente de correlação genética entre produção total e altura da planta e diâmetro da copa em 0,43 e 0,29, respectivamente. SILVAROLLA et al. (1997) observaram que a altura da planta e o diâmetro da copa são bastante correlacionados (0,92) e estreitamente associadas com a produção das plantas.

DHALIWAL (1968) estimou correlações entre a produção e os diversos caracteres em amostras de vários cultivares e os valores variaram entre 0,26 e 0,62 com diâmetro do tronco; entre -0,16 e 0,52 com comprimento do ramo plagiotrópico e entre 0,08 e 0,50 com número de nós por ramo plagiotrópico primário. SRINIVASAN (1980) estimou os seguintes coeficientes de correlação entre diversos caracteres e a produção para cultivares de porte alto e baixo, respectivamente: 0,09 e 0,13 com número de ramos plagiotrópicos; 0,42 e 0,69 com comprimento do ramo plagiotrópico mais longo; 0,00 e 0,38 com número de nós sobre o ramo plagiotrópico mais longo; 0,46 e 0,52 com comprimento internodal sobre o ramo plagiotrópico mais longo; e 0,55 e 0,51 com diâmetro de tronco. SRINIVASAN e VISHVENSHWARA (1981), estudando 246 genótipos de *C. arabica* na Índia, estimaram correlações entre vários caracteres e a produção de frutos, considerando quatro colheitas. Encontraram valor igual a 0,70 com diâmetro da copa; 0,65 com ângulo de inserção de ramos plagiotrópicos; 0,60 com comprimento de internódios; 0,40 com número de flores por inflorescências e 0,24 com tamanho da folha.

SEVERINO (2000), estudando progênies de Catimor, estimou a correlação genética de vários caracteres com a produção e encontrou valor de 0,91 com vigor vegetativo, 0,70 com época de maturação, 0,00 com diâmetro de copa, e -0,27 com altura de copa. Quando desdobrou estas correlações pela análise de trilha, encontrou um efeito direto sobre a produtividade de 1,29 para vigor vegetativo, -0,53 para época de maturação e -0,07 para diâmetro da copa.

WALYARO e VOSSEN (1979), estudando o comportamento de 16 variedades de *C. arabica* no Quênia, encontraram correlações altas entre as primeiras produções e outros caracteres tomados em relação ao total da produção obtida em 10 colheitas sucessiva. Considerando a seleção baseada nos 10 anos de produção como equivalentes a uma eficiência de 100%, esses autores estimaram a eficiência relativa das seleções com base nos demais caracteres. A eficiência relativa seria de 64% para seleção baseada no diâmetro do tronco e para a porcentagem de ramos plagiotrópicos primários, de 50% para o raio da copa e 89% para a produtividade média de frutos durante o primeiro biênio de produção. Observaram também que se a seleção fosse feita com base em dois ou mais caracteres, a eficiência relativa seria de 88% para diâmetro do tronco e porcentagem de ramos plagiotrópicos primários, 94% para diâmetro do tronco e produtividade do primeiro biênio, podendo chegar a 97% se os caracteres diâmetro do tronco, porcentagem de ramos plagiotrópicos primários e produtividade do primeiro biênio fossem tomados conjuntamente. Desse modo, a seleção poderia ser realizada com eficiência equivalente a 10 anos de colheita com base no primeiro biênio de produção e mais um ou dois caracteres.

Um período longo entre o florescimento e a maturação dos frutos é uma importante característica para selecionar progênies mais produtivas, pois a planta tem um período de tempo maior para suprir os frutos com produtos da fotossíntese, podendo assim resultar em maior produção. SRINIVASAN e VISHVENSHWARA (1981) encontraram correlação de 0,32 entre a produção e o período de amadurecimento. SEVERINO (2000) encontrou correlação genotípica de 0,70, indicando que há maior produtividade em cafeeiros tardios. Porém, o efeito direto, avaliado pela análise de trilha, da época de maturação sobre a produtividade, foi negativo, estimado em -0,53, indicando uma ausência de relação entre causa e efeito. Ou seja, aquele caráter auxiliar não é o principal determinante das alterações da variável básica.

2.5. Repetibilidade

No processo seletivo do melhoramento de espécies perenes, é importante, e espera-se, que ao se realizarem avaliações em períodos sucessivos de uma característica em um grupo de indivíduos, a classificação de cada um, em relação aos demais, mantenha-se inalterada. A medida da consistência da posição relativa dos indivíduos durante as sucessivas medições tem sido tradicionalmente denominada repetibilidade (TURNER e YOUNG, 1969; LERNER, 1977).

O coeficiente de repetibilidade é utilizado no melhoramento genético, como sendo o limite superior da herdabilidade, e utilizado como critério para se avaliar a eficiência no processo seletivo (LUSH, 1964). A repetibilidade pode ser definida, sob o ponto de vista estatístico, como sendo a correlação entre as medidas em um mesmo indivíduo, cujas avaliações foram repetidas no tempo ou no espaço. Logo, sendo apenas possível sua estimação para aquelas características que podem ser avaliadas mais de uma vez no mesmo indivíduo.

A repetibilidade representa a proporção da variância fenotípica de um caráter, explicada por diferenças permanentes ou não, localizada entre indivíduos. Essas diferenças são ocasionadas por variações decorrentes de genótipos e de alterações permanentes do meio. A repetibilidade é função das propriedades genéticas da população, do caráter em estudo e das condições do ambiente nas quais os indivíduos foram mantidos (HANSCHE, 1983; FALCONER, 1989).

Quando várias medidas de um caráter puderem ser feitas em um mesmo indivíduo, a variância fenotípica poderá ser parcelada em variância dentro de indivíduo e variância entre indivíduos. Essa subdivisão permite mostrar quanto pode ser ganho pela repetição das medidas. Essas avaliações podem ser repetidas no tempo ou no espaço (FALCONER, 1989). Nessa situação, o valor fenotípico de um indivíduo é função da média geral, do efeito genotípico do indivíduo, do efeito permanente do ambiente e do efeito temporário do ambiente. A repetibilidade expressa a proporção da variância total que é explicada pelas variações proporcionadas pelo genótipo e pelas alterações permanentes causadas

pelo ambiente. Assim, a repetibilidade representa o máximo valor que a herdabilidade pode atingir, em sentido amplo. Quando a variância proporcionada pelos efeitos permanentes do ambiente é minimizada, a repetibilidade aproxima-se da estimativa da herdabilidade (CRUZ e REGAZZI, 1994).

Uma aplicação do conhecimento da repetibilidade é o ganho em acurácia na inferência do valor genético dos indivíduos, a ser esperado em medidas múltiplas. Supondo que o indivíduo seja medido n vezes, a variância fenotípica será composta da variância genotípica, da variância permanente de ambiente e da variância temporária de ambiente. Como se aumentando o número de medições reduz-se a variância temporária de ambiente, diminuindo a variância fenotípica, essa redução representa o ganho de acurácia. Quando a variância temporária de ambiente for baixa, e, por conseguinte, a repetibilidade é alta, o aumento do número de avaliações pouco acrescerá na acurácia da inferência do valor genotípico do indivíduo. Por outro lado, quando a repetibilidade for baixa, maior número de avaliações poderão conduzir a um ganho compensador em acurácia. O ganho em acurácia, entretanto, cai rapidamente, com o aumento do número de avaliações (FALCONER, 1989).

Uma aplicação prática do coeficiente de repetibilidade é a determinação do número mínimo de medidas múltiplas que devem ser realizadas em cada indivíduo, para que se possa realizar seleção com certo grau de eficiência, custo mínimo e mão-de-obra reduzida (CRUZ e REGAZZI, 1994).

Para a estimação do coeficiente de repetibilidade, foram apresentadas metodologias diversas, sendo algumas descritas em trabalhos apresentados por ABEYWARDENA (1972), MANSOUR et al. (1981) e CRUZ e REGAZZI (1994). ABEYWARDENA (1972) demonstrou que a mais adequada estimativa do coeficiente de repetibilidade, quando os genótipos apresentam comportamento cíclico ao longo das avaliações em relação ao caráter estudado, é aquela obtida pelo método baseado nos componentes principais. MANSOUR et al. (1981), em estudo envolvendo simulação, avaliaram seis metodologias para obtenção da estimativa da repetibilidade. Concluíram que se as pressuposições do modelo linear são respeitadas, os estimadores são equivalentes, com exceção quando a

repetibilidade é pequena. Quando as variâncias não são homogêneas, os métodos baseados na matriz de correlações amostrais são robustos.

Nos ensaios de avaliação de progênies, têm-se, para cada genótipo r , repetições de unidades experimentais compostas de k plantas. O coeficiente de repetibilidade, considerando essa situação, foi estimado em diversos trabalhos como sendo a correlação entre as médias dos genótipos nas sucessivas avaliações. Alguns autores que calcularam a repetibilidade utilizando essa teoria foram: CORNACCHIA et al. (1995); DIAS e KAGEYAMA (1998); CARVALHO (1999) e FONSECA (1999).

Estudos de repetibilidade em café são escassos. FONSECA (1999), estudando a espécie *C. canephora*, encontrou coeficiente de repetibilidade, para produção de grãos em quatro anos de avaliação, variando de 0,32 a 0,52, dependendo do método de estimação utilizado. Em outros trabalhos, foram estimados os coeficientes de correlação entre a produção acumulada do genótipo e a produção do genótipo em cada particular ano. Esses coeficientes foram, então, utilizados para determinar o menor número de avaliações a serem realizadas para se proceder a seleção com precisão aceitável (SERA, 1980; SERA, 1987; CARVALHO, 1989). SERA (1980) julgou ser mais conveniente, de modo geral, realizar seleção após três biênios de colheita. Porém, para progênies com alta variabilidade, é possível selecionar após dois biênios ainda com alta eficiência. CARVALHO (1989) observou que quatro colheitas, ou dois biênios, seriam suficientes para se ter informações sobre os melhores materiais. SERA (1987) observou que três ou quatro colheitas apresentam uma correlação alta (0,79), com a produção total de oito anos, o que permitiria realizar seleção antecipada.

2.6. Performance genotípica do caráter produção de grãos

Para se realizar a seleção de genótipos superiores, as inferências a respeito do valor genético do indivíduo, em relação aos caracteres de interesse, são

realizadas a partir de observações feitas no indivíduo. O valor fenotípico é atribuído às influências do genótipo e do ambiente. O genótipo é o conjunto particular de genes que o indivíduo possui, e ambiente é toda circunstância não-genética que influencia o valor fenotípico.

Segundo VENCOVSKY e BARRIGA (1992), é importante avaliar as magnitudes das interações genótipos x locais, genótipos x anos, entre outras. Esse conhecimento orienta o planejamento e as estratégias do melhoramento, na recomendação de cultivares, além de ser determinante na avaliação da estabilidade fenotípica dos cultivares, para uma dada região.

ALLARD e BRADSHAW (1964) classificaram as variações nas condições ambientais em previsíveis e imprevisíveis, sendo as variações imprevisíveis que causam dificuldades no processo seletivo. As variações previsíveis são devidas a fatores permanentes do ambiente, ou seja, aquelas sistemáticas, tais como, tipo de solo, comprimento do dia, etc. São ainda incluídos os aspectos de ambiente determinados pelo homem, como nutrição, época e espaçamento de plantio, método de colheita, presença ou não de irrigação artificial, além de outras práticas culturais. As variações ambientais imprevisíveis são principalmente os fatores climáticos, como precipitação e temperatura. Entretanto, a distinção entre as duas nem sempre é clara e pode variar de cultura para cultura.

Nos programas de melhoramento, normalmente, os pesquisadores avaliam adaptabilidade e estabilidade geográfica dos genótipos, dispensando pouca atenção para a estabilidade temporal (VENCOVSKY e TORRES, 1988). Entretanto, principalmente para culturas perenes, é mais importante para o produtor um genótipo estável ao longo dos anos, ao invés de outro que apresente maior estabilidade geográfica.

Estudos da interação genótipos x anos ou genótipos x locais, apesar de serem de grande importância para o melhoramento, não apresentam informações pormenorizadas sobre o comportamento de cada genótipo, frente às variações de anos ou locais. Para esse fim, é possível realizar análises da performance genotípica dos materiais estudados, com base nos parâmetros de adaptabilidade e

estabilidade. MARIOTTI et al. (1976) relatam a dificuldade para definir os termos adaptabilidade e estabilidade, tendo em vista as diversas definições dadas por diferentes autores. Esses autores sugerem que a adaptabilidade seria a capacidade dos genótipos responderem vantajosamente à melhoria do ambiente, enquanto a estabilidade refere-se à capacidade de os genótipos apresentarem comportamento altamente previsível, em função das variações de ambiente. MORAIS (1980) associa esta definição de estabilidade como estabilidade do comportamento, a qual define uma característica varietal e que não deve ser confundida com estabilidade fenotípica, que se refere à capacidade de os genótipos apresentarem somente pequenas variações no seu comportamento geral, quando submetidos a diferentes ambientes.

BECKER (1981) apresentou dois conceitos diferentes de estabilidade: biológica e agronômica, que podem levar a conclusões diferentes. Esses conceitos são equivalentes aos conceitos apresentados por MORAIS (1980), referentes à estabilidade fenotípica e estabilidade de comportamento, respectivamente. Segundo o conceito biológico, são estáveis aquelas variedades que apresentam uma produção constante nos diferentes ambientes. Pelo conceito agronômico, são estáveis as variedades que têm uma produção crescente, de acordo com o nível de produtividade do respectivo ambiente. Portanto, é de interesse do produtor uma variedade que apresente maior estabilidade agronômica.

A produção nas plantas de *C. arabica*, conforme citado anteriormente, tem tendência de crescer, com menos oscilação bienal até a 5^a colheita; após esse período, entra numa acentuada oscilação de produção. Assim, no melhoramento do cafeeiro é muito importante estar atento para a seleção de genótipos que apresentem pouca oscilação de produção, de colheita para colheita. Segundo VOSSSEN (1985), o conceito de estabilidade do cafeeiro está relacionado a “alta produção, sob diversas condições ambientais, aliada à capacidade de superar a oscilação bienal de produção”, o que está de acordo com o conceito de estabilidade do comportamento apresentado por MORAIS (1980), ou estabilidade agronômica apresentada por BECKER (1981).

Existem poucos trabalhos com intuito de estudar a performance genotípica da produção de cafeeiros, tanto a geográfica quanto a temporal. Porém, os resultados indicam existir variabilidade do comportamento dos genótipos com relação às interações com o ambiente. Segundo CARVALHO et al. (1969), é baixa a interação entre variedades e locais, considerando uma mesma colheita. Essa característica, presente em determinadas progênes, facilita o desenvolvimento de variedades que podem ser indicadas para cultivo em ambientes ecologicamente distintos. Contudo, embora contundente, os autores indicam realizar os testes de progênes em várias localidades para melhor avaliação.

CASTILLO e MORENO (1981), estudando a estabilidade da produção de progênes F_3 do cruzamento entre plantas de café da variedade Caturra e a seleção Híbrido de Timor, consideraram que um genótipo é de boa estabilidade quando seu comportamento numa série de ambientes varia pouco, ou seja, é pequena sua contribuição para a interação genótipo x ambiente, e apresenta elevada produção média. Esta definição está de acordo com o termo estabilidade do comportamento apresentado por MORAIS (1980). Os autores utilizaram como parâmetro para avaliar a estabilidade a ecovalência proposta por WRICKE (1965). Esses autores verificaram que as progênes mais estáveis, com menor ecovalência, foram também as mais produtivas.

MORENO et al. (1984) avaliaram a estabilidade da produção, relativa as três primeiras colheitas de experimentos com 16 progênes F_4 do cruzamento de plantas da variedade Caturra e o Híbrido de Timor, além de três cultivares de porte baixo, instalados em cinco localidades diferentes na Colômbia. Esses autores utilizaram a técnica proposta por WRICKE (1965) e a técnica proposta por EBERHART e RUSSEL (1966). Os autores consideraram que o parâmetro estabilidade, obtido por essas técnicas, está de acordo com o conceito de estabilidade agronômica, ou estabilidade do comportamento. Os genótipos foram classificados em dois grupos, sendo dez genótipos considerados estáveis e nove não-estáveis. Também observaram que houve grande concordância entre as duas técnicas de avaliação da estabilidade empregadas. BARTHOLO et al. (2000)

também utilizaram a técnica de EBERHART e RUSSELL (1966), para avaliar a estabilidade da produção de progênies dos cultivares Catuaí Vermelho e Catuaí Amarelo, avaliados em três localidades de Minas Gerais. Verificaram que existe variabilidade para os parâmetros de estabilidade entre os genótipos avaliados. CARVALHO e MÔNACO (1967) e FAZUOLI (1977) observaram que, em Campinas, geralmente, as plantas mais produtivas são aquelas que apresentam maior oscilação anual de produção, ou seja, menor estabilidade do comportamento.

SERA (1987), trabalhando com dados de produção de 72 progênies de *C. arabica*, avaliadas em oito colheitas consecutivas, utilizou o método de EBERHART e RUSSELL (1966), para análise da estabilidade, considerando anos de produção como ambientes. Os resultados mostraram que as progênies em estudo apresentavam diferenças quanto à estabilidade. O autor, avaliando a correlação genética entre oscilação anual de produção nas três e oito primeiras colheitas com a produção beneficiada, concluiu que não existiu maior oscilação de produção entre as plantas mais produtivas. Esses resultados são contrários àqueles apresentados por CARVALHO e MÔNACO (1967) e FAZUOLI (1977), porém estão de acordo com resultados apresentados por CASTILLO e QUICENO (1968).

Avaliando a estabilidade do comportamento ao longo dos anos, para produção, considerando várias colheitas, em materiais de *C. arabica* e *C. canephora*, avaliados em uma mesma localidade, SRINIVASAN e VISHVESHWARA (1978a e 1978b), SRINIVASAN et al. (1979), CORNIDES e MONTES (1979) também encontraram diferenças significativas entre genótipos.

Alguns pesquisadores utilizaram o coeficiente de variação das progênies ao longo das colheitas, como parâmetro para avaliar a estabilidade. MATIELLO et al. (1985), considerando esse parâmetro, observaram que a variedade Catuaí é mais estável que o Mundo Novo. Na Índia, SRINIVASAN e SUBBALAKSHMI (1981), estudando 25 progênies de *C. arabica* e 34 de *C. canephora* produtivas, observaram que o coeficiente de variação das progênies ao longo das colheitas variava de 30,6% a 95,6%, aparentemente sem relação com a produtividade.

CARVALHO (1989), avaliando 36 progênies de *C. arabica*, sendo os dados obtidos em 10 colheitas sucessivas, concluiu que a utilização do coeficiente de variação da produção das progênies, ao longo das colheitas, como medida de estabilidade biológica, mostrou não ser adequada. No entanto, embora a variação entre as progênies não fosse acentuada, a técnica de Silva e Barreto (1985) modificada por Cruz et al. (1989), utilizada para avaliação da estabilidade do comportamento, considerando produções anuais e bianuais, permitiu discriminar melhor alguns genótipos.

Atualmente existe mais de uma dezena de técnicas de avaliação da adaptabilidade e estabilidade de um grupo de genótipos avaliados em ambientes diferentes. Essas técnicas fundamentam-se na existência de interações genótipos x ambientes e distinguem-se nos conceitos adotados e nas técnicas empregadas para avaliá-los (CRUZ e REGAZZI, 1994). A escolha da técnica de análise depende dos dados experimentais, principalmente com relação ao número de ambientes disponíveis, da precisão requerida e do tipo de informação desejada. Algumas técnicas são alternativas, enquanto outras são complementares, podendo ser utilizadas simultaneamente.

As técnicas para avaliação da adaptabilidade e estabilidade baseiam-se principalmente na decomposição da interação da soma de quadrados de genótipos x ambientes, análise de regressão simples ou bi-segmentada, na qual a variável dependente são os genótipos, e a independente é um índice ambiental e análises não-paramétricas. Entre as várias técnicas existentes, neste trabalho, em função dos dados experimentais e objetivos desejados, optou-se por empregar as técnicas desenvolvidas por WRICKE (1965), por LIN e BINNS (1988) e também uma análise utilizando a última técnica citada com uma modificação proposta por CARNEIRO (1998).

Pela técnica proposta por WRICKE (1965), o parâmetro que descreve a estabilidade é a contribuição de cada genótipo individual para a soma de quadrados da interação genótipo x ambiente. Esse parâmetro foi denominado ecovalência e sua estimativa ocorre, utilizando-se uma tabela de dupla entrada com a média de cada genótipo nos ambientes. Segundo CRUZ e REGAZZI

(1994), a vantagem dessa técnica é quantificar a contribuição de cada genótipo para a interação e identificar aqueles de maior estabilidade, além de poder ser aplicada a um número reduzido de ambientes. As principais desvantagens são a imprecisão do parâmetro de estabilidade estimado e à falta de informação a respeito dos ambientes avaliados.

A técnica proposta por LIN e BINNS (1988) baseia-se em estatísticas não-paramétricas. Esses autores definiram como medida para estimar a performance genotípica a estatística P_i , calculada como sendo a soma do quadrado da diferença entre a média do genótipo em determinado ambiente e a resposta máxima dos genótipos naquele ambiente.

CARNEIRO (1998) propôs modificações nas técnicas apresentadas por HERNANDES et al. (1993) e por LIN e BINNS (1988), que as tornassem mais adequadas à avaliação da performance genotípica, a qual denominou medida da adaptabilidade e estabilidade do comportamento (MAEC). Entre elas, sugeriu a ponderação da estatística P_i pelo coeficiente de variação experimental (CV), uma medida de precisão experimental, pois os ensaios com menores CV são os de maior confiabilidade nos dados experimentais.

Em estudos de comparação de técnicas que envolvem estatísticas paramétricas e não-paramétricas para avaliação da performance genotípica, GUPTON et al. (1996) e YUE et al. (1997) consideraram as estatísticas não-paramétricas como preferíveis. Segundo HUEHN (1990), pode-se enumerar algumas vantagens que as estatísticas não-paramétricas apresentam em relação às paramétricas, entre elas: a) a tendenciosidade causada por pontos completamente fora da regressão ajustada é reduzida ou, às vezes, eliminada; b) não é necessário assumir qualquer hipótese a respeito da distribuição dos valores fenotípicos; c) os parâmetros estimados que apresentam classificações são de fácil interpretação; d) a inclusão ou retirada de um ou poucos genótipos não seria causa de grandes variações nas estimativas, como poderia ser para métodos paramétricos; e e) uso em outras aplicações, como, por exemplo, seleção em programas de melhoramento, onde é de fundamental importância a posição relativa ou classificação dos genótipos.

2.7. Seleção entre e dentro de progênies

O processo de seleção de famílias começou por volta de 1840, quando se percebeu que nem sempre as melhores plantas produziam as melhores progênies. Verificou-se, então, que seleção de indivíduos superiores, provenientes de progênies superiores, garantiria maior sucesso no processo seletivo. Esse processo seletivo teve algumas alterações em relação ao proposto inicialmente, sendo atualmente conhecido como “seleção entre e dentro de famílias” (PATERNIANI e MIRANDA, 1987).

Esta modalidade de seleção consiste, numa primeira etapa, em selecionar ou rejeitar famílias inteiras, levando em conta o desvio do valor da família em relação ao valor fenotípico médio da população. Uma vez fixadas as famílias selecionadas, efetua-se a seleção dentro delas, levando em conta o desvio do valor fenotípico de cada indivíduo, em relação ao valor fenotípico médio da população. Aqueles indivíduos de mais alto valor fenotípico são tidos como superiores (SILVA, 1982; FALCONER, 1989).

Na geração F_1 de uma população de indivíduos descendentes do mesmo cruzamento entre plantas autógamas, a seleção não se aplica, pois não existe variabilidade genética. Na geração F_2 , onde as plantas são cultivadas em “bulks”, ocorre a máxima manifestação da variância genética aditiva entre plantas. Nessa geração, podem ser eliminadas plantas que apresentam características indesejáveis ao programa de melhoramento. Como cada planta de café produz grande quantidade de sementes, podem ser derivadas linhas (ou famílias) para o teste de progênie. A geração F_3 é a primeira geração, após a hibridação, em que progênies podem ser derivadas. Assim, para se praticar seleção com maior eficiência, é conveniente, a partir da geração F_3 , avaliar progênies dos indivíduos F_2 , avaliando, no entanto, plantas individuais.

A variância genética na população segregante, estruturada em famílias, modifica-se com as gerações de autofecundação. A variância genética aditiva em uma população sem seleção aumenta entre progênies, sendo, contudo, reduzida dentro das progênies (Quadro 1).

Quadro 1 - Variâncias genéticas entre e dentro de progênies em uma população conduzida sem seleção

Geração	Variância genética					
	Entre Progênies		Dentro de Progênies		Total	
	σ_A^2	σ_D^2	σ_A^2	σ_D^2	σ_A^2	σ_D^2
F ₃	1	1/4	1/2	1/2	3/2	3/4
F ₄	3/2	3/16	1/4	1/4	7/4	7/16
F ₅	7/4	7/64	1/8	1/8	15/8	15/64
F ₆	15/8	15/256	1/16	1/16	31/16	31/256
F ₇	31/16	31/1024	1/32	1/32	63/32	63/1024
...
F _∞	2	0	0	0	2	0

A variância genética aditiva entre plantas F₂, ou seja, aquela calculada entre progênies F_{2:3}, é igual a σ_A^2 . Essa variância entre progênies é maior que a variância genética aditiva dentro das progênies, indicada por $\frac{1}{2}\sigma_A^2$. Quanto maior a variabilidade genética, maior é o progresso com a seleção e, por isso, justifica-se avaliar grande número de plantas F₂. A seleção entre progênies é mais eficiente que a seleção praticada dentro das progênies, onde a variabilidade genética é menor. Com o avanço das gerações, a variabilidade genética aditiva é gradativamente exaurida dentro das progênies e a seleção dentro destas torna-se ainda menos eficiente. A seleção dentro de progênies é justificável somente nas primeiras gerações de autofecundação, quando a variabilidade genética é ainda razoável.

2.8. Seleção combinada

Uma das críticas que se faz à seleção entre e dentro de progênies é o fato de indivíduos potencialmente superiores de progênies médias a intermediárias ou indivíduos medianos de progênies superiores não serem selecionados. Para contornar esse problema, é possível empregar a seleção combinada. Esta é uma

estratégia de seleção que utiliza, simultaneamente, as informações do indivíduo e de seus parentes. Segundo SILVA (1982), a seleção combinada é um tipo particular de índice de seleção, em que se considera apenas uma determinada característica, com a qual o melhorista procura encontrar uma combinação ideal das informações do indivíduo, com as informações de seus parentes, possível de ser usado como critério de seleção.

WRICKE e WEBER (1986) definiram seleção combinada como sendo a seleção praticada sobre dois componentes de variação: entre e dentro de famílias. Esses autores definiram um índice pela expressão: $I_{jk} = b\bar{p}_j + p_{jk}$, em que I_{jk} é o valor do índice a ser calculado para cada indivíduo; b é a relação entre dois coeficientes de regressão parciais de \bar{p}_j e p_{jk} , em relação a g (valor genético verdadeiro de uma progênie); \bar{p}_j é a média da família j ; e p_{jk} é o valor fenotípico da k -ésima planta da j -ésima família.

MORAIS (1992) utilizou o índice $Y_{ijk} = b_1(Y_{ijk} - \bar{Y}_{ij.}) + b_2(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})$, que considera o desvio da média da família em relação à média geral e o desvio do valor fenotípico do indivíduo em relação à média da parcela. PIRES (1996) empregou o índice $Y_{ijk} = c_1(Y_{ijk} - \bar{Y}_{.j.}) + c_2(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})$, em que é considerado o mérito da família em relação à média geral do ensaio, e o desvio do indivíduo em relação à média do bloco em que esse se encontrava, concluindo que o índice por ele proposto se mostrou superior. Pelo índice apresentado por MORAIS (1992), quando um indivíduo pertence a uma família de alto desempenho ele é desfavorecido, quando na verdade ele deveria ser favorecido. PIRES (1996), também observou que variações decorrentes dos contrastes, utilizadas para avaliar tanto os valores de famílias quanto dos indivíduos, proporcionam modificações no índice de seleção combinada, fazendo com que sua eficiência varie de acordo com estes e com o material genético empregado.

VIANA e CRUZ (1997) avaliaram sete diferentes propostas de índices que levam em consideração o valor fenotípico do indivíduo e o desempenho médio da família, para realizar a seleção combinada univariada. Segundo os autores, não há clara superioridade de nenhum índice, porém o índice

$Y_{ijk} = c_1(Y_{ijk} - \bar{Y}_{.j.}) + c_2(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})$ foi o que apresentou características mais favoráveis como critério de seleção.

Vários autores consideraram a eficiência da seleção combinada como igual ou superior aos métodos de seleção que consideram os méritos dos indivíduos ou médias das progênes em etapas separadas, entre eles pode-se citar LUSH (1964), SILVA (1982), FALCONER (1989), MORAIS (1992), PIRES (1996) e PAULA (1997).

Segundo FALCONER (1989), embora a seleção combinada seja semelhante ou superior a qualquer outro método de seleção que envolve a estrutura de famílias, considerando uma característica, esta superioridade nunca é muito grande. Este autor, quando analisou a seleção de famílias de irmãos completos, com muitos indivíduos avaliados por famílias, concluiu que teoricamente o mérito relativo da seleção de famílias será maior quando a correlação fenotípica entre indivíduos dentro da família for baixa, e para a seleção dentro de família, quando a correlação for alta. A superioridade da seleção combinada dar-se-á quando essa correlação estiver em torno de 0,25 ou 0,75, mas, mesmo nessas situações, sua superioridade não é muito maior que 10%, restringindo, em parte, às situações em que a seleção combinada é indicada como critério de seleção.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Material

Estudaram-se 28 progênies na geração F₃ descendentes de cruzamentos entre seleções do Híbrido de Timor com Catuaí Vermelho e Catuaí Amarelo (Quadro 2), pertencentes ao programa de melhoramento genético da EPAMIG (Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais) em conjunto com a UFV (Universidade Federal de Viçosa). O experimento foi instalado em fevereiro de 1995 na Fazenda Experimental de Patrocínio (MG), pertencente a EPAMIG. Também fazem parte do ensaio duas testemunhas da variedade Catuaí Vermelho (IAC 15).

O programa de melhoramento vem sendo conduzido pelo método genealógico, também conhecido como método do *pedigree*. Uma das principais razões para o registro da genealogia das seleções nesse método é permitir ao melhorista a maximização da diversidade entre as progênies selecionadas.

O experimento foi instalado em delineamento em blocos ao acaso, com seis repetições e quatro plantas por parcela, totalizando 720 covas. O espaçamento entre plantas foi 1,5 m e entre fileiras 3,5 m, correspondendo a 1.904 plantas/ha. Nas bordaduras, foram plantados cafeeiros das mesmas

progênies do experimento, distribuídas aleatoriamente nas laterais da área útil. Entre os tratamentos não foi deixado espaço e nem plantado bordadura.

O solo da área experimental é classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico (Lvd), textura argilosa, originalmente sob vegetação de cerrado. A área, de relevo suave ondulado, está situada a altitude de 934 m, latitude de 18°/57' S e longitude de 47°/00' W. Apresenta precipitação pluvial média anual de 1.372 mm, concentrada nos meses de outubro a março, temperatura média anual de 21,8°C, e o clima é classificado como Cwa, segundo a classificação de Köppen.

Os tratos e manejos culturais foram feitos conforme recomendações para o plantio de café na região do cerrado mineiro, com uso de calagem, adubação com NPK e micronutrientes e sem controle de pragas e doenças. Observou-se elevada ocorrência de ferrugem em períodos favoráveis à doença naqueles tratamentos susceptíveis, principalmente no Catuaí.

Quadro 2 – Genealogia das progênies F₃

Híbrido	Cruzamentos ¹				Nº de Prog F ₃
H 518	UFV 2194-341 EL7 (IAC 141)	CV	X	UFV 442-34 HT	7
H 515	UFV 2154-344 EL7 (IAC 86)	CA	X	UFV 378-33 HT	2
H 516	UFV 2154-345 EL7 (IAC 86)	CA	X	UFV 446-08 HT	1
H 428	UFV 2145-113 EL7 (IAC 81)	CV	X	UFV 428-08 HT	1
H 436	UFV 2147-295 EL7 (IAC 99)	CV	X	UFV 442-42 HT	1
H 438	UFV 2154-74 EL7 (IAC 86)	CA	X	UFV 451-41 HT	1
H 493	UFV 2144-71 EL7 (IAC 44)	CV	X	UFV 446-08 HT	2
H 504	UFV 2145-79 EL7 (IAC 81)	CV	X	UFV 438-01 HT	2
H 505	UFV 2145-79 EL7 (IAC 81)	CV	X	UFV 438-52 HT	1
H 514	UFV 2154-344 EL7 (IAC 86)	CA	X	UFV 440-10 HT	10
	Catuaí Vermelho (IAC 15)			Linhagem	2

^{1/} CV – Catuaí Vermelho; CA – Catuaí Amarelo; HT – Híbrido de Timor.

Utilizaram-se dados coletados no período de 1997 a 2000, perfazendo um total de quatro anos de coleta de dados. Foram analisados os seguintes caracteres:

- **Produção de grãos/planta na primeira colheita (P97):** avaliada aos 2,5 anos após o plantio e expressa em quilogramas de grãos beneficiados e corrigido para 14% de umidade.

- **Produção de grãos/planta na segunda colheita (P98):** avaliada aos 3,5 anos após o plantio e expressa em quilogramas de grãos beneficiados e corrigido para 14% de umidade.

- **Produção de grãos/planta na terceira colheita (P99):** avaliada aos 4,5 anos após o plantio e expressa em quilogramas de grãos beneficiados e corrigido para 14% de umidade.

- **Produção de grãos/planta na quarta colheita (P20):** avaliada aos 5,5 anos após o plantio e expressa em quilogramas de grãos beneficiados e corrigido para 14% de umidade.

- **Produção de grãos/planta na primeira e segunda colheitas (P12):** Total da produção de grãos por planta obtida nas duas primeiras colheitas.

- **Produção de grãos/planta na Segunda e terceira colheitas (P23):** Total da produção de grãos por planta obtida na segunda e terceira colheitas.

- **Produção de grãos/planta na terceira e quarta colheitas (P34):** Total da produção de grãos por planta obtida na terceira e quarta colheitas.

- **Produção de grãos/planta nas três primeiras colheitas (P123):** Total da produção por planta obtida nas três primeiras colheitas.

- **Produção de grãos/planta na segunda, terceira e quarta colheitas (P234):** Total da produção de grãos por planta obtida nas três últimas colheitas.

- **Produção de grãos/planta nas quatro primeiras colheitas (PT):** Total da produção por planta obtida nas quatro primeiras colheitas.

- **Porte da planta (Pt):** Escala de notas arbitrárias conferidas aos cafeeiros antes da colheita variando de 1 a 4, sendo: 1 = planta baixa e 4 = maiores plantas do ensaio. Esta característica foi avaliada nos anos de 1997, 1998, 1999 e 2000.

- **Vigor da planta (Vg):** Escala de notas arbitrárias conferidas aos cafeeiros antes da colheita variando de 1 a 10, sendo: 1 = planta depauperada e

10 = planta com vigor vegetativo máximo. Essa característica foi avaliada nos anos de 1997, 1998, 1999 e 2000.

- **Carga pendente (Cp):** Escala de notas arbitrárias conferidas aos cafeeiros antes da colheita, variando de 1 a 4, sendo: 1 = planta com poucos grãos e 4 = planta com muitos grãos. Esse caráter foi avaliado nos anos de 1997, 1998, 1999 e 2000.

- **Altura de planta (Ap):** distância da superfície do solo à extremidade do ramo ortotrópico e expressa em metros. Avaliado em janeiro de 2000.

- **Diâmetro do caule (Dc):** tomado a 5 cm da superfície do solo e expresso em centímetros. Avaliado em janeiro de 2000.

- **Diâmetro de saia (Ds):** tomado a 20 cm da superfície do solo e expresso em centímetro. Avaliado em janeiro de 2000.

- **Diâmetro de copa (Dcp):** tomado no “terço médio” da planta e expresso em centímetro. Avaliado em janeiro de 2000.

3.2. Comparação entre progênies F₃

Inicialmente, foram realizadas análises de variância univariadas, com base na média de parcelas, para se avaliar a variabilidade genética entre progênies possíveis de ser exploradas no programa de melhoramento. Foram também estimados parâmetros referentes à população, visando verificar se metodologias de seleção mais simples seriam eficazes ou seriam necessárias outras sofisticadas.

3.2.1. Análises de variância univariadas, considerando média de parcelas, e estimação de parâmetros

Foram realizadas análises de variância univariadas, considerando 30 tratamentos (28 progênies F₃ e 2 testemunhas), com base na média de parcelas

das características agronômicas produção de grãos por parcela, vigor vegetativo, porte da planta e carga pendente. O modelo estatístico é:

$$Y_{ij} = \mu + \beta_j + \tau_i + \varepsilon_{ij},$$

em que

Y_{ij} : valor fenotípico referente ao i-ésimo tratamento no j-ésimo bloco;

μ : média geral da característica;

τ_i : efeito do tratamento i (i=1, 2, ..., t), $\sum_{i=1}^t \tau_i = 0$;

β_j : efeito do j-ésimo bloco [j=1, 2, ..., r; $\beta_j \sim \text{NID}(0, \sigma_b^2)$]; e

ε_{ij} : efeito ambiental existente entre parcelas [$\varepsilon_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$].

O modelo, como apresentado, foi descrito como misto (SEARLE, 1971). A soma de quadrados de tratamentos foi decomposta em três: de progênies, de testemunhas e de um contraste, progênies vs testemunhas, conforme esquema de análise de variância apresentado no Quadro 3.

Quadro 3 – Esquema da análise de variância em blocos casualizados, mostrando as esperanças matemáticas dos quadrados médios

FV	GL ¹	QM	E(QM)
Blocos	r-1 = 5	QMB	$\sigma^2 + g\sigma_b^2$
Tratamentos	t-1 = 29	QMT	$\sigma^2 + r\phi_t$
Progênies (G)	(g-1 = 27)	QMG	$\sigma^2 + r\sigma_g^2$
Testemunhas (C)	(c-1 = 1)	QMC	$\sigma^2 + r\phi_c$
G vs C	(1)	QMGC	-
Resíduo	(r-1)(t-1) = 145	QMR	σ^2
Total	Tr-1 = 179		

^{1/} r = 6, t = 30, g = 28, c = 2.

$$\text{sendo } \phi_t = \frac{\sum_{i=1}^t \tau_i^2}{t-1} \text{ e } \phi_c = \frac{\sum_{i=1}^c C_i^2}{c-1},$$

em que

σ^2 é o componente de variância ambiental entre parcelas;

σ_b^2 é o componente de variância devido ao efeito de bloco;

σ_g^2 é o componente de variância devido ao efeito de progênies F_3 ;

ϕ_t é o componente quadrático associado aos tratamentos; e

ϕ_c é o componente quadrático associado às testemunhas.

As estimativas dos componentes de variância associados aos efeitos aleatórios, dos componentes quadráticos associados aos efeitos fixos e dos parâmetros genéticos e não-genéticos, foram obtidas com informações das esperanças de quadrados médios da análise de variância, segundo as seguintes expressões:

a) Variância fenotípica entre médias de progênies F_3

$$\hat{\sigma}_F^2 = \frac{QMG}{r};$$

b) Variância genotípica

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{QMG - QMR}{r};$$

c) Variância de ambiente entre médias de parcelas

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{QMR}{r};$$

d) Coeficiente de herdabilidade

$$h^2 = \frac{\hat{\sigma}_g^2}{\hat{\sigma}_F^2};$$

e) Coeficiente de variação ambiental

$$CV_e = \frac{100\sqrt{QMR}}{\hat{\mu}}, \text{ em que } \hat{\mu} \text{ é a estimativa da média experimental;}$$

f) Coeficiente de variação genética

$$CV_g = \frac{100\sqrt{\hat{\sigma}_g^2}}{\hat{\mu}}; \text{ e}$$

g) Índice de variação

$$\hat{\theta} = \frac{CV_g \%}{CV_e \%}.$$

3.2.2. Estimação das correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente

O coeficiente de correlação entre duas variáveis X e Y mede a intensidade de associação linear entre elas. Para o cálculo das correlações, é necessária uma análise auxiliar da covariação das variáveis X e Y, de forma que os produtos médios (covariâncias) podem ser estimados, conforme apresentado por CRUZ e REGAZZI (1994), pela equação:

$$PM_{xy} = \frac{QM_{x+y} - QM_x - QM_y}{2},$$

em que QM_{x+y} é o quadrado médio da análise da soma dos caracteres X e Y; QM_x é o quadrado médio da análise do caráter X; e QM_y é o quadrado médio da análise do caráter Y.

Segundo MODE e ROBINSON (1959), as esperanças matemáticas dos produtos médios são deduzidas de maneira equivalente às esperanças dos respectivos quadrados médios, apenas substituindo os componentes de variância por componentes de covariância.

Os coeficientes de correlação fenotípica, genotípica e de ambiente foram calculados usando as seguintes expressões:

a) Correlação fenotípica

$$r_F = \frac{PMG_{xy}}{\sqrt{QMG_x \cdot QMG_y}}$$

b) Correlação de ambiente

$$r_e = \frac{PMR_{xy}}{\sqrt{QMR_x \cdot QMR_y}}$$

c) Correlação genotípica

$$r_g = \frac{\hat{\sigma}_{gxy}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{gx}^2 \cdot \hat{\sigma}_{gy}^2}},$$

$$\hat{\sigma}_{gxy} = \frac{PMG_{xy} - PMR_{xy}}{r}$$

em que

PMG_{xy} : produto médio de progênies entre os caracteres X e Y;

QMG_x, QMG_y: quadrado médio de progênies relativos aos caracteres X e Y;

PMR_{xy}: produto médio entre os caracteres X e Y associado ao resíduo, e

$\hat{\sigma}_{gxy}$: estimador da covariância genotípica entre os caracteres X e Y.

3.3. Análise da repetibilidade do caráter produção de grãos

3.3.1. Estimador do coeficiente de repetibilidade com base no método da análise de variância

Em ensaios com delineamentos experimentais, quando sucessivas medições em cada indivíduo de cada unidade experimental (total ou média de parcelas) são tomadas no tempo, diferentes modelos estatísticos podem ser utilizados para descrever o caráter medido no i-ésimo genótipo e no j-ésimo tempo. Assim, pode-se ajustar modelo de parcelas subdivididas, modelo em fatorial e fatorial reduzido, entre outros. Segundo CARVALHO (1999), as estimativas de repetibilidade como correlação entre medidas sucessivas (médias de unidades experimentais tomadas nas sucessivas medições) assumem sempre o mesmo valor, independente do modelo estatístico empregado, bem como das restrições, das naturezas e das pressuposições utilizadas para os efeitos de cada modelo. Dessa forma, uma simplificação no processamento de dados pode ser obtida, adotando-se um modelo reduzido, a partir do modelo fatorial, que utiliza as médias das unidades experimentais de cada genótipo em cada ano (CRUZ e REGAZZI, 1994).

O modelo estatístico adotado, que considera dois fatores de variação, foi:

$$Y_{ij} = \mu + p_i + a_j + \varepsilon_{ij},$$

em que

Y_{ij} : médias dos k blocos, referente a i-ésima progênie, no j-ésimo ano;

μ : média geral;

p_i : efeito da i -ésima progênie, confundido com as influências ambientais permanentes [$i=1, 2, \dots, g$; $p_i \sim \text{NID}(0, \sigma_p^2)$];

a_j : efeito fixo da colheita realizada no j -ésimo ano ($j=1, 2, \dots, n$),

$$\sum_{j=1}^n a_j = 0; e$$

ε_{ij} : erro experimental associado à observação Y_{ij} [$\varepsilon_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$].

O esquema da análise de variância para o modelo em questão é apresentado no Quadro 4.

Quadro 4 – Esquema de análise de variância com dois fatores de variação para o estudo de repetibilidade

FV	GL	QM	E(QM)
Colheitas	$n-1 = 3$	QMA	-
Progênies	$g-1 = 27$	QMP	$\sigma_\varepsilon^2 + n\sigma_p^2$
Resíduo	$(g-1)(n-1) = 81$	QMRe	σ_ε^2

Com base nesse modelo reduzido, o coeficiente de repetibilidade r é obtido por:

$$r = \frac{C\hat{v}(Y_{ij}, Y_{ij'})}{\sqrt{\hat{V}(Y_{ij}) \cdot \hat{V}(Y_{ij'})}} = \frac{\hat{\sigma}_p^2}{\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_\varepsilon^2} = \frac{QMP - QMRe}{QMP + (n-1)QMRe}$$

3.3.2. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado nos componentes principais

Segundo ABEYWARDENA (1972), o coeficiente de repetibilidade estimado com base na técnica dos componentes principais é mais estável e eficiente, sendo principalmente indicado para situações em que os genótipos avaliados apresentam comportamento cíclico em relação ao caráter estudado.

Esse fenômeno é normalmente apresentado pelo caráter produção de grãos em café.

Esse método consiste na obtenção de uma matriz de correlações entre os genótipos, em cada par de medições (colheitas). Determinam-se, nessa matriz, os autovalores e os respectivos autovetores normalizados associados. O autovetor cujos elementos apresentam mesmo sinal e magnitudes próximas é aquele que expressa a tendência dos genótipos em manter ao longo dos anos (colheitas) suas posições relativas em relação aos demais (ABEYWARDENA, 1972; CRUZ e REGAZZI, 1994). A proporção do autovalor associado a esse autovetor é o estimador do coeficiente de repetibilidade, ou seja:

$$r = \frac{\hat{\lambda}_k}{\sum_{j=k}^n \hat{\lambda}_j},$$

em que

n : número de períodos avaliados; e

$\hat{\lambda}_k$: autovalor associado ao autovetor, cujos elementos tem o mesmo sinal e magnitudes semelhantes.

O coeficiente de repetibilidade estimado como descrito anteriormente, segundo RUTLEDGE (1974) é influenciado, indevidamente, pelo número de medições realizadas. Este autor considera que o estimador de r , conforme apresentado abaixo é mais adequado à estimação do coeficiente de repetibilidade:

$$r = \frac{\hat{\lambda}_k - 1}{n - 1}.$$

Nesse trabalho, o coeficiente de repetibilidade baseado na técnica dos componentes principais foi estimado, considerando a sugestão proposta por RUTLEDGE (1974).

Alternativamente, o coeficiente de repetibilidade foi estimado pela técnica dos componentes principais, aplicada a matriz de variâncias e covariâncias. Neste caso, o estimador da repetibilidade é dado por:

$$r = \frac{\hat{\lambda}_k - \hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_Y^2(n-1)}, \text{ em que } \hat{\sigma}_Y^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{\sigma}_j^2 = \hat{\sigma}_\epsilon^2 + \hat{\sigma}_p^2$$

3.3.3. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado na análise estrutural

O método da análise estrutural para obtenção do coeficiente de repetibilidade apresenta apenas diferenças conceituais em relação ao método baseado nos componentes principais. Esse método foi proposto por MANSOUR et al. (1981) e considera R a matriz paramétrica de correlações entre genótipos, em cada par de avaliações (colheitas) e \hat{R} , seu estimador. Um estimador do coeficiente de repetibilidade, baseado nos componentes principais é

$$r = \frac{\hat{\lambda}_1 - 1}{n - 1} = \frac{\alpha' \hat{R} \alpha - 1}{n - 1},$$

em que, $\hat{\lambda}_1 = \hat{\alpha}' \hat{R} \alpha$ é o maior autovalor de \hat{R} , e $\hat{\alpha}' = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$ é o autovetor associado a $\hat{\lambda}_1$, tal que $\hat{\alpha}' \hat{\alpha} = 1$, ou seja, o autovetor está normalizado.

Segundo MORRINSON (1967), o autovetor cujos elementos têm mesmo sinal e magnitudes semelhantes e que está associado ao maior autovalor (λ_1) de R é expresso por:

$$\alpha' = \left\{ \frac{1}{\sqrt{n}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{n}} \right\}.$$

Segundo MANSOUR et al. (1981), utilizando-se o autovetor correspondente ao maior autovalor de R , o estimador do coeficiente de repetibilidade com base na análise estrutural é dado por:

$$r = \frac{\alpha' \hat{R} \alpha - 1}{n - 1} = \frac{2}{n(n - 1)} \sum_{j=1}^n \sum_{j'=2}^n \hat{\rho}_{jj'}, \text{ com } j < j',$$

em que $\hat{\rho}_{jj'}$ é o elemento da j -ésima linha e j' -ésima coluna da matriz \hat{R} .

Assim, este estimador do coeficiente de repetibilidade é a média aritmética das correlações fenotípicas entre genótipos, considerando cada par de anos (colheitas).

3.3.4. Estimador da correlação entre a produção total e as combinações de anos de produção

Com o objetivo de se conhecer o grau de associação entre a produção total de quatro anos e as diferentes combinações de anos de produção, visando a seleção antecipada, estimaram-se os coeficientes de correlação simples entre eles.

Inicialmente, correlacionou-se a produção total de grãos com os diferentes anos, individualmente. A seguir, correlacionou-se com os anos de colheita dois a dois e, finalmente, com os anos de colheita cumulativamente. Os coeficientes de correlações fenotípicas foram obtidos por meio da expressão apresentada no item 3.2.2.

Na interpretação dessas correlações deve-se estar atento ao seguinte fato.

Sejam

$P_1 = X$ e $P_{12} = X + Y$, então,

$V(P_1) = V(X)$ e $V(P_{12}) = V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2Cov(X, Y)$

logo,

$Cov(P_1, P_{12}) = Cov(X, X+Y) = V(X) + Cov(X, Y)$.

Se, $Cov(X, Y) = 0$ e $V(X) = V(Y)$, tem-se que:

$$r_{P_1, P_{12}} = \frac{Cov(P_1, P_{12})}{\sqrt{V(P_1) \cdot V(P_{12})}} = \frac{V(X)}{\sqrt{V(X) \cdot 2V(X)}} = \frac{1}{\sqrt{2}} = 0,707$$

Então, mesmo se a covariância entre a produção da 1ª colheita e da 2ª colheita for nula, admitindo as variâncias iguais, a correlação linear entre a produção da 1ª colheita, ou da 2ª colheita, com a soma das produções da 1ª + 2ª colheita será de 0,707. Da mesma forma, existirão correlações entre combinações de anos, mesmo na ausência de correlação linear entre anos tomados individualmente.

3.3.5. Estimaco do nmero mnimo de observaes e do coeficiente de determinao

De posse do coeficiente de repetibilidade estimado, obteve-se o nmero mnimo de avaliaes que devem ser realizadas para prever o valor real dos indivduos, com base em um coeficiente de determinao (R^2) preestabelecido. A predico desse valor foi realizada com base na expresso (LUSH, 1964):

$$n_o = \frac{R^2(1-r)}{(1-R^2)r}.$$

Foi calculada tambm a acurcia (R^2) para seleo das prognies com base na mdia das n repeties realizadas. Reestruturando a equao apresentada,

obtm-se:
$$R^2 = \frac{nr}{1+r(n-1)}.$$

3.4. Avaliao da performance gentica do carter produo de gros

Como sugere VOSSEN (1985), a estabilidade do cafeeiro est relacionada com a capacidade deste de superar a oscilao bienal de produo, associada a uma mdia alta. Neste trabalho, foi utilizado o termo estabilidade de comportamento temporal, para ficar claro que se trata da avaliao da oscilao na produo de um gentipo ocorrida ao longo dos anos.

3.4.1. Avaliao da performance gentica utilizando-se a tcnica proposta por WRICKE (1965)

O parmetro de estabilidade do comportamento proposto por WRICKE (1965)  denominado ecovalncia e  estimado decompondo a soma de quadrados da interao gentipos x ambientes nas partes devidas a gentipos isolados. A partio  feita usando-se a estatstica ω_i , dada por:

$$\omega_i = r \sum_{j=1}^a G\hat{A}_{ij}^2 = r \sum_{j=1}^a (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2,$$

em que

Y_{ij} : média referente ao i-ésimo genótipo no j-ésimo ano;

\bar{Y}_i : média referente ao i-ésimo genótipo;

$\bar{Y}_{.j}$: média referente a j-ésima colheita; e

$\bar{Y}_{..}$: média geral.

3.4.2. Avaliação da performance genotípica utilizando-se a técnica proposta por LIN e BINNS (1988)

Pela técnica proposta por esses autores, é calculada uma estatística, como medida para estimar a performance genotípica, a qual corresponde a soma de quadrados da diferença entre a média do genótipo numa determinada colheita e a máxima resposta média de todos os genótipos neste ano (ou local). O genótipo que apresentar as maiores respostas se aproximará do limite superior em cada colheita. Uma menor soma de quadrados da diferença indicará uma superioridade geral do genótipo em questão. Esta medida da performance é dada pelo estimador P_i , definido por:

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^a (Y_{ij} - M_j)^2}{2a},$$

em que

P_i : estimador do parâmetro de estabilidade do genótipo i;

Y_{ij} : média referente ao i-ésimo genótipo na j-ésima colheita;

M_j : resposta máxima observada entre todos os genótipos na j-ésima colheita; e

a : número de colheitas.

3.4.3. Avaliação da performance genotípica utilizando-se a técnica proposta por LIN e BINNS (1988) ponderada pelo coeficiente de variação residual

A ponderação do parâmetro de estabilidade P_i , proposto por LIN e BINNS (1998), pelo coeficiente de variação experimental, visa tornar essa estimativa mais apropriada. O coeficiente de variação ambiental (CV), na avaliação de uma mesma característica, é uma medida da precisão experimental. Dessa forma, coeficientes menores indicam maior confiabilidade nos dados experimentais, devendo esse ambiente ter maior peso na estimação da estatística P_i . CARNEIRO (1998) propôs algumas modificações na técnica original, incluindo a ponderação pelo CV. Assim, outra estimativa da performance genotípica temporal foi obtida ponderando o P_i como proposto, originalmente, pelo CV, definido por:

$$P_i^* = \frac{\sum_{j=1}^a (Y_{ij} - M_j)^2}{2a} \cdot \frac{1}{f_j},$$

em que

P_i^* : estimador do parâmetro performance genotípica do genótipo i ;

Y_{ij} : média referente ao i -ésimo genótipo no j -ésimo ano;

M_j : resposta máxima observada entre todos os cultivares no j -ésimo ano;

a : número de colheitas;

$f_j = \frac{CV_j}{CV_T}$, fator de ponderação da colheita j ;

CV_j : coeficiente de variação da colheita j ; e

CV_T : soma dos coeficientes de variação das j colheitas.

3.5. Avaliação de seleção entre e dentro de progênies F₃

3.5.1. Análise de variância univariada considerando indivíduos dentro de parcelas

Primeiramente, foram realizadas análises de variância, considerando dados de indivíduos dentro das parcelas, para se obter informações necessárias em análises posteriores. Nesta etapa do trabalho, em que o objetivo principal é a seleção de indivíduos superiores dentro de progênies, para dar continuidade ao programa de melhoramento, foram eliminados do conjunto de dados as observações referentes às testemunhas. Assim sendo, o ensaio ficou composto de 28 progênies F₃, repetidas em seis blocos, com o número de plantas dentro de parcelas variando entre um e quatro. O modelo estatístico adequado para a análise de variância, considerando plantas dentro de parcelas é:

$$Y_{ijk} = \mu + b_j + g_i + \varepsilon_{ij} + \delta_{ijk},$$

em que

Y_{ijk} : observação referente a k-ésima planta, da i-ésima progênie no j-ésimo bloco;

μ : constante comum a todas as observações;

g_i : efeito aleatório da i-ésima progênie [$i=1, 2, \dots, g$; $g_i \sim \text{NID}(0, \sigma_g^2)$];

b_j : efeito aleatório do j-ésimo bloco [$j=1, 2, \dots, r$; $b_j \sim \text{NID}(0, \sigma_b^2)$];

ε_{ij} : efeito aleatório ambiental existente entre parcelas [$\varepsilon_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$]; e

δ_{ijk} : efeito aleatório existente entre plantas dentro de parcelas [$k=1, 2, \dots, n_{ij}$; $\delta_{ijk} \sim \text{NID}(0, \sigma_d^2)$].

Considerou-se, ainda, que as variáveis de efeito aleatório são não-correlacionadas entre si. O esquema da análise de variância e as esperanças de quadrados médios estão apresentados no Quadro 5.

Quadro 5 – Esquema da análise de variância para um experimento em blocos casualizados com informação de indivíduos dentro de parcela (considerando número diferente de informação por parcela), mostrando as esperanças matemáticas dos quadrados médios

FV	GL	QM	E(QM)*
Blocos	$r-1 = 5$	QMB	-
Progênes	$g-1 = 27$	QMP	$\sigma_d^2 + c_2\sigma_\varepsilon^2 + c_3\sigma_g^2$
Entre Parcelas	$(g-1)(r-1) = 135$	QME	$\sigma_d^2 + c_1\sigma_\varepsilon^2$
Dentro da Parcela	$\sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^r (n_{ij} - 1) = 408$	QMD	σ_d^2
Total	$N-1 = 575$		

* $c_1 = 3,3972$; $c_2 = 3,2546$; $c_3 = 19,5270$ e $N = \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^r n_{ij} = 576$

em que

σ_d^2 é o componente de variância devido à variação dentro de parcelas;

σ_ε^2 é o componente de variância devido à variação entre parcelas;

σ_b^2 é o componente de variância devido ao efeito de blocos; e

σ_g^2 é o componente de variância devido ao efeito de progênes.

Os coeficientes c_1 , c_2 e c_3 dos componentes de variância nas esperanças dos quadrados médios foram obtidos com o auxílio do programa estatístico SAS, no procedimento GLM (SAS Institute Inc., 1989).

3.5.2. Estimação dos componentes de variância

A predição de ganhos genéticos esperados com seleção requer o conhecimento prévio dos componentes de variância. Diversos métodos têm sido sugeridos para estimação desses componentes, tais como: Método da ANOVA, Métodos I, II e III de Henderson, Método de Estimção Quadrática não Viesada de Norma Mínima – MINQUE, Método de Estimção Quadrática não Viesada de

Variância Mínima – MIVQUE, Método da Máxima Verossimilhança – ML e Método da Máxima Verossimilhança Restrita – REML (LOPES et al., 1993).

Com o objetivo de avaliar diferentes estimadores para os componentes de variância σ_d^2 , σ_ε^2 e σ_g^2 , uma vez que os dados são provenientes de experimentos com número diferente de plantas por parcela (experimento desbalanceado), foram utilizados quatro métodos: Método da ANOVA, Método da ANOVA aproximado, Método da Máxima Verossimilhança (Maximum Likelihood - ML) e Método da Máxima Verossimilhança Restrita (Restrict Maximum Likelihood - REML).

a) Método da ANOVA

Esse método é baseado na obtenção de quadrados médios, que são igualados aos estimadores de suas respectivas esperanças. De posse dos resultados das análises de variância, para cada caráter, foi possível obter as estimativas dos componentes de variância σ_d^2 , σ_ε^2 e σ_g^2 , cujos estimadores tem as seguintes expressões:

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

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{QME - QMD}{c_1}, \text{ e}$$

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{QMP - QML}{c_3},$$

sendo

$$QML = \frac{1}{c_1} [QMD(c_1 - c_2) + c_2 QME].$$

A variância fenotípica entre médias de progênes é

$$\hat{\sigma}_{fm}^2 = \hat{\sigma}_g^2 + \frac{c_2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2}{c_3} + \frac{\hat{\sigma}_d^2}{c_3}.$$

A variância fenotípica entre plantas no experimento é

$$\hat{\sigma}_{fp}^2 = \hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \hat{\sigma}_d^2.$$

b) Método da ANOVA aproximado

Para proceder à análise de variância, no caso de número diferente de plantas dentro de parcelas, tem sido empregado o processo utilizando a média harmônica, que segundo RAMALHO et al. (2000) pode ser utilizado quando o número de falhas não é muito grande. O procedimento consiste em realizar a análise de variância, considerando os dados médios de tratamentos nos r blocos. Obtêm-se as somas de quadrados para as fontes de variação blocos, tratamento e variação entre parcelas. Adicionalmente, tem-se, para cada parcela, a variação dentro de parcelas. A média ponderada dessa variação representa a variação dentro de parcelas, que é acoplada ao quadro da análise de variância (CRUZ, 2001). O esquema da análise de variância e as esperanças de quadrados médios para essa situação estão apresentados no Quadro 6.

Quadro 6 – Esquema da análise de variância para experimento em blocos casualizados com informação de indivíduos dentro de parcela (considerando número diferente de informação por parcela), mostrando as esperanças matemáticas dos quadrados médios

FV	GL	QM	E(QM)*
Blocos	$r-1 = 5$	QMB	-
Progênes	$g-1 = 27$	QMP	$\sigma_d^2 + \bar{n}\sigma_\epsilon^2 + \bar{n}r\sigma_g^2$
Entre Parcelas	$(g-1)(r-1) = 135$	QME	$\sigma_d^2 + \bar{n}\sigma_\epsilon^2$
Dentro da Parcela	$\sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^r (n_{ij} - 1) = 408$	QMD	σ_d^2
Total	$N-1 = 575$		

O número médio de indivíduos dentro de parcela é obtido pela expressão:

$$\frac{1}{\bar{n}} = \frac{1}{gr} \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^r \left(\frac{1}{n_{ij}} \right).$$

Neste trabalho $\bar{n} = 3,19493$.

Os estimadores dos componentes de variância σ_d^2 , σ_ε^2 e σ_g^2 , considerando a análise aproximada, têm as seguintes expressões:

$$\hat{\sigma}_d^2 = QMD,$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{QME - QMD}{\bar{n}}, \text{ e}$$

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{QMG - QME}{\bar{n}r}.$$

A variância fenotípica entre médias de progênie é

$$\hat{\sigma}_{fm}^2 = \hat{\sigma}_g^2 + \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{r} + \frac{\hat{\sigma}_d^2}{\bar{n}r}.$$

A variância fenotípica entre plantas no experimento é

$$\hat{\sigma}_{fp}^2 = \hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \hat{\sigma}_d^2.$$

c) Método da Máxima Verossimilhança (Maximum Likelihood) - ML

O método da máxima verossimilhança consiste em maximizar a função densidade de probabilidade das observações, em relação aos efeitos fixos e aos componentes de variância dos efeitos aleatórios do modelo. Esse método é iterativo e fornece sempre estimativas não-negativas dos componentes de variância. Entretanto, o método da máxima verossimilhança apresenta o inconveniente de não fornecer os mesmos resultados dos métodos baseados na análise de variância, quando todas as pressuposições desses métodos são atendidas. Os componentes de variância foram obtidos com auxílio do programa estatístico SAS, no procedimento VARCOMP (SAS Institute Inc., 1989).

d) Método da Máxima Verossimilhança Restrita (REstrict Maximum Likelihood) - REML

No método da máxima verossimilhança restrita, cada observação é dividida em duas partes independentes, uma referente aos efeitos fixos e outra referente aos efeitos aleatórios, de maneira que a função densidade de probabilidade das observações é dada pela soma das funções densidade de

probabilidade de cada parte. A maximização da função densidade de probabilidade da parte referente aos efeitos aleatórios, em relação aos componentes de variância, elimina o viés resultante da perda de graus de liberdade na estimação dos efeitos fixos do modelo. Os componentes de variância, para essa técnica, foram obtidos com auxílio do programa estatístico SAS, no procedimento VARCOMP (SAS Institute Inc., 1989).

De posse das variâncias entre e dentro de progênies F_3 , e por se tratar de progênies endogâmicas derivadas de uma população de plantas F_2 , oriundas do cruzamento entre dois genitores contrastantes; considerando também que estava representado no ensaio um genitor, é possível estimar a variância aditiva (σ_A^2) e aquela causada pelos desvios da dominância (σ_D^2), como mostrado a seguir.

A covariância entre plantas aparentadas dentro das progênies F_3 é igual a variância genética entre progênies. Segundo Cockerham (1963), citado por VENCOVSKY e BARRIGA (1992), para se obter o conteúdo genético de qualquer covariância, tomando como base uma população F_2 , resultante do cruzamento de duas linhagens puras e gerando materiais F_3, F_4, \dots, F_n por autofecundação, pode-se usar a expressão:

$$COV_{(igg')} = C_{igg'} = \alpha\sigma_A^2 + \delta\sigma_D^2 + \alpha^2\sigma_{AA}^2 + \alpha\delta\sigma_{AD}^2 + \delta^2\sigma_{DD}^2 + \dots$$

Os coeficientes α e δ variam com o tipo de variância ou covariância que está sendo considerada, sendo esta expressão válida quando a frequência alélica é 0,5 em todos os locos segregantes. Neste caso $\sigma_g^2 = C_{igg'}$. A simbologia $C_{igg'}$ significa a covariância genética que existe, para um dado caráter, entre duas plantas, uma na geração g e a outra na geração g' , e ambas tendo um ancestral comum na geração t . Os coeficientes α e δ podem ser obtidos pelas expressões

$$\alpha = 1 + I_t \text{ e}$$

$$\delta = \frac{1 + I_t}{1 - I_t} (1 - I_g)(1 - I_{g'}), \text{ em que } I \text{ é o coeficiente de endogamia (} I = F \text{ de}$$

Wright), que assume os valores 0, $1/2$, $3/4$, ..., $[1 - (1/2)^{n-2}]$, para $F_2, F_3, F_4, \dots, F_n$;

n é a geração em que se encontra o indivíduo que se deseja calcular o coeficiente de endogamia.

Primeiro, deve-se quantificar a variância genética entre as progênes F_3 (σ_g^2), derivadas de plantas F_2 , e tem-se:

$$\sigma_g^2 = C_{233}, \text{ pois } t = 2 \text{ e } g = g' = 3.$$

Assim,

$$I_t = I_2 = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^{2-2} = 0$$

$$I_g = I_{g'} = I_3 = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^{3-2} = \frac{1}{2}.$$

Portanto, tem-se

$$\alpha = 1 + I_2 = 1 + 0 = 1 \text{ e}$$

$$\delta = \frac{1 + I_2}{1 - I_2} (1 - I_3)(1 - I_3) = \frac{1 + 0}{1 - 0} \left(1 - \frac{1}{2}\right) \left(1 - \frac{1}{2}\right) = \frac{1}{4}, \text{ assim}$$

$$\sigma_g^2 = \sigma_A^2 + \frac{1}{4}\sigma_D^2 + \sigma_{AA}^2 + \frac{1}{4}\sigma_{AD}^2 + \frac{1}{16}\sigma_{DD}^2 + \dots$$

Desprezando-se os efeitos epistáticos, o que representa uma aproximação se tais efeitos existirem, tem-se

$$\sigma_g^2 \cong \sigma_A^2 + \frac{1}{4}\sigma_D^2.$$

Para se conhecer a natureza e quantificar a variação genética dentro das progênes F_3 (σ_{gd}^2), deve-se primeiro obter a variância total dessa geração. Na simbologia de Cockerham (1963), tem-se $\sigma_{GTF_3}^2 = C_{333}$, de forma que

$$\alpha = 1 + I_3 = 1 + \frac{1}{2} = \frac{3}{2}, \text{ e}$$

$$\delta = \frac{1 + I_3}{1 - I_3} (1 - I_3)(1 - I_3) = \frac{1 + \frac{1}{2}}{1 - \frac{1}{2}} \left(1 - \frac{1}{2}\right) \left(1 - \frac{1}{2}\right) = \frac{3}{4}, \text{ assim}$$

$$\sigma_{GTF_3}^2 = \frac{3}{2}\sigma_A^2 + \frac{3}{4}\sigma_D^2.$$

Ignorando as variâncias epistáticas, resulta que a variância genética dentro de progênes F_3 (σ_{gd}^2) é:

$$\sigma_{gd}^2 = \sigma_{GTF_3}^2 - \sigma_g^2$$

$$\sigma_{gd}^2 = \left(\frac{3}{2}\sigma_A^2 + \frac{3}{4}\sigma_D^2 \right) - \left(\sigma_A^2 + \frac{1}{4}\sigma_D^2 \right)$$

$$\sigma_{gd}^2 = \frac{1}{2}\sigma_A^2 + \frac{1}{2}\sigma_D^2.$$

Logo, a variância entre progênies F_3 é

$$\sigma_g^2 = \sigma_A^2 + \frac{1}{4}\sigma_D^2 \quad (\text{I}),$$

e a variância entre plantas dentro das progênies F_3 é

$$\sigma_d^2 = \sigma_{gd}^2 + \sigma_{ed}^2 = \frac{1}{2}\sigma_A^2 + \frac{1}{2}\sigma_D^2 + \sigma_{ed}^2, \quad (\text{II}),$$

em que σ_{ed}^2 é a variância ambiental entre plantas dentro das parcelas, ou a variância ambiental entre as plantas. Para isolar σ_A^2 e σ_D^2 nas equações I e II, é necessário conhecer σ_{ed}^2 . Neste trabalho, como um genitor foi incluído no ensaio de avaliação das progênies F_3 , é possível estimar σ_{ed}^2 . Então, representando as equações I e II na forma matricial, tem-se:

$$\begin{bmatrix} 1 & \frac{1}{4} \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_A^2 \\ \hat{\sigma}_D^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_g^2 \\ 2\hat{\sigma}_d^2 - 2\hat{\sigma}_{ed}^2 \end{bmatrix}.$$

Resolvendo os sistemas de equações normais $\hat{\beta} = X^{-1}Y$, obtêm-se os valores de $\hat{\sigma}_A^2$ e $\hat{\sigma}_D^2$, sendo:

$$\hat{\sigma}_A^2 = \frac{1}{3}(4\hat{\sigma}_g^2 + 2\hat{\sigma}_{ed}^2 - 2\hat{\sigma}_d^2)$$

$$\hat{\sigma}_D^2 = \frac{4}{3}(2\hat{\sigma}_d^2 - \hat{\sigma}_g^2 - 2\hat{\sigma}_{ed}^2).$$

Considerando a seleção entre progênies F_3 , com autofecundação de todas as plantas das progênies selecionadas, será formada uma população de plantas F_4 , provinda de progênies F_3 superiores. Pode-se então estimar o progresso genético temporário da geração F_3 para F_4 . Esse progresso será função da covariância entre as médias das progênies F_3 e F_4 , oriundas de uma ancestral F_2 . Será, portanto, $C_{igg'} = C_{234}$. Assim,

$$\alpha = 1 + I_2 = 1 + 0 = 1, \text{ e}$$

$$\delta = \frac{1+I_2}{1-I_2} (1-I_3)(1-I_4) = \frac{1+0}{1-0} \left(1 - \frac{1}{2}\right) \left(1 - \frac{3}{4}\right) = \frac{1}{8},$$

então,

$$COV(\bar{Y}_{F_3}, Y_{F_4}) = C_{234} = \sigma_A^2 + \frac{1}{8}\sigma_D^2.$$

É também útil calcular o progresso esperado com a seleção entre progênes F₃ superiores, até a obtenção de linhas puras. Esse progresso será função da covariância entre médias das progênes F₃ e F_∞, provindas de uma ancestral F₂. Sendo F_∞ uma geração suficientemente homozigótica, então $C_{tgg'} = C_{23\infty}$.

$$\alpha = 1 + I_2 = 1 + 0 = 1, \text{ e}$$

$$\delta = \frac{1+I_2}{1-I_2} (1-I_3)(1-I_\infty) = \frac{1+0}{1-0} \left(1 - \frac{1}{2}\right) (1-1) = 0,$$

desse modo,

$$COV(\bar{Y}_{F_3}, Y_{F_\infty}) = C_{23\infty} = \sigma_A^2.$$

Considerando seleção dentro de progênes F₃, a geração F₄ seria composta de sementes de autofecundação das melhores plantas, oriundas das progênes F₃ superiores. Na seleção dentro de progênes, a unidade de seleção é a diferença entre o valor fenotípico de uma planta (Y_{F3}) e a média de uma progênie (\bar{Y}_{F_3}), ou seja, $Y_{F_3} - \bar{Y}_{F_3}$. É, portanto, necessário obter a covariância entre esta unidade e o valor fenotípico da média de uma progênie F₄, descendente da planta selecionada, então:

$$COV[(Y_{F_3} - \bar{Y}_{F_3}), Y_{F_4}] = COV(Y_{F_3}, Y_{F_4}) - COV(\bar{Y}_{F_3}, Y_{F_4}).$$

A covariância entre a média das progênes com a geração F₄ é

$$COV(\bar{Y}_{F_3}, Y_{F_4}) = C_{234} = \sigma_A^2 + \frac{1}{8}\sigma_D^2.$$

A covariância total da geração F₃ com a geração F₄, ou seja, $COV(Y_{F_3}, Y_{F_4}) = C_{334}$, é

$$COV(Y_{F_3}, Y_{F_4}) = C_{334} = \frac{3}{2}\sigma_A^2 + \frac{3}{8}\sigma_D^2, \text{ pois}$$

$$\alpha = 1 + I_3 = 1 + \frac{1}{2} = \frac{3}{2}, \text{ e}$$

$$\delta = \frac{1+I_3}{1-I_3}(1-I_3)(1-I_4) = \frac{1+\frac{1}{2}}{1-\frac{1}{2}} \left(1-\frac{1}{2}\right) \left(1-\frac{3}{4}\right) = \frac{3}{8},$$

portanto,

$$COV[(Y_{F_3} - \bar{Y}_{F_3}), Y_{F_4}] = \left(\frac{3}{2}\sigma_A^2 + \frac{3}{8}\sigma_D^2\right) - \left(\sigma_A^2 + \frac{1}{8}\sigma_D^2\right) = \frac{1}{2}\sigma_A^2 + \frac{1}{4}\sigma_D^2.$$

É também útil calcular o progresso esperado com a seleção dentro de progênies F_3 superiores até a obtenção de linhas puras. Esse progresso será função da covariância entre plantas F_3 e F_∞ , sendo F_∞ uma geração suficientemente homozigótica. Na seleção dentro de progênies F_3 , a unidade de seleção é a diferença entre o valor fenotípico de uma planta (Y_{F_3}) e a média de uma progênie (\bar{Y}_{F_3}), ou seja, $Y_{F_3} - \bar{Y}_{F_3}$. É, portanto, necessária a covariância entre esta unidade e o valor fenotípico de uma planta na geração F_∞ . Será função, portanto, de $C_{tgg'} = C_{33\infty}$. Assim,

$$COV[(Y_{F_3} - \bar{Y}_{F_3}), Y_{F_\infty}] = COV(Y_{F_3}, Y_{F_\infty}) - COV(\bar{Y}_{F_3}, Y_{F_\infty})$$

$$COV(\bar{Y}_{F_3}, Y_{F_\infty}) = C_{23\infty} = \sigma_A^2.$$

A covariância total da geração F_3 com a geração F_∞ , ou seja, $COV(Y_{F_3} - Y_{F_\infty}) = C_{33\infty}$ é

$$COV(Y_{F_3}, Y_{F_\infty}) = C_{33\infty} = \frac{3}{2}\sigma_A^2, \text{ pois}$$

$$\alpha = 1 + I_3 = 1 + \frac{1}{2} = \frac{3}{2}, \text{ e}$$

$$\delta = \frac{1+I_3}{1-I_3}(1-I_3)(1-I_\infty) = \frac{1+\frac{1}{2}}{1-\frac{1}{2}} \left(1-\frac{1}{2}\right) (1-1) = 0.$$

Portanto,

$$COV[(Y_{F_3} - \bar{Y}_{F_3}), Y_{F_\infty}] = \left(\frac{3}{2}\sigma_A^2\right) - (\sigma_A^2) = \frac{1}{2}\sigma_A^2.$$

3.5.3. Estimação dos coeficientes de herdabilidade

O coeficiente de herdabilidade no sentido restrito, em nível de média de progênies, permite avaliar a eficiência da seleção entre médias de progênies F_3 :

$$h_m^2 = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{fm}^2} . 100 .$$

O coeficiente de herdabilidade, no sentido restrito em nível de indivíduos dentro de progênies, permite avaliar eficiência da seleção entre plantas dentro de progênies F_3 :

$$h_d^2 = \frac{1}{2} \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{fp}^2} . 100 .$$

3.5.4. Seleção entre e dentro de progênies F_3

Na geração F_1 de uma população de indivíduos descendentes do mesmo cruzamento, a seleção não se aplica, pois não existe variabilidade genética nesta população. Na geração F_2 , onde as plantas são cultivadas em bulks, ocorre a máxima manifestação da variância genética aditiva entre plantas. Nessa geração podem ser eliminadas plantas com características indesejáveis ao programa de melhoramento. Como cada planta de café produz grande quantidade de sementes, podem ser derivadas linhas (ou progênies) para o teste de progênie. A geração F_3 é a primeira após a hibridação em que progênies podem ser avaliadas. Assim, para se praticar seleção com maior eficiência é conveniente, a partir da geração F_3 , avaliar progênies dos indivíduos F_2 , e plantas individuais.

Foram estimados os ganhos por seleção direta entre as progênies F_3 para o caráter produção de grãos nos anos agrícolas avaliados, e também para a combinação de anos, considerando 28,57% do total das progênies, correspondendo às oito melhores progênies.

Uma vez definida a porcentagem de progênies a serem selecionadas, os ganhos por seleção podem ser estimados pelas seguintes expressões:

$$GS_{e(3,4)} = DS_1 \cdot \frac{COV(\bar{Y}_{F3}, Y_{F4})}{\hat{\sigma}_{fm}^2} = DS_1 \cdot \frac{\hat{\sigma}_A^2 + \frac{1}{8}\hat{\sigma}_D^2}{\hat{\sigma}_{fm}^2}, \text{ e}$$

$$GS_{e(3,\infty)} = DS_1 \cdot \frac{COV(\bar{Y}_{F3}, Y_{F\infty})}{\hat{\sigma}_{fm}^2} = DS_1 \cdot \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{fm}^2},$$

em que

$GS_{e(3,4)}$: ganho temporário obtido por seleção entre progênes F_3 , para a geração F_4 ;

$GS_{e(3,\infty)}$: ganho obtido por seleção entre progênes F_3 , para geração homozigótica;

$\hat{\sigma}_A^2$ é a estimativa da variância genética aditiva;

$\hat{\sigma}_D^2$ é a estimativa da variância devida aos desvios da dominância;

$\hat{\sigma}_{fm}^2$ é a estimativa da variância fenotípica entre médias de progênes; e

DS_1 é o diferencial médio de seleção para progênie, dado por

$$DS_1 = \bar{X}_s - \bar{X}_0,$$

em que

\bar{X}_s é a média das progênes selecionadas; e

\bar{X}_0 é a média da população base.

Após terem sido selecionadas as oito progênes com maior média de produção de grãos, foram selecionadas as plantas dentro dessas progênes que apresentaram maior produção. O porcentual de plantas selecionadas dentro de cada progênie foi de 20,83%, correspondendo a cinco plantas dentro de cada progênie.

Uma vez definida a porcentagem de plantas dentro de progênes a serem selecionadas, os ganhos por seleção dentro de progênes podem ser estimados pelas seguintes expressões:

$$GS_{d(3,4)} = DS_2 \cdot \frac{COV[(Y_{F3} - \bar{Y}_{F3}), Y_{F4}]}{\hat{\sigma}_d^2} = DS_2 \cdot \frac{\frac{1}{2}\hat{\sigma}_A^2 + \frac{1}{4}\hat{\sigma}_D^2}{\hat{\sigma}_d^2}$$

$$GS_{d(3,\infty)} = DS_2 \cdot \frac{COV[(Y_{F3} - \bar{Y}_{F3}), Y_{F\infty}]}{\hat{\sigma}_d^2} = DS_2 \cdot \frac{\frac{1}{2}\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_d^2},$$

em que

$GS_{d(3,4)}$ é o ganho por seleção dentro de progênies F_3 , para a geração F_4 ;

$GS_{d(3,\infty)}$ é o ganho por seleção dentro de progênies F_3 , para a geração F_∞ ;

$\hat{\sigma}_d^2$ é a estimativa da variância fenotípica dentro de progênies; e

DS_2 é o diferencial de seleção médio de indivíduo dentro de progênie.

Os ganhos por seleção entre e dentro, conforme apresentado por VENCOVSKY (1987), podem ser estimados pela seguinte expressão:

$$GS_{ed} = GS_e + GS_d.$$

3.5.5. Seleção entre plantas baseada na estimativa da estatística P_i^{**}

Conforme considerado por HUHEN (1990), uma vantagem das estatísticas não-paramétricas na estimativa do parâmetro estabilidade é sua utilização como critério de seleção em programas de melhoramento.

Neste trabalho, utilizou-se como critério de seleção a estatística P_i^{**} , denominada performance genotípica, agora considerando o indivíduo, dada por:

$$P_i^{**} = \frac{\sum_{j=1}^a (Y_{ij} - M_j)^2}{2a} \cdot \frac{1}{f_j},$$

em que

P_i^{**} é o critério de seleção do indivíduo i ;

Y_{ij} é o valor observado do indivíduo i , na j -ésima colheita;

M_j é a resposta máxima observada entre todos os indivíduos na j -ésima colheita;

a é o número de colheitas;

$f_j = \frac{CV_j}{CV_T}$, fator de ponderação da colheita j ;

CV_j é o coeficiente de variação da colheita j ; e

CV_T é a soma dos coeficiente de variação das j colheitas.

A resposta à seleção, com base no critério P_i^{**} , aqui considerada como seleção individual para a produção de grãos, foi determinada segundo o método proposto por EBERHART (1970), a qual utiliza apenas o diferencial de seleção (DS) e a herdabilidade (h^2) do caráter que está sendo selecionado.

As respostas fundamentadas no critério P_i^{**} foram estimadas, utilizando-se as seguintes expressões:

$$GS_{(3,4)} = DS.h_i^2 = DS. \frac{\frac{3}{2}\hat{\sigma}_A^2 + \frac{3}{8}\hat{\sigma}_D^2}{\hat{\sigma}_{fp}^2}, \text{ e}$$

$$GS_{(3,\infty)} = DS.h_i^2 = DS. \frac{\frac{3}{2}\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{fp}^2},$$

em que

$GS_{(3,4)}$ é o ganho por seleção esperado da geração F_3 , para a geração F_4 ;

$GS_{(3,\infty)}$ é o ganho por seleção esperado da geração F_3 , para a geração F_∞ ;

h_i^2 é a estimativa da herdabilidade, em nível de indivíduo no experimento;

e

DS é o diferencial de seleção.

3.5.6. Seleção combinada

A seleção combinada, considerando determinado caráter, consiste no estabelecimento de um índice para cada indivíduo, cujos valores que compõem esse índice são obtidos dos próprios indivíduos e de seus parentes. Dadas as dificuldades de demonstração das estatísticas para obtenção dos estimadores dos coeficientes que compõem o índice, considerando o desbalanceamento dentro de parcela, e por não serem essas demonstrações propósito deste trabalho, os valores foram obtidos considerando o modelo balanceado.

O índice relativo a cada indivíduo foi obtido conforme proposto por PIRES (1996), e descrito da seguinte forma:

$$I_{ijk} = c_1(Y_{ijk} - \bar{Y}_{.j.}) + c_2(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...}), \quad (1)$$

em que

I_{ijk} é o estimador do valor genético da k-ésima planta, da j-ésima repetição na i-ésima progênie;

Y_{ijk} é o valor fenotípico da planta ijk ;

$\bar{Y}_{.j}$ é a média do bloco a que pertence a planta ijk ;

$\bar{Y}_{i..}$ é a média da progênie i ;

$\bar{Y}_{...}$ é a média geral da população; e

c_1 e c_2 são os coeficientes que minimizam as diferenças entre os elementos do vetor I , de índices dos indivíduos, e os elementos correspondentes do vetor H , de valores genéticos dos indivíduos.

Fazendo $Y_{ijk} - \bar{Y}_{.j} = z_{1ijk}$ e $\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...} = z_{2ijk}$, e substituindo na expressão (1), tem-se:

$$I_{ijk} = c_1 z_{1ijk} + c_2 z_{2ijk}.$$

Sendo os valores genotípicos dos indivíduos expressos por $H_{ijk} = a_1 G_{ijk}$, e considerando $a_1 = 1$, em que, H_{ijk} se refere ao agregado genotípico do indivíduo ijk e a_1 se refere ao peso econômico da característica. Assim, pode-se demonstrar que:

$$zz' \hat{c} = zH \tag{2}$$

Substituindo-se z e c em (2) por suas formas correspondentes, tem-se:

$$\begin{bmatrix} z_1 z_1 & z_1 z_2 \\ z_2 z_1 & z_2 z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{c}_1 \\ \hat{c}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (z_1 G) \\ (z_2 G) \end{bmatrix} \tag{3}$$

Aplicando-se esperança matemática em ambos os membros de (3), obtém-se:

$$\begin{bmatrix} V(z_1) & Cov(z_1, z_2) \\ Cov(z_2, z_1) & V(z_2) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{c}_1 \\ \hat{c}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Cov(z_1, G) \\ Cov(z_2, G) \end{bmatrix} \tag{4}$$

Neste caso, entretanto, a $Cov(z_1, z_2) \neq 0$, influenciando, assim, os estimadores dos coeficientes c_1 e c_2 . Desenvolvendo-se, então, o sistema de equações normais, têm-se:

$$\begin{bmatrix} \hat{c}_1 \\ \hat{c}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{V}(z_1) & C\hat{ov}(z_1, z_2) \\ C\hat{ov}(z_2, z_1) & \hat{V}(z_2) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} C\hat{ov}(z_1, G) \\ C\hat{ov}(z_2, G) \end{bmatrix} \quad (5)$$

Assim, tem-se que:

$$\hat{c}_1 = \frac{\hat{V}(z_2)C\hat{ov}(z_1, G) - C\hat{ov}(z_1, z_2)C\hat{ov}(z_2, G)}{\hat{V}(z_1)\hat{V}(z_2) - C\hat{ov}^2(z_1, z_2)} \quad (6)$$

$$\hat{c}_2 = \frac{\hat{V}(z_1)C\hat{ov}(z_2, G) - C\hat{ov}(z_1, z_2)C\hat{ov}(z_1, G)}{\hat{V}(z_1)\hat{V}(z_2) - C\hat{ov}^2(z_1, z_2)} \quad (7)$$

As variâncias e covariâncias necessárias para obtenção dos coeficientes \hat{c}_1 e \hat{c}_2 , são obtidas pelas expressões:

$$\text{Variância de } z_1 = \hat{V}(z_1) = \frac{g-1}{g}(\sigma_g^2 + \sigma_\varepsilon^2) + \frac{gn-1}{g}\sigma_d^2.$$

$$\text{Variância de } z_2 = \hat{V}(z_2) = \frac{g-1}{g}\left(\sigma_g^2 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{r} + \frac{\sigma_d^2}{m}\right).$$

$$\text{Covariância entre } z_1 \text{ e } z_2 = C\hat{ov}(z_1, z_2) = \frac{g-1}{g}\left(\sigma_g^2 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{r}\right).$$

$$\text{Covariância entre } z_1 \text{ e } G = C\hat{ov}(z_1, G) = \sigma_A^2 \left[\frac{(gn-1) - (n-1)\hat{\theta}}{gn} \right].$$

$$\text{Covariância entre } z_2 \text{ e } G = C\hat{ov}(z_2, G) = \frac{g-1}{g}\sigma_A^2 \left[\frac{1 + (gn-1)\hat{\theta}}{gn} \right].$$

$\hat{\theta}$ é o estimador do coeficiente de correlação entre os valores genéticos aditivos entre plantas dentro de parcelas, sendo o valor de $\hat{\theta}$, para o caso em que se avaliam progênies F_3 , igual a $2/3$ (VIANA e CRUZ, 1997).

A resposta à seleção combinada é estimada por:

$$GS_i = \frac{Cov(I_{ijk}, H_{ijk})}{V(I_{ijk})} . DS_I, \text{ sendo}$$

$$C\hat{ov}(I_{ijk}, H_{ijk}) = \hat{V}(I_{ijk}) \text{ ou seja } \frac{C\hat{ov}(I_{ijk}, H_{ijk})}{\hat{V}(I_{ijk})} = 1, \text{ e}$$

$$GS_i = DS_I, \text{ sendo}$$

GS_i é o ganho na característica i pela seleção combinada; e

DS_I é o diferencial de seleção do índice em relação a característica i .

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na primeira etapa deste trabalho são apresentados os resultados das análises de variância univariada, considerando as médias de parcelas, as estimativas de alguns parâmetros genéticos e as correlações genóticas, fenotípicas e de ambiente entre os caracteres avaliados. Foram analisados dados referentes a 30 tratamentos, relativos a 28 progênies F_3 , e duas testemunhas da variedade Catuaí Vermelho (IAC 15). Os tratamentos são considerados de efeito fixo, pois inicialmente existe interesse na inferência a respeito dos genótipos avaliados no experimento. Os graus de liberdade para tratamentos foram decompostos em três grupos: progênies, testemunhas e progênies vs testemunhas, sendo o efeito de progênie considerado como aleatório. Na seqüência, estão apresentadas estimativas do coeficiente de repetibilidade para o caráter produção de grãos e estimativa da performance genotípica.

Numa segunda etapa, são apresentados os resultados das análises de variância univariada, considerando plantas dentro de parcelas, onde foram utilizados dados relativos apenas das 28 progênies. Também estão apresentados os componentes de variância que foram estimados por meio de diferentes técnicas. Nesse caso, existe o interesse na inferência a respeito de uma população constituída com a finalidade de se praticar seleção. Portanto, o efeito de tratamento foi considerado aleatório. Por último, realizou-se análise da seleção, utilizando diferentes estratégias.

4.1. Análise de variância univariada, considerando média de parcelas, e estimação de parâmetros

Os resultados das análises de variância individuais e as estimativas dos parâmetros genéticos e não-genéticos para produção, em quilogramas de grãos beneficiados/planta, avaliada nos anos 1997 (P97), 1998 (P98), 1999 (P99) e 2000 (P20), e nas combinações de anos, encontram-se no Quadro 7. As análises de variância apontaram diferenças significativas entre tratamentos, $P = 0,063$ no ano de 1997, e $P < 0,01$ para as demais colheitas e combinações de anos, pelo teste F, permitindo afirmar que existe média de tratamento (ou tratamentos) que difere das demais.

Observando-se, no mesmo quadro, o desdobramento da soma de quadrados de tratamentos, verifica-se a existência de variância genética significativa entre progênies, $P < 0,02$ para produção nos anos 1998, 1999, 2000 e combinação de anos. Na colheita de 1997, existe variância genética entre progênies, apenas quando considerado um valor de probabilidade de 14%. Esses resultados permitem concluir que existe variabilidade genética para o caráter produção de grãos no conjunto de progênies estudadas. Não foi observado diferença significativa entre testemunhas, $P = 1,0$, resultado consistente, pois se trata de um mesmo material genético. Analisando o contraste progênies vs testemunhas (G vs C), simultaneamente as respectivas médias e considerando significância de 5% pelo teste F, verifica-se que a produção média das testemunhas foi inferior à média das progênies nos anos 1998, 2000 e combinações P34, P234 e PT. A produção média das testemunhas foi superior apenas na primeira colheita (1997). Na colheita de 1999, e combinações P12, P23 e P123, as produções foram estatisticamente iguais. Fato de grande importância, considerando que as testemunhas são linhagens comerciais altamente produtivas, evidencia o potencial para seleção de progênies avaliadas no ensaio, pois essas associam variabilidade genética e média alta, condições que permitem a seleção de genótipos superiores.

Quadro 7 – Resumo das análises de variâncias individuais, considerando média de parcelas, médias de tratamentos, progênies e testemunhas e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos do caráter produção de grãos beneficiados, em kg/planta, nos anos 1997 (P97), 1998 (P98), 1999 (P99) e 2000 (P20) e nas combinações de anos 1997 e 1998 (P12), 1998 e 1999 (P23), 1999 e 2000 (P34), 1997, 1998 e 1999 (P123), 1998, 1999 e 2000 (P234) e total dos quatro anos (PT), de 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG

FV	GL	Quadrados Médios*									
		P97	P98	P99	P20	P12	P23	P34	P123	P234	PT
Blocos	5	0,029	0,300	0,180	0,501	0,505	0,839	0,745	1,167	1,556	1,936
Tratamentos	29	0,018 ^{6,3}	0,175 ^{0,0}	0,551 ^{0,0}	0,433 ^{0,1}	0,159 ^{0,0}	1,054 ^{0,0}	1,198 ^{0,0}	1,064 ^{0,0}	2,065 ^{0,0}	2,006 ^{0,0}
Progênies (G)	27	0,016 ^{14,1}	0,175 ^{0,0}	0,580 ^{0,0}	0,345 ^{1,8}	0,167 ^{0,0}	1,131 ^{0,0}	1,228 ^{0,0}	1,139 ^{0,0}	2,094 ^{0,0}	2,065 ^{0,0}
Testemunha (C)	1	0,011 ¹⁰⁰	0,000 ¹⁰⁰	0,009 ¹⁰⁰	0,005 ¹⁰⁰	0,010 ¹⁰⁰	0,009 ¹⁰⁰	0,001 ¹⁰⁰	0,039 ¹⁰⁰	0,001 ¹⁰⁰	0,017 ¹⁰⁰
G vs C	1	0,080 ^{1,2}	0,335 ^{0,36}	0,303 ^{17,0}	3,247 ^{0,0}	0,088 ^{17,8}	0,001 ¹⁰⁰	1,567 ^{3,5}	0,064 ¹⁰⁰	3,350 ^{0,7}	2,397 ^{2,8}
Resíduo	145	0,012	0,038	0,159	0,195	0,048	0,222	0,345	0,257	0,454	0,490
Média											
Tratamentos		0,248	0,464	1,626	0,571	0,713	2,091	2,197	2,339	2,662	2,910
Progênies (G)		0,243	0,476	1,615	0,607	0,719	2,091	2,222	2,334	2,698	2,941
Testemunha (C)		0,327	0,303	1,780	0,068	0,630	2,083	1,848	2,410	2,152	2,478
CVe(%)		44,63	42,14	24,52	77,42	30,69	22,54	26,73	21,66	25,32	24,05
$\hat{\sigma}_F^2$		0,0027	0,0292	0,0967	0,0575	0,0278	0,1885	0,2047	0,1899	0,3490	0,3442
$\hat{\sigma}_e$		0,0020	0,0064	0,0265	0,0326	0,0080	0,0370	0,0575	0,0428	0,0757	0,0817
$\hat{\sigma}_g^2$		0,0007	0,0228	0,0702	0,0249	0,0198	0,1515	0,1472	0,1471	0,2732	0,2625
h ² (%)		25,19	78,13	72,59	43,34	71,33	80,36	71,90	77,46	78,30	76,27
CVg (%)		10,82	31,73	16,40	26,01	19,60	18,61	17,26	16,45	19,37	17,42
$\hat{\theta}$ (CV _g /CV _e)		0,24	0,77	0,66	0,36	0,64	0,83	0,65	0,76	0,77	0,73

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão apresentados em sobrescrito.

Os resultados desse trabalho não estão de acordo com aqueles encontrados por CARVALHO et al. (1989), que avaliaram progênies de cruzamentos entre descendentes do Híbrido de Timor com diferentes cultivares e linhagens de *C. arábica*, tendo sido essas pouco produtivas nas condições de Campinas (SP). Por outro lado, PEREIRA et al. (1987), BETTENCOURT e RODRIGUES (1988), PEREIRA et al. (1995), MELO et al. (1998) e SERA et al. (2000) observaram boas produções em progênies derivadas de cruzamentos entre descendentes do Híbrido de Timor e variedades de *C. arabica*.

Os coeficientes de variação experimental (CVe) foram 44,63%, 42,14%, 24,52% e 77,42% para os anos 1997, 1998, 1999 e 2000, respectivamente (Quadro 7). Altos coeficientes de variação são verificados em experimentos de avaliação de progênies de café, em anos individuais, variando entre 20% e 40%, e menores na análise de combinações de anos (SERA, 1980; CARVALHO, 1989; MENDES, 1994; FONSECA, 1999). O elevado coeficiente de variação observado no ano de 2000 se deve a condições climáticas desfavoráveis para a cultura, pois nesse ano a região passou por um longo período de seca e alta incidência de ferrugem. No entanto, houve expressiva redução nas estimativas dos Cve, quando os dados foram analisados em combinações de colheitas, variando de 21,66% a 30,69%. Essa redução nos Cve reforça a idéia de que o agrupamento das colheitas contribui para reduzir os efeitos da bienalidade da produção. Resultados semelhantes foram encontrados por SERA (1980), CARVALHO (1989) e MENDES (1994).

A média de produção de grãos beneficiados por planta, para tratamentos, foi crescente nos três primeiros anos avaliados, passando de 0,248 kg/planta para 0,464 kg/planta e 1,626 kg/planta, respectivamente, na primeira, segunda e terceira colheita. Houve redução drástica na quarta colheita, para 0,571 kg/planta. Segundo FAZUOLI (1977), as plantas de café têm tendência de aumentar a produção até a 5ª colheita, com menos oscilação bienal. A redução na produção na 4ª colheita pode ser decorrente da seca ocorrida na região, ou também do início da manifestação da bienalidade da produção de grãos apresentada pela espécie.

O coeficiente de herdabilidade (h^2), estimado a partir das médias de progênies, ficou entre 70% e 80% para as colheitas de 1998 e 1999 e combinação de anos. Na primeira (1997) e quarta colheitas (2000), foi de 25,19% e 43,34%, respectivamente. A herdabilidade é um parâmetro que informa a confiabilidade que o valor fenotípico representa o valor genotípico. Dessa maneira, excetuando-se a primeira e quarta colheitas, tem-se uma situação favorável para realização de seleção. A condição mais favorável é a combinação de anos, sendo que as combinações P23, P123, P234 e PT apresentaram herdabilidade igual a 80,36%, 77,46%, 78,30% e 76,27%, respectivamente.

O índice de variação (θ) é a proporção entre o coeficiente de variação genética (CV_g) e o coeficiente de variação ambiental (CV_e). Segundo VENCOVSKY (1987), quando esse índice é próximo ou superior a 1,0 indica uma situação favorável à seleção. Neste estudo, essa relação, multiplicada por 100, resulta em valores concordantes com os obtidos para os coeficientes de herdabilidade, sendo apenas um pouco inferiores. Assim, a discussão para os θ 's é a mesma daquela da herdabilidade, corroborando uma situação favorável a seleção.

O coeficiente de variação genética (CV_g), que corresponde ao desvio-padrão genético, expresso em porcentagem da média, é um indicador da grandeza relativa das mudanças em um caráter que podem ser obtidas por meio da seleção ao longo de um programa de melhoramento. Esses coeficientes que oscilaram entre 10,82% e 31,73%, para os anos avaliados e combinações de anos, indicam que a seleção das melhores progênies possibilitará expressivo aumento no valor genético da população, quanto ao caráter em questão.

A estimação de parâmetros genéticos de uma população é de grande importância nos programas de melhoramento. Porém, para um dado caráter, a estimativa de um parâmetro pode ser variável, pois é função da variabilidade genética existente na população e das condições de ambientes (FALCONER, 1989). No caso da produção inicial de grãos de café, as diferentes estimativas encontradas para os quatro anos iniciais e combinação de anos, são provavelmente função dos diferentes genes que estão se expressando ao longo do crescimento e desenvolvimento da planta e das condições do ambiente apresentadas nos anos de colheita. Além disso, na interpretação das estimativas

dos coeficientes de herdabilidade, deve-se estar atento ao viés dessas estimativas, pois sendo a herdabilidade no sentido amplo uma relação da variância genética entre progênies e a variância fenotípica, em experimentos conduzidos em apenas um local, a variância genética, possível de ser estimada, fica inflacionada pelo componente de variância, dada a interação genótipo x ambiente.

Analisando as características que compõem o aspecto geral da cultura, verificou-se que, para os caracteres porte da planta e vigor vegetativo, ocorreram diferenças significativas, $P < 0,03$, entre os tratamentos nos quatro anos avaliados (Quadro 8). No mesmo quadro, verifica-se que não ocorreram diferenças significativas entre testemunhas ($P < 0,01$). Para o contraste genótipos vs testemunhas no ano de 1998 não ocorreram diferenças significativas ($P < 0,01$) para vigor e porte da planta, assim como para porte da planta em 1997. Porém, nos anos de 1999 e 2000, a média das progênies foi superior a das testemunhas, evidenciando a possibilidade de seleção de progênies superiores para esses caracteres.

Para o caráter carga pendente, verificou-se que ocorreram diferenças significativas, $P < 0,01$, entre tratamentos, nos quatro anos avaliados (Quadro 9). Também se verifica que não ocorreram diferenças significativas entre testemunhas, $P < 0,01$, e para o contraste genótipos vs testemunhas no ano de 1997. Porém, nos anos de 1998, 1999 e 2000, houve diferença significativa entre as médias das progênies e as médias das testemunhas.

Foram observadas diferenças significativas $P < 0,01$, entre tratamentos, para os caracteres vegetativos altura de planta, diâmetro de caule, diâmetro de saia a 20 cm do solo, diâmetro da copa no “terço médio” da planta e diâmetro médio da planta, avaliados em janeiro de 2000 (Quadro 9). Observa-se também que não ocorreram diferenças significativas ($P < 0,01$) entre testemunhas. Para o contraste genótipos vs testemunhas, houve diferenças significativas ($P < 0,01$) para todos os caracteres. Considerando a existência de variabilidade genética entre progênies, $P < 0,01$ para os caracteres relacionados, será possível praticar seleção com objetivo de se obter variedades que se adaptem a diferentes sistemas de cultivo.

Quadro 8 – Resumo das análises de variâncias individuais, médias de tratamentos, progênies e testemunhas e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos dos caracteres porte das plantas nos anos 1997 (Pt97), 1998 (Pt98), 1999 (Pt99) e 2000 (Pt20) e vigor vegetativo nos anos 1997 (Vg97), 1998 (Vg98), 1999 (Vg99) e 2000 (Vg20), de 30 genótipos de *C. arábica*, avaliados em Patrocínio, MG

FV	GL	Quadrados Médios*							
		Pt97	Pt98	Pt99	Pt20	Vg97	Vg98	Vg99	Vg20
Blocos	5	0,227	0,257	1,132	0,405	2,526	1,570	12,019	2,896
Tratamentos	29	0,273 ^{0,1}	0,502 ^{0,0}	0,460 ^{0,0}	0,799 ^{0,0}	3,406 ^{0,0}	1,163 ^{2,1}	2,156 ^{0,0}	1,918 ^{0,9}
Progênies (G)	27	0,277 ^{0,1}	0,539 ^{0,0}	0,453 ^{0,0}	0,803 ^{0,0}	3,118 ^{0,0}	1,209 ^{1,6}	1,994 ^{0,1}	1,470 ^{9,4}
Testemunha (C)	1	0,099 ¹⁰⁰	0,002 ¹⁰⁰	0,002 ¹⁰⁰	0,000 ¹⁰⁰	0,392 ¹⁰⁰	0,230 ¹⁰⁰	0,037 ¹⁰⁰	1,394 ^{24,6}
G vs C	1	0,322 ^{10,7}	0,003 ¹⁰⁰	1,075 ^{0,2}	1,506 ^{0,6}	14,1810 ^{0,0}	0,843 ^{26,7}	8,637 ^{0,2}	14,546 ^{0,0}
Resíduo	145	0,123	0,162	0,112	0,191	0,757	0,678	0,883	1,028
Média									
Tratamentos		2,11	1,72	1,38	2,20	6,95	7,42	7,04	6,25
Progênies (G)		2,10	1,73	1,41	2,23	7,03	7,44	7,10	6,33
Testemunha (C)		2,27	1,71	1,10	1,86	5,90	7,17	6,22	5,19
CVe(%)		16,59	23,33	24,10	19,81	12,51	11,09	13,34	16,22
$\hat{\sigma}_F^2$		0,046	0,090	0,076	0,134	0,520	0,202	0,332	0,245
$\hat{\sigma}_e$		0,020	0,027	0,019	0,032	0,126	0,113	0,147	0,171
$\hat{\sigma}_g^2$		0,021	0,063	0,057	0,102	0,394	0,089	0,185	0,074
h ² (%)		55,72	69,95	75,40	76,24	75,73	44,94	55,72	30,05
CVg (%)		7,64	14,52	16,97	14,33	8,93	4,00	6,06	4,29
$\hat{\theta}$ (CV _g /CV _e)		0,46	0,62	0,71	0,73	0,72	0,36	0,46	0,27

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão apresentados em sobrescrito.

Quadro 9 – Resumo das análises de variância individuais, médias de tratamentos, progênies e testemunhas e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos dos caracteres carga pendente nos anos 1997 (Cp97), 1998 (Cp98), 1999 (Cp99) e 2000 (Cp20), altura de plantas (Ap), diâmetro de caule (Dc), diâmetro de saia (Ds), diâmetro de copa (Dcp) e diâmetro médio da planta (Dmp), no ano 2000 de 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG

FV	GL	Quadrados Médios*								
		Cp97	Cp98	Cp99	Cp20	Ap	Dc	Ds	Dcp	Dmp
Blocos	5	0,421	0,963	0,335	1,350	235,10	0,584	376,09	329,98	309,33
Tratamentos	29	0,483 ^{0,0}	0,643 ^{0,5}	0,475 ^{0,0}	1,189 ^{0,0}	1486,22 ^{0,0}	0,100 ^{0,0}	925,26 ^{0,0}	901,71 ^{0,0}	866,64 ^{0,0}
Progênies (G)	27	0,518 ^{0,0}	0,600 ^{1,0}	0,444 ^{0,1}	0,766 ^{0,0}	1490,49 ^{0,0}	0,628 ^{0,1}	849,20 ^{0,0}	785,94 ^{0,0}	770,65 ^{0,0}
Testemunha (C)	1	0,028 ¹⁰⁰	0,015 ¹⁰⁰	0,255 ^{25,6}	0,099 ¹⁰⁰	57,64 ¹⁰⁰	0,134 ¹⁰⁰	155,52 ¹⁰⁰	15,64 ¹⁰⁰	18,01 ¹⁰⁰
G vs C	1	0,000 ¹⁰⁰	2,432 ^{0,7}	1,534 ^{0,6}	13,715 ^{0,0}	2799,55 ^{0,2}	11,911 ^{0,0}	3748,57 ^{0,0}	4913,47 ^{0,0}	4307,03 ^{0,0}
Resíduo	145	0,151	0,310	0,196	0,319	293,31	0,277	217,52	233,31	191,16
Média										
Tratamentos		2,09	2,03	1,78	2,65	188,70	6,38	194,72	162,77	178,76
Progênies (G)		2,09	2,00	1,81	2,58	189,75	6,45	195,94	164,17	180,07
Testemunha (C)		2,09	2,47	1,44	3,69	173,94	5,42	177,65	143,22	160,46
CVe(%)		18,57	27,84	24,84	21,27	9,08	8,26	7,57	9,38	7,73
$\hat{\sigma}_F^2$		0,086	0,100	0,074	0,128	248,41	0,105	141,53	130,99	128,44
$\hat{\sigma}_e$		0,025	0,053	0,033	0,053	48,88	0,046	36,25	38,88	31,86
$\hat{\sigma}_g^2$		0,061	0,047	0,041	0,075	199,53	0,058	105,28	92,10	96,58
h ² (%)		70,87	45,71	55,85	58,37	80,32	55,78	74,38	70,31	75,19
CVg (%)		11,83	10,81	11,25	10,57	7,44	3,75	5,24	5,84	5,46
$\hat{\theta}$ (CV _g /CV _e)		0,64	0,38	0,46	0,48	0,82	0,46	0,70	0,63	0,71

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão apresentados em sobrescrito.

No Quadro 10, são apresentadas as análises de variância individuais considerando a decomposição da soma de quadrado de tratamentos em somas de quadrados para progênes derivadas dos híbridos H518, H514, para as demais progênes e testemunhas. A soma de quadrado de tratamentos foi decomposta para os híbridos H518 e H514, pois apenas esses apresentavam número de descendentes que permitiam essa decomposição. Existe variabilidade genética, $P < 0,01$, entre progênes derivadas do híbrido H518, exceto quando analisadas as colheitas de 1997 e 2000. Para as progênes derivadas do híbrido H514, existe variabilidade genética, $P < 0,05$, exceto quando analisadas as colheitas de 1997 e 1999 e combinação de anos P123. Esse fato é importante, pois permite afirmar que é possível realizar seleção entre progênes derivadas do mesmo cruzamento, após ter sido realizada seleção entre plantas na geração F_2 .

No Quadro 11, está apresentada uma correspondência entre o número dos tratamentos e a denominação da correspondente progênie avaliada no experimento. Essa correspondência tem como objetivo facilitar a apresentação dos quadros de comparação entre médias de tratamentos.

As médias de produção de grãos, em quilogramas de grãos beneficiados/planta, obtidas nos anos 1997 (P97), 1998 (P98), 1999 (P99) e 2000 (P20), além da combinação de anos, encontram-se no Quadro 12, no qual é também apresentado o resultado do teste de Duncan, a 5% de probabilidade para comparação entre médias.

Ao se comparar o desempenho dos genótipos no ano de 1997, verifica-se que a variedade Catuaí (trat 29) foi a mais produtiva (0,357 kg/planta), contudo não diferiu das progênes 515-4-2 (trat 15), 438-7-2 (trat 17) e 514-5-5 (trat 6). Como se trata do primeiro ano de produção, há evidência de precocidade do Catuaí em relação às progênes avaliadas, no entanto, é possível selecionar progênes precoces quanto esta variedade.

Nas colheitas de 1998 e 1999, a progênie 505-9-2 (trat 8) foi a mais produtiva com produção média de 0,874 kg/planta e 2,400 kg/planta, respectivamente, diferindo estatisticamente dos demais tratamentos. Esta progênie situou-se também entre as mais produtivas na colheita de 2000, com

produção média de 0,977 kg/planta, e foi a mais produtiva em todas as combinações de anos.

Quando é observada a produção total, relativa às quatro colheitas, várias progênes foram mais produtivas que a testemunha Catuaí, destacam-se 505-9-2 (trat 8), 514-7-10 (trat 19), 514-7-6 (trat 21), 514-7-8 (trat 16), 518-2-6 (trat 26) e 518-3-6 (trat 23).

As médias dos caracteres vigor vegetativo, porte da planta e carga pendente nos anos de 1997, 1998, 1999 e 2000, altura de planta, diâmetro de caule e diâmetro médio de planta, encontram-se nos Quadros 13 e 14, nos quais estão também apresentados os resultados do teste de Duncan a 5% de probabilidade para comparação entre médias. A progênie 505-9-2 (trat 8) que se destacou como a mais produtiva, também apresentou bom vigor vegetativo e diâmetro de caule. Porém, apresentou porte de planta, altura de planta e diâmetro médio de plantas iguais ou superiores às testemunhas Catuaí.

As progênes 514-7-10 (trat 19) e 514-7-6 (trat 21) que também se destacaram como bastante produtivas, apresentaram vigor vegetativo semelhante a progênie 505-9-2 (trat 8). Porém essas duas progênes apresentaram porte de planta, altura de planta, diâmetro de caule e diâmetro médio de plantas inferiores a progênie 505-9-2 (trat 8) e semelhantes a testemunha Catuaí.

Como se pode verificar, a partir do conjunto de progênes avaliadas é possível selecionar progênes que atendam a diferentes objetivos de um programa de melhoramento de café. Por exemplo, selecionar progênes com porte mais alto indicadas para plantios menos adensados, e, por outro lado, selecionar progênes com menor porte indicadas para plantios mais adensados.

Quadro 10 – Resumo das análises de variância individuais, considerando a decomposição da soma de quadrados de tratamentos em somas de quadrados para progênies derivadas do híbrido H518, H514, para as demais progênies e testemunhas, e médias dos caracteres produção de grãos/planta nos anos 1997 (P97), 1998 (P98), 1999 (P99) e combinação dos anos 1997 e 1998 (P12), 1997 e 1999 (P13), 1998 e 1999 (P23) e 1997, 1998 e 1999 (P123), de 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG

FV	GL	Quadrados Médios*									
		P97	P98	P99	P20	P12	P23	P34	P123	P234	PT
Blocos	5	0,029	0,300	0,180	0,501	0,505	0,839	0,745	1,167	1,556	1,936
Tratamentos	29	0,018 ^{6,3}	0,175 ^{0,0}	0,551 ^{0,0}	0,433 ^{0,1}	0,159 ^{0,0}	1,054 ^{0,0}	1,198 ^{0,0}	1,064 ^{0,0}	2,065 ^{0,0}	2,006 ^{0,0}
H518	6	0,011 ¹⁰⁰	0,206 ^{0,0}	0,753 ^{0,0}	0,126 ¹⁰⁰	0,261 ^{0,0}	1,598 ^{0,0}	1,190 ^{0,3}	1,800 ^{0,0}	2,316 ^{0,0}	2,533 ^{0,0}
H514	9	0,022 ^{7,6}	0,160 ^{0,0}	0,248 ^{13,2}	0,446 ^{2,0}	0,104 ^{2,7}	0,454 ^{3,8}	0,793 ^{1,9}	0,346 ^{21,7}	1,289 ^{0,4}	1,116 ^{2,0}
Outras	10	0,017 ^{20,7}	0,193 ^{0,0}	0,867 ^{0,0}	0,369 ^{5,1}	0,190 ^{0,0}	1,638 ^{0,0}	1,779 ^{0,0}	1,648 ^{0,0}	2,910 ^{0,0}	2,870 ^{0,0}
Testemunha (C)	1	0,011 ¹⁰⁰	0,000 ¹⁰⁰	0,009 ¹⁰⁰	0,005 ¹⁰⁰	0,010 ¹⁰⁰	0,009 ¹⁰⁰	0,001 ¹⁰⁰	0,039 ¹⁰⁰	0,001 ¹⁰⁰	0,017 ¹⁰⁰
Entre grupos	3	0,026	0,156	0,183	1,364	0,066	0,168	0,891	0,141	1,762	1,405
Resíduo	145	0,012	0,038	0,159	0,195	0,048	0,222	0,345	0,257	0,454	0,490
Média											
Tratamentos		0,248	0,464	1,626	0,571	0,713	2,091	2,197	2,339	2,662	2,910
H518		0,233	0,458	1,665	0,523	0,690	2,123	2,188	2,355	2,646	2,878
H514		0,240	0,512	1,631	0,698	0,752	2,143	2,328	2,382	2,840	3,080
Outras		0,252	0,455	1,570	0,578	0,707	2,025	2,148	2,277	2,603	2,855
Testemunha (C)		0,327	0,303	1,780	0,068	0,630	2,083	1,848	2,410	2,152	2,478
CVe(%)		44,63	42,14	24,52	77,42	30,69	22,54	26,73	21,66	25,32	24,05

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão apresentados em sobrescrito.

Quadro 11 – Correspondência da ordem numérica dos tratamentos com respectivas progênies F₃ ou a variedade Catuaí Vermelho, avaliadas no experimento em Patrocínio, MG

Tratamento	Progênies F ₃ ou Linhagem
1	514-5-2
2	518-3-4
3	515-4-4
4	518-2-2
5	504-5-8
6	514-5-5
7	518-2-4
8	505-9-2
9	504-5-6
10	514-5-4
11	436-1-4
12	514-7-4
13	493-1-2
14	428-7-1
15	515-4-2
16	514-7-8
17	438-7-2
18	516-8-2
19	514-7-10
20	514-7-14
21	514-7-6
22	518-2-8
23	518-3-6
24	514-7-2
25	518-2-10
26	518-2-6
27	514-7-16
28	493-1-3
29	IAC-15
30	IAC-15

Quadro 12 – Médias do caráter produção de grãos beneficiados, expressos em kg/planta, nos anos 1997 (P97), 1998 (P98), 1999 (P99) e 2000 (P20) e nas combinações de anos 1997 e 1998 (P12), 1998 e 1999 (P23), 1999 e 2000 (P34), 1997, 1998 e 1999 (P123), 1998, 1999 e 2000 (P234) e total dos quatro anos (PT), 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG

P97		P98		P99		P20		P12		P23		P34		P123		P234		PT	
trat ¹	\bar{X}	trat	\bar{X}	trat	\bar{X}	trat	\bar{X}	trat	\bar{X}	trat	\bar{X}	trat	\bar{X}	trat	\bar{X}	trat	\bar{X}	trat	\bar{X}
29	0,357 a	8	0,874 a	8	2,400 a	19	1,090 a	8	1,063 a	8	3,274 A	8	3,377 a	8	3,463 a	8	4,251 a	8	4,441 a
15	0,340 ab	27	0,738 b	26	2,108 b	21	1,070 a	13	0,958 b	26	2,623 B	21	2,808 b	26	2,905 b	19	3,465 b	19	3,684 b
17	0,324 abc	19	0,735 b	15	1,975 bc	9	1,033 ab	19	0,954 b	16	2,557 Bc	19	2,730 bc	13	2,710 c	16	3,265 bc	21	3,414 c
6	0,321 abc	23	0,702 bc	16	1,928 cd	8	0,977 abc	27	0,950 b	23	2,460 Bcd	16	2,636 bcd	15	2,702 c	23	3,191 cd	16	3,400 c
24	0,303 bcd	13	0,678 bc	4	1,856 cde	27	0,880 bcd	23	0,898 bc	13	2,429 Cd	26	2,595 bcde	16	2,692 c	21	3,128 cde	26	3,392 cd
30	0,297 bcde	16	0,629 cd	20	1,843 cde	1	0,842 cde	20	0,823 cd	20	2,402 Cde	15	2,573 cde	20	2,666 cd	26	3,110 cdef	23	3,387 cd
25	0,290 cde	1	0,572 de	25	1,834 cde	23	0,731 def	25	0,820 cd	19	2,374 Cdef	23	2,489 def	23	2,656 cd	13	3,063 cdefg	13	3,343 cde
18	0,289 cde	20	0,559 def	29	1,808 de	16	0,708 efg	26	0,797 de	25	2,364 Def	9	2,430 defg	25	2,653 cd	27	3,024 cdefg	15	3,300 cdef
21	0,286 cde	25	0,530 efg	11	1,776 def	7	0,648 fgh	1	0,795 de	4	2,362 Def	11	2,405 defg	4	2,595 cde	15	2,960 defgh	27	3,235 cdefg
26	0,282 cde	26	0,515 efg	23	1,758 efg	13	0,633 fghi	17	0,779 def	15	2,362 Def	20	2,397 defg	19	2,593 cde	20	2,956 defgh	20	3,221 cdefgh
13	0,281 cde	4	0,506 efg	30	1,752 efg	11	0,629 fghi	16	0,764 def	11	2,219 Efg	13	2,385 efg	11	2,472 def	9	2,931 defgh	25	3,187 cdefgh
14	0,270 def	9	0,502 efg	13	1,752 efg	10	0,603 fghi	4	0,739 defg	10	2,208 Fg	25	2,368 efg	29	2,467 def	25	2,898 efg	9	3,132 cdefgh
12	0,269 def	7	0,487 fghi	21	1,739 efg	15	0,598 fghi	15	0,727 efg	12	2,158 Gh	4	2,328 fg	12	2,427 ef	11	2,848 efg	11	3,101 defgh
20	0,265 defg	10	0,483 fghi	10	1,725 efg	20	0,554 fghi	7	0,716 efg	27	2,144 Gh	10	2,328 fg	10	2,370 fg	4	2,835 fgh	4	3,068 efg
11	0,253 efgh	17	0,455 ghij	12	1,715 efg	18	0,537 ghi	12	0,713 efg	29	2,110 Gh	27	2,286 fgh	27	2,356 fg	1	2,817 gh	1	3,040 fgh
4	0,233 fghi	12	0,444 hijk	19	1,639 fghi	12	0,534 ghi	9	0,703 fgh	7	2,063 Ghi	12	2,248 fgh	30	2,353 fg	10	2,811 gh	10	2,973 ghi
22	0,233 fghi	11	0,443 hijk	6	1,608 ghij	25	0,534 ghi	14	0,700 fgh	21	2,058 Ghi	1	2,245 fgh	21	2,345 fg	7	2,711 h	12	2,961 ghi
7	0,229 fghi	14	0,430 ijkl	7	1,576 hijk	22	0,512 hi	11	0,696 fgh	30	2,056 Ghi	7	2,224 gh	6	2,297 fgh	12	2,692 h	7	2,940 hi
1	0,223 ghi	15	0,387 jklm	28	1,540 ijkl	26	0,487 hij	6	0,689 fghi	1	1,976 Hij	6	2,058 hi	7	2,292 fgh	6	2,426 i	6	2,747 ij
19	0,219 hi	6	0,368 klmn	22	1,539 ijkl	14	0,483 hij	29	0,660 ghij	6	1,976 Hij	22	2,050 hi	17	2,202 ghi	22	2,412 ij	22	2,644 jk
28	0,213 hi	5	0,364 lmno	18	1,451 jklm	5	0,479 hij	10	0,645 hijk	22	1,900 Ijk	18	1,988 i	1	2,199 ghi	18	2,286 ijk	18	2,575 jkl
27	0,212 hi	22	0,362 lmno	17	1,423 klm	4	0,473 hij	21	0,606 ijk	9	1,898 Ijk	29	1,857 ij	22	2,133 hi	17	2,204 ijk	17	2,527 jkl
3	0,209 hij	21	0,320 mnop	27	1,406 lmn	3	0,468 hij	30	0,601 jk	17	1,878 Ijk	30	1,840 ij	9	2,099 hi	29	2,159 jkl	29	2,516 jkl
5	0,203 ijk	30	0,304 nop	1	1,404 lmn	6	0,450 ij	22	0,594 jk	28	1,824 Jk	17	1,748 jk	18	2,038 ij	30	2,144 kl	30	2,441 klm
9	0,201 ijk	29	0,302 nop	9	1,397 lmn	17	0,325 jk	18	0,587 jk	18	1,749 Kl	5	1,736 jk	28	2,037 ij	5	2,100 kl	14	2,331 lmn
23	0,196 ijk	18	0,298 nop	24	1,301 mno	2	0,273 k	24	0,578 jkl	5	1,621 Lm	28	1,735 jk	24	1,879 jk	14	2,061 klm	5	2,303 lmn
8	0,190 ijk	3	0,290 nop	5	1,257 no	24	0,245 kl	5	0,567 kl	14	1,578 Lm	14	1,631 jk	14	1,849 jk	28	2,019 klm	28	2,232 mn
2	0,166 jkl	28	0,284 op	3	1,153 o	28	0,195 klm	3	0,499 l	24	1,576 Lm	3	1,620 jk	5	1,824 kl	3	1,910 lm	24	2,124 n
10	0,162 kl	24	0,275 p	14	1,149 o	30	0,088 lm	28	0,497 l	3	1,442 M	24	1,547 k	3	1,651 l	24	1,822 m	3	2,119 n
16	0,135 l	2	0,103 q	2	0,987 p	29	0,049 m	2	0,269 m	2	1,090 N	2	1,260 l	2	1,256 m	2	1,363 n	2	1,529 o

*Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra, na coluna, não diferem estatisticamente entre si, a 5% de probabilidade, pelo teste de Duncan.

^{1/} Descrição dos tratamentos encontra-se no Quadro 11.

Quadro 13 - Médias dos caracteres vigor vegetativo nos anos 1997 (Vg97), 1998 (Vg98), 1999 (Vg99) e 2000 (Vg20), e porte das plantas nos anos 1997 (Pt97), 1998 (Pt98), 1999 (Pt99) e 2000 (Pt20), de 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG

Vg97			Vg98			Vg99			Vg20			Pt97			Pt98			Pt99			Pt20		
trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		Trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		Trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		trat	\bar{X}	
27	8,74	A	5	8,25	a	27	8,26	a	20	7,21	a	4	2,50	a	8	2,29	a	4	1,96	a	8	2,79	a
16	7,92	B	20	8,17	ab	5	7,83	b	7	7,03	ab	12	2,43	ab	4	2,17	ab	8	1,93	ab	15	2,72	ab
8	7,90	b	25	8,17	ab	7	7,79	b	27	7,00	ab	15	2,42	ab	23	2,11	bc	12	1,82	bc	6	2,69	abc
19	7,75	bc	27	8,11	ab	19	7,74	bc	5	6,83	abc	8	2,40	ab	15	2,07	bcd	15	1,81	c	11	2,63	abcd
23	7,75	bc	16	7,92	bc	13	7,67	bcd	8	6,76	bc	1	2,36	ab	7	2,07	bcd	7	1,72	cd	4	2,61	abcd
4	7,46	cd	13	7,85	bcd	20	7,57	bcde	13	6,67	bcd	30	2,36	ab	22	2,00	cde	10	1,70	cd	7	2,61	bcd
25	7,46	cd	3	7,74	cde	25	7,53	bcdef	19	6,67	bcd	23	2,33	b	1	1,96	cdef	23	1,67	d	1	2,57	bcde
1	7,42	cde	9	7,64	cdef	21	7,53	bcdef	9	6,64	bcd	6	2,30	bc	10	1,95	def	6	1,65	d	23	2,53	cdef
20	7,40	cde	4	7,63	cdef	9	7,36	cdefg	18	6,58	cd	7	2,18	cd	27	1,90	efg	1	1,52	e	10	2,52	def
7	7,39	de	7	7,61	cdef	8	7,35	defgh	23	6,57	cd	29	2,18	cd	14	1,86	efgh	16	1,50	ef	12	2,49	defg
5	7,33	def	8	7,57	def	1	7,29	defgh	11	6,53	cde	16	2,17	d	6	1,86	efgh	3	1,40	efg	22	2,42	efg
9	7,31	def	26	7,51	def	14	7,22	efgh	25	6,52	cde	24	2,14	d	26	1,85	efghi	26	1,40	efg	9	2,39	fg
26	7,24	defg	28	7,47	ef	23	7,20	efgh	6	6,47	cdef	10	2,14	d	16	1,83	fghi	5	1,38	fgh	16	2,38	fg
13	7,20	defg	6	7,43	efg	16	7,17	fgh	16	6,46	cdef	9	2,13	de	12	1,78	ghij	22	1,38	fgh	5	2,33	gh
21	7,07	efgh	15	7,42	efg	15	7,15	fgh	21	6,43	cdef	17	2,13	de	3	1,74	hij	11	1,35	ghi	14	2,18	hi
18	7,00	fgh	21	7,40	efg	26	7,14	fgh	15	6,40	cdef	11	2,11	de	29	1,72	hij	2	1,31	ghij	2	2,14	ij
11	6,99	fgh	1	7,39	fg	2	7,08	ghi	26	6,31	def	14	2,10	de	30	1,70	ij	14	1,25	hijk	26	2,14	ij
15	6,94	gh	10	7,38	fgh	17	7,07	ghi	4	6,24	defg	5	2,08	de	28	1,69	ij	17	1,24	ijkl	28	2,11	ijk
10	6,93	gh	22	7,33	fghi	4	7,00	ghi	10	6,14	efgh	22	2,08	de	11	1,65	jk	13	1,22	ijkl	3	2,00	jkl
17	6,72	hi	29	7,31	fghi	11	6,96	hi	1	6,08	fgh	27	2,08	de	24	1,64	jkl	27	1,22	ijkl	19	1,99	jkl
6	6,59	i	12	7,13	ghij	22	6,75	ij	22	6,08	fgh	3	2,07	de	13	1,50	klm	9	1,17	klm	27	1,96	klm
12	6,47	ij	17	7,13	ghij	10	6,71	ij	14	6,07	fgh	26	1,99	ef	5	1,50	klm	18	1,17	klm	13	1,92	lmn
3	6,18	jk	18	7,04	hij	6	6,54	jk	17	5,83	ghi	13	1,93	fg	9	1,49	lmn	21	1,17	klm	29	1,86	lmn
24	6,15	jk	19	7,04	hij	28	6,53	jkl	2	5,78	hi	28	1,93	fg	17	1,46	mn	24	1,17	klm	30	1,86	lmn
29	6,08	kl	30	7,03	ij	3	6,39	klm	12	5,65	i	19	1,88	fg	18	1,46	mn	28	1,15	klm	25	1,81	mn
28	6,00	klm	11	6,96	j	29	6,28	klmn	3	5,54	ij	2	1,85	g	2	1,42	mno	25	1,13	klmn	20	1,78	no
2	5,89	klm	23	6,96	j	30	6,17	lmn	30	5,53	ij	21	1,82	gh	25	1,33	nop	30	1,11	klmn	18	1,75	nop
14	5,85	klm	24	6,92	j	12	6,08	mn	28	5,49	ij	18	1,79	gh	20	1,29	op	29	1,08	lmn	21	1,75	nop
22	5,75	lm	14	6,63	k	18	6,00	n	24	5,18	jk	25	1,79	gh	21	1,25	p	19	1,06	mn	17	1,63	op
30	5,72	m	2	6,58	k	24	5,92	n	29	4,85	k	20	1,71	h	19	1,21	p	20	1,00	n	24	1,58	p

*Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra, na coluna, não diferem estatisticamente entre si, a 5% de probabilidade, pelo teste de Duncan.

Quadro 14 - Médias dos caracteres carga pendente nos anos 1997 (Cp97), 1998 (Cp98), 1999 (Cp99) e 2000 (Cp20), altura de planta (Ap), diâmetro de caule (Dc) e diâmetro médio da planta (Dmp), no ano de 2000 de 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG

Cp97			Cp98			Cp99			Cp20			Ap			Dc			Dmp		
trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		trat	\bar{X}		trat	\bar{X}	
2	2,71	a	2	2,95	a	2	2,58	a	29	3,78	A	8	221,9	a	8	704,7	a	8	201,8	a
28	2,61	a	30	2,50	b	5	2,38	b	30	3,60	A	12	209,5	b	23	698,5	ab	23	200,0	ab
3	2,58	a	29	2,43	bc	7	2,22	bc	24	3,33	B	4	208,3	bc	7	685,0	bc	7	197,6	ab
5	2,38	b	3	2,42	bc	14	2,10	cd	28	3,13	C	15	207,3	bcd	10	671,7	cd	4	196,4	b
7	2,33	bc	5	2,38	bc	27	2,03	de	3	3,11	C	10	206,3	bcd	6	671,6	cd	27	189,6	c
14	2,33	bc	28	2,28	bcd	1	1,96	def	17	3,08	C	23	205,5	bcde	9	668,3	cd	13	188,7	cd
10	2,29	bcd	24	2,28	bcd	9	1,95	defg	6	3,02	Cd	6	203,9	bcde	11	668,2	cd	5	186,7	cde
9	2,20	cde	22	2,25	cd	23	1,86	efgh	12	3,00	Cd	7	203,8	bcde	26	663,9	cde	26	186,4	cde
11	2,18	cde	21	2,22	cd	28	1,86	efgh	25	2,85	De	1	202,2	cde	4	659,7	de	14	186,3	cde
21	2,18	cde	6	2,14	de	3	1,85	fghi	22	2,83	Def	22	200,6	def	15	659,1	de	12	186,0	cde
22	2,17	def	7	2,13	de	15	1,83	fghij	10	2,64	Efg	11	200,5	def	22	658,8	de	1	185,6	cde
4	2,15	defg	18	2,13	de	12	1,82	fghij	18	2,63	Fg	16	198,8	ef	12	656,6	def	16	185,0	cde
30	2,14	defg	15	2,11	de	24	1,82	fghij	4	2,61	G	5	195,4	fg	3	656,6	def	9	183,6	def
1	2,13	efgh	12	2,08	def	13	1,82	fghij	26	2,60	G	26	190,3	gh	28	655,9	def	10	182,8	efg
12	2,08	efgh	17	2,06	defg	11	1,76	ghijk	2	2,56	Gh	9	187,3	hi	1	655,2	def	15	179,4	fgh
17	2,08	efgh	14	2,04	defg	19	1,70	hijkl	20	2,56	Gh	3	181,7	ij	27	650,6	def	28	177,8	gh
13	2,07	efgh	9	1,95	efgh	10	1,68	hijkl	14	2,53	Gh	14	181,6	ij	5	644,5	efg	6	175,3	hi
24	2,06	efgh	10	1,95	efgh	16	1,67	ijkl	15	2,51	Gh	27	180,1	jk	21	637,0	fgh	22	172,4	ij
29	2,04	efgh	11	1,92	efgh	17	1,67	ijkl	9	2,50	Gh	28	178,1	jkl	13	625,8	ghi	25	172,4	ij
6	2,01	fghi	13	1,86	fghi	22	1,67	ijkl	11	2,43	Ghi	30	176,1	jkl	25	625,6	ghi	21	171,6	ijk
15	2,00	ghi	1	1,83	ghij	6	1,65	jkl	5	2,42	Ghi	2	175,2	jkl	14	623,6	hi	2	170,4	ijkl
23	2,00	ghi	23	1,81	hij	25	1,65	jkl	21	2,40	Ghij	19	175,1	jkl	24	621,5	hi	11	169,6	jkl
20	1,97	hij	8	1,76	hij	4	1,65	jkl	7	2,35	Hij	20	174,5	klm	20	616,3	hi	19	169,3	jkl
16	1,88	ijk	20	1,76	hij	8	1,63	kl	23	2,35	Hij	17	174,3	klm	19	611,3	i	3	168,4	jkl
18	1,83	jk	25	1,72	hij	30	1,58	klm	16	2,33	Hij	24	172,9	lmn	18	604,5	i	24	166,1	klm
25	1,83	jk	16	1,67	ij	18	1,54	lm	1	2,26	Ij	13	172,0	lmn	16	604,4	i	18	165,5	lm
26	1,79	k	4	1,65	ij	21	1,53	lm	8	2,25	Ij	29	171,8	lmn	17	584,5	j	20	164,9	lm
8	1,60	l	26	1,63	jk	26	1,42	mn	13	2,18	J	18	171,3	lmn	2	570,8	j	17	162,3	mn
19	1,57	l	19	1,61	jk	20	1,33	n	27	1,93	K	25	168,0	mn	30	552,2	k	30	161,7	mn
27	1,51	l	27	1,42	k	29	1,29	n	19	1,89	K	21	166,7	n	29	531,1	l	29	159,2	n

*Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra, na coluna, não diferem estatisticamente entre si, a 5% de probabilidade, pelo teste de Duncan.

4.2. Estimativas de correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente

Segundo FALCONER (1989), a correlação que pode ser diretamente mensurada entre dois caracteres, em determinado número de indivíduos que representam a população, é denominada correlação fenotípica. É necessário distinguir duas causas nessa correlação: a genética e a ambiental. Somente a correlação genética envolve associações de natureza herdável e, por conseguinte, de real interesse num programa de melhoramento.

Na seleção indireta para produção, o mais importante é a avaliação da correlação genética, entre a produção de grãos beneficiados e outros caracteres agrônômicos. Assim, será enfatizada nesse trabalho a discussão do coeficiente de correlação genética (r_g) entre produção de grãos e demais caracteres.

No Quadro 15, encontram-se as estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica (r_F), genotípica (r_g) e de ambiente (r_e) entre os caracteres carga pendente, vigor vegetativo e porte da planta com a produção de grãos do respectivo ano de avaliação e a produção de grãos do ano seguinte. De maneira geral, as estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica, genotípica e de ambiente entre os caracteres mencionados e a produção de grãos do respectivo ano de avaliação e do ano seguinte, apresentaram concordância entre si, demonstrando baixa influência ambiental na associação entre os caracteres.

Os valores do coeficiente de correlação genética, entre carga pendente e produção de grãos do respectivo ano de avaliação, foram: -0,22; -1,00; -0,83 e -0,85. Com exceção do primeiro valor, são valores altos de correlação negativa. Esses resultados contrariam o esperado, uma vez que se tinha como objetivo utilizar o caráter carga pendente, avaliado arbitrariamente por meio de notas, como critério auxiliar ou até mesmo substitutivo, do caráter produção. Novos estudos devem ser realizados neste sentido, porém os resultados deste trabalho indicam ser pouco promissor o uso desse caráter na seleção indireta para seleção.

O vigor vegetativo correlacionou-se negativamente com a produção na primeira colheita ($r_g = -0,48$), fato explicável, pois aquelas progênies com início de produção tardio dispõem de maior quantidade de energia para crescimento vegetativo. Porém, nos anos seguintes, o vigor vegetativo apresentou correlação

positiva com a produção de grãos do mesmo ano de avaliação. O vigor vegetativo também se apresentou correlacionado positivamente com a produção de grãos do ano seguinte. No ano 2000, quando ocorreu intensa seca na região, a correlação do vigor vegetativo com a produção de grãos de 0,90, apresentou seu mais alto valor. Isto indica que existe, no conjunto de progênies avaliadas, material genético com provável tolerância a seca. Correlação positiva entre vigor vegetativo e produção também foi obtida por FAZUOLI (1977), CARVALHO et al. (1979), CARVALHO et al. (1984), entre outros. Da mesma forma, como se observa no Quadro 15, o porte das plantas mostrou-se correlacionado positivamente com a produção de grãos somente a partir do segundo ano de produção.

Nos Quadros 16 e 17, encontram-se as estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica (r_F), genotípica (r_g) e de ambiente (r_e), respectivamente, considerando os caracteres de produção e caracteres vegetativos. As estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica, genotípica e de ambiente, entre os caracteres de maneira geral, apresentaram concordância entre si, demonstrando baixa influência ambiental na associação entre os caracteres.

A correlação genotípica de 0,33, obtida entre a altura da planta e a produção total, está de acordo em sinal, e tem magnitude próxima, com 0,22 a 0,42 obtidos por DHALIWAL (1968), com 0,58 obtido por ROCHA et al. (1980) e com 0,43 obtida por SERA (1987). A correlação genotípica entre a produção total e o diâmetro de caule de 0,56, é concordante com os valores obtidos por DHALIWAL (1968), que foram entre 0,26 e 0,62 e com os obtidos por SRINIVASAN (1980), que variaram entre 0,55 e 0,51. A correlação genotípica de 0,41 entre o diâmetro médio da planta e a produção total é concordante com 0,04 a 0,67 obtidas por DHALIWAL (1968), em amostras de vários cultivares, com 0,51 obtida por ROCHA et al. (1980) e com 0,29 obtida por SERA (1987).

A produção de grãos tomada no primeiro ano (P97) apresentou correlações genotípica e fenotípica de baixa magnitude com a produção de grãos no terceiro ano (P99) e correlações negativas de média a alta magnitude com a produção do segundo (P98) e quarto anos (P20). Os pares de anos P98 e P99; P98 e P20; e P99 e P20 apresentaram correlações genotípicas de 0,73, 0,94 e 0,62

e fenotípicas de 0,59, 0,64 e 0,34, respectivamente. Exceto a correlação fenotípica entre P99 e P20 de 0,34, as demais foram correlações positivas de magnitudes relativamente altas. Observa-se que as correlações entre os anos de produção foram de maior magnitude entre os três últimos anos de produção, porém foram de magnitude baixa ou negativas, quando consideradas com o primeiro ano de produção. Esse fato indica a possibilidade de seleção precoce, excluindo-se a avaliação da primeira colheita. Um estudo mais detalhado da viabilidade da seleção precoce foi realizado por meio da técnica denominada análise de repetibilidade do caráter produção de grãos, discutida no item 4.3, a seguir.

4.3. Análise da repetibilidade do caráter produção de grãos

Nos Quadros 18, 19 e 20 encontram-se as estimativas dos coeficientes de repetibilidade (r), e de determinação (R^2) e do número mínimo de medições (n) necessárias para a obtenção de diferentes R^2 . Nesses quadros, foram consideradas as quatro colheitas iniciais, as três colheitas iniciais e as três últimas colheitas, respectivamente.

A repetibilidade é uma medida da consistência da superioridade genotípica nas sucessivas medições realizadas num mesmo indivíduo. Verifica-se que a repetibilidade da produção de grãos beneficiados foi, em média, superior, quando avaliada, considerando a 2^a, 3^a e 4^a colheita. Também se verificou que, empregando os diferentes estimadores, obteve-se menor variação nos valores das estimativas. Esse fato pode ser explicado, considerando que na primeira colheita nem todas as plantas de café iniciaram a produção, por efeitos de variações no ambiente (diferenças nas mudas, replantios, e outros), e também por variações genéticas, pelo fato de algumas progênies apresentarem produção tardia e outras precoce. Pelos motivos apresentados, serão discutidas e tomadas como adequadas, as estimativas de repetibilidade obtidas, considerando a 2^a, 3^a e 4^a colheitas. Da mesma forma, será obtida maior eficiência na seleção quando se considerarem os dados da 2^a, 3^a e 4^a colheitas.

Quadro 15 - Estimativas dos coeficientes de correlação genotípica (r_g), fenotípica (r_F) e de ambiente (r_e) entre os caracteres carga pendente (Cp), vigor vegetativo (Vg) e porte da planta (Pt) com a produção de grãos do respectivo ano de avaliação e com a produção do ano seguinte

Caracteres	r_g	r_F	r_e
Cp97 – P97	-0,22	-0,19	-0,21
Cp98 – P98	-1,17	-0,85**	-0,43
Cp99 – P99	-0,83	-0,65**	-0,35
Cp20 – P20	-0,85	-0,75**	-0,66
Vg97 – P97	-0,48	-0,24	-0,07
Vg98 – P98	0,35	0,34	0,39
Vg99 – P99	0,17	0,15	0,12
Vg20 – P20	0,90	0,58**	0,41
Vg97 – P98	0,88	0,79**	0,51
Vg98 – P99	0,27	0,29	0,37
Vg99 – P20	0,90	0,58**	0,23
Pt97 – P97	-0,55	-0,06	0,26
Pt98 – P98	0,32	0,28	0,17
Pt99 – P99	0,55	0,42**	0,06
Pt20 – P20	0,18	0,19	0,24
Pt97 – P98	0,33	0,24	0,08
Pt98 – P99	0,36	0,32	0,23
Pt99 – P20	0,18	0,19	0,10

** Significativo a 1% de probabilidade pelo teste t.

Quadro 16 - Estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica (r_F , acima da diagonal) e genotípica (r_g , abaixo da diagonal) correspondentes às combinações de 15 caracteres de 30 genótipos de *C. arabica*, avaliados em Patrocínio, MG

Caracteres ^{1/}	P97	P98	P99	P20	P12	P23	P34	P123	P234	PT	Ap	Dc	Ds	Dcp	Dmp
P97	-	-0,23	0,08	-0,25	0,08	-0,03	-0,07	0,09	-0,12	-0,03	-0,28	-0,14	-0,36	-0,39	-0,39
P98	-0,46	-	0,59	0,64	0,95	0,82	0,74	0,79	0,86	0,84	0,30	0,34	0,61	0,47	0,56
P99	-0,11	0,73	-	0,34	0,63	0,95	0,87	0,95	0,83	0,85	0,44	0,43	0,36	0,35	0,36
P20	-0,77	0,94	0,62	-	0,58	0,49	0,76	0,46	0,77	0,75	0,14	0,30	0,33	0,27	0,31
P12	-0,31	0,99	0,76	0,86	-	0,83	0,74	0,83	0,84	0,85	0,22	0,30	0,51	0,36	0,45
P23	-0,25	0,89	0,96	0,79	0,90	-	0,91	0,99	0,94	0,94	0,43	0,44	0,50	0,43	0,48
P34	-0,39	0,89	0,95	0,84	0,88	0,99	-	0,90	0,98	0,98	0,38	0,45	0,42	0,38	0,41
P123	-0,18	0,87	0,97	0,75	0,89	1,00	0,98	-	0,92	0,93	0,40	0,42	0,45	0,38	0,43
P234	-0,42	0,94	0,91	0,89	0,93	0,98	0,99	0,97	-	1,00	0,37	0,45	0,50	0,43	0,48
PT	-0,37	0,94	0,92	0,87	0,94	0,99	0,99	0,98	1,00	-	0,35	0,44	0,47	0,40	0,45
Ap	-0,82	0,33	0,49	0,08	0,20	0,46	0,37	0,41	0,37	0,33	-	0,72	0,53	0,72	0,64
Dc	-0,61	0,48	0,63	0,40	0,40	0,61	0,60	0,58	0,58	0,56	0,89	-	0,61	0,63	0,64
Ds	-1,10	0,70	0,37	0,32	0,54	0,52	0,39	0,46	0,49	0,44	0,49	0,74	-	0,89	0,97
Dcp	-1,09	0,56	0,40	0,17	0,40	0,49	0,35	0,42	0,42	0,37	0,78	0,83	0,96	-	0,97
Dmp	-1,11	0,64	0,39	0,25	0,48	0,51	0,37	0,45	0,46	0,41	0,64	0,79	0,99	0,99	-

^{1/} P97, P98, P99, P20 – produção de grãos nos anos 1997, 1998, 1999 e 2000; P12, P23, P34, P123, P234, PT – produção de grãos nas combinações de anos; Ap – altura de plantas; Dc – diâmetro de caule; Ds – diâmetro de saia; Dcp – diâmetro de copa; Dmp – diâmetro médio da planta.

Quadro 17 - Estimativas dos coeficientes de correlação ambiental (r_e) entre 15 caracteres de 30 genótipos de *C. arábica*, avaliados em Patrocínio, MG

Caracteres ^{1/}	P97	P98	P99	P20	P12	P23	P34	P123	P234	PT	Ap	Dc	Ds	Dcp	Dmp
P97	-	-0,06	0,28	0,01	0,45	0,21	0,20	0,42	0,16	0,31	0,24	0,15	0,26	0,15	0,22
P98		-	0,16	0,27	0,86	0,55	0,31	0,50	0,56	0,53	0,18	0,08	0,34	0,21	0,29
P99			-	-0,03	0,29	0,91	0,66	0,91	0,62	0,64	0,28	0,09	0,32	0,21	0,29
P20				-	0,24	0,09	0,73	0,08	0,72	0,69	0,28	0,20	0,38	0,43	0,44
P12					-	0,60	0,38	0,66	0,58	0,63	0,28	0,14	0,43	0,26	0,37
P23						-	0,69	0,98	0,76	0,76	0,31	0,11	0,41	0,26	0,37
P34							-	0,68	0,96	0,96	0,40	0,21	0,50	0,47	0,53
P123								-	0,74	0,78	0,34	0,13	0,44	0,28	0,39
P234									-	0,99	0,41	0,20	0,53	0,47	0,54
PT										-	0,43	0,22	0,56	0,48	0,56
Ap											-	0,42	0,65	0,54	0,65
Dc												-	0,40	0,32	0,39
Ds													-	0,70	0,92
Dcp														-	0,92
Dmp															-

^{1/} P97, P98, P99, P20 – produção de grãos nos anos 1997, 1998, 1999 e 2000; P12, P23, P34, P123, P234, PT – produção de grãos nas combinações de anos; Ap – altura de plantas; Dc – diâmetro de caule; Ds – diâmetro de saia; Dcp – diâmetro de copa; Dmp – diâmetro médio da planta.

Mesmo considerando a 2^a, 3^a e 4^a colheitas, as estimativas da repetibilidade foram relativamente baixas, oscilando entre 0,39 e 0,48, de acordo com as diferentes técnicas de estimação. No entanto, esses resultados são concordantes com aqueles encontrados por FONSECA (1999), que, estudando a espécie *C. canephora*, encontrou coeficiente de repetibilidade para produção de grãos em quatro anos de avaliação, variando de 0,32 a 0,52, dependendo do método de estimação utilizado.

Conforme demonstrou ABEYWARDENA (1972), a mais adequada estimativa do coeficiente de repetibilidade, quando os genótipos apresentam comportamento cíclico ao longo das avaliações, em relação ao caráter estudado, é aquela obtida pela técnica dos componentes principais. Estudo realizado por MANSOUR et al. (1981), concluiu que a técnica dos componentes principais, com base na matriz de correlações amostrais, é mais robusta quando as variâncias não são homogêneas. Nesse trabalho, trata-se da avaliação de progênies de café que podem estar apresentando oscilação de produção. Mesmo sendo as primeiras colheitas, tomou-se como adequada a estimativa do coeficiente de repetibilidade, utilizando a técnica dos componentes principais baseada na matriz de correlações que foi de 0,48.

Em razão de as estimativas dos coeficientes de repetibilidade terem oscilado entre 0,39 a 0,48, de acordo com a técnica de estimação utilizada, os coeficientes de determinação variaram de 65,80% a 73,55%, podendo ser classificados como moderados. Considerando a estimativa do coeficiente de repetibilidade de 0,48, a determinação foi de 73,55%, quando avaliada a 2^a, 3^a e 4^a colheitas. Como o coeficiente de determinação expressa a acurácia na predição do valor real do indivíduo, a confiabilidade na seleção das melhores progênies de *C. arabica*, baseada no valor fenotípico, será de 73,55%, que pode ser considerada razoável.

Se for considerado como critério satisfatório um nível de 85% ou 90% de confiabilidade para a tomada de decisão sobre a superioridade relativa das progênies, em termos de produção de grãos, e tomando como base a estimativa de repetibilidade obtida pela técnica dos componentes principais aplicada a matriz de correlação, de 0,48, seria necessário realizar seis ou dez colheitas,

respectivamente. Como o aumento de medições implica em maior custo operacional, e maior tempo para a realização de um ciclo de seleção, talvez seja viável selecionar maior número de progênies após a avaliação de quatro colheitas, encurtando o ciclo de seleção.

Com finalidade de identificar o número mínimo de colheitas que possibilitaria ao pesquisador realizar seleção com eficiência, tem sido estimada a correlação entre produtividade média do genótipo por colheita, ou combinação de colheitas, com a produção acumulada ao longo das colheitas. Essas estimativas indicariam se observações em plantas jovens refletiriam o seu comportamento em idades avançadas, viabilizando a prática de seleção antecipada. As estimativas dos coeficientes de correlação genética e fenotípica entre produtividade média do genótipo por colheita, ou combinação de colheitas, com a produção acumulada ao longo das colheitas estão apresentadas no Quadro 21. Observa-se que as correlações genéticas foram sempre superiores as fenotípicas, demonstrando uma maior influência dos fatores genéticos em relação aos fatores de ambiente nessas associações.

A correlação genotípica entre a produção da primeira colheita e a produção acumulada das quatro primeiras colheitas de -0,37, sendo reduzida e negativa, indica que as progênies mais produtivas na primeira colheita foram, de modo geral, menos produtivas ao total de quatro colheitas. Evidentemente, a primeira colheita não deve servir como indicador do valor genético das progênies, novamente evidenciando que não é adequado utilizar os dados da primeira colheita na avaliação do potencial genético das progênies. Resultados semelhantes foram encontrados por SERA (1987) e CARVALHO (1989).

Todas as outras correlações entre as produções das outras colheitas e a produção acumulada, embora diferindo em magnitude, foram altas e positivas. Constatou-se que, já a partir da segunda colheita, houve alta correlação com a produção acumulada. Observou-se também que a correlação entre a produção da quarta colheita com a produção acumulada foi menor em relação às demais, excluindo-se a primeira colheita. Provavelmente, as condições climáticas adversas permitiram a expressão de características de tolerância em algumas progênies e em outras não.

As correlações entre as produções de biênios ou triênios com a produção acumulada, embora diferindo em magnitude, foram sempre altas e positivas, mesmo entre aquelas que envolvem a produção da primeira colheita. Deve-se ressaltar o fato apresentado no item 3.3.4, em que, mesmo sendo a covariância entre a produção da X^a colheita e da Y^a colheita nula, admitindo as variâncias iguais, a correlação linear entre a produção da X^a colheita, ou da Y^a colheita, com a soma das produções da $X^a + Y^a$ colheitas será de 0,707. Da mesma forma, existirão correlações entre outras combinações de anos, mesmo na ausência de correlação linear entre anos tomados individualmente. Assim, essas correlações, embora altas, devem ser interpretadas com cuidado.

4.4. Performance genotípica do caráter produção de grãos

Apesar de se ter as avaliações de produção anual das progênes, deve-se ter em mente que é interessante para o agricultor maior produção total, o que lhe proporcionará maior rentabilidade. Entretanto, também pode ser admitido que a oscilação entre anos é fator indesejável, uma vez que a baixa produção em determinado ano causará conseqüentemente uma pequena renda e desestímulo ao investimento futuro.

Assim, procurou-se identificar genótipos com maior produção total. Considerando que existam dois genótipos com a mesma produção, é vantajoso selecionar aquele que apresente maior estabilidade de produção ao longo dos anos. A distinção entre esses dois genótipos poderia ser feita por meio de estatísticas apropriadas, em substituição a média, que fossem capazes de ponderar, simultaneamente, produção e estabilidade da produção.

No Quadro 22, são apresentadas as estimativas das médias de produção de grãos beneficiados, dos parâmetros de estabilidade W_i obtidos pela técnica proposta por WRICKE (1965), do W_i expresso em porcentagem e da classificação dos genótipos, segundo o parâmetro W_i , referentes a 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG, no período de 1997 a 2000.

Quadro 18 – Estimativas dos coeficientes de repetibilidade (r) e de determinação (R^2) e do número de medições (n) necessárias para a obtenção de diferentes R^2 , por meio de quatro métodos de estimação, considerando as quatro colheitas iniciais

Método de estimação	r	R^2	Número de medições (n) para obter um R^2 de:				
			0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
1. ANOVA com dois efeitos de variação	0,23	55,06	13	19	29	62	323
2. Componentes principais obtidos da matriz de correlação	0,36	69,55	7	10	16	33	173
3. Componentes principais obtidos da matriz de covariância	0,48	78,67	4	6	10	21	107
4. Análise estrutural – correlação média	0,14	39,73	24	34	55	115	600

Quadro 19 – Estimativas dos coeficientes de repetibilidade (r) e de determinação (R^2) e do número de medições (n) necessárias para a obtenção de diferentes R^2 , por meio de quatro métodos de estimação, considerando as três colheitas iniciais

Método de estimação	r	R^2	Número de medições (n) para obter um R^2 de:				
			0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
1. ANOVA com dois efeitos de variação	0,22	45,16	15	21	33	69	361
2. Componentes principais obtidos da matriz de correlação	0,28	53,73	10	15	23	49	256
3. Componentes principais obtidos da matriz de covariância	0,73	89,26	1,5	2	3	7	36
4. Análise estrutural – correlação média	0,12	29,06	29	42	66	139	725

Quadro 20 – Estimativas dos coeficientes de repetibilidade (r) e de determinação (R^2) e do número de medições (n) necessárias para a obtenção de diferentes R^2 , por meio de quatro métodos de estimação, considerando a segunda, a terceira e a quarta colheita

Método de estimação	r	R^2	Número de medições (n) para obter um R^2 de:				
			0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
1. ANOVA com dois efeitos de variação	0,39	65,80	6	9	14	30	154
2. Componentes principais obtidos da matriz de correlação	0,48	73,55	4	6	10	21	106
3. Componentes principais obtidos da matriz de covariância	0,43	69,25	5	8	12	25	132
4. Análise estrutural – correlação média	0,47	72,67	5	7	10	21	112

Quadro 21 - Coeficientes de correlação genética (r_g) e fenotípica (r_F) estimados entre a produção média do genótipo por colheita, ou combinação de colheitas, com a produção acumulada ao longo das colheitas, obtidas de 30 genótipos de *C. arabica*

Combinações de anos	1°	2°	3°	4°	1° + 2°	2° + 3°	3° + 4°	1° + 2° + 3°	2° + 3° + 4°
Correlação genotípica	-0,37	0,94	0,92	0,89	0,93	0,98	0,99	0,97	1,00
Correlação fenotípica	-0,03	0,84	0,85	0,75	0,85	0,94	0,98	0,93	1,00

Na técnica proposta por WRICKE (1965), o parâmetro que descreve a estabilidade W_i , denominado “ecoalência”, é a contribuição de cada genótipo para a soma de quadrados da interação genótipo x ambiente. Portanto, o genótipo com menor valor de “ecoalência” é o que menos contribui para a interação genótipo x ambiente, e apresenta alta estabilidade. Pode ser um genótipo com produção alta em ambientes desfavoráveis, que responde a melhoria do ambiente, ou aquele genótipo com produção média em ambientes desfavoráveis, que responde a melhoria do ambiente, ou, ainda, um genótipo de baixa produção, em ambientes desfavoráveis, mas que responde à melhoria do ambiente. Esse conceito está de acordo com a definição de estabilidade do comportamento apresentada por MORAIS (1980). Nesse contexto, para selecionar um genótipo adequado, é necessário avaliar sua produção média associada ao parâmetro de estabilidade W_i .

A correlação entre as produções médias dos genótipos e os parâmetros W_i foi de 0,21 (Quadro 22), demonstrando falta de associação entre a produção de grãos e o parâmetro W_i . Os genótipos mais estáveis, considerando o parâmetro W_i , foram os de produção intermediária. Esses resultados diferem daqueles obtidos por CASTILLO e MORENO (1981), que concluíram ser os genótipos mais estáveis também os mais produtivos. No entanto, também diferem daqueles encontrados por CARVALHO e MÔNACO (1967) e FAZUOLI (1977), que observaram ser plantas mais produtivas aquelas com maior oscilação de produção. Os oito genótipos que mais contribuíram para a interação genótipo x ambiente foram responsáveis por 58,94% da interação, enquanto os 22 genótipos restantes contribuíram com 41,06% da variação. Entre os oito genótipos menos estáveis, encontram-se genótipos com elevada produção média, assim como genótipos com baixa produção média. Também ocorreu a mesma situação entre os mais estáveis.

A progênie 505-9-2 (trat 8), que apresentou a produção média mais elevada, também foi responsável pela maior contribuição para a interação genótipo x ambiente (10,67%). Esta progênie apresentou alta produtividade nos anos de 1998, 1999 e 2000, porém baixa produção no ano de 1997 (Quadro 12), que representa a primeira colheita, indicando que é um material genético com

alto potencial produtivo, mas deve-se estar atento ao problema da baixa produção na primeira colheita (início de produção tardio), que talvez possa ser resolvido, selecionando indivíduos com início de produção menos tardio.

A progênie 514-7-10 (trat 19), com a segunda maior média de produção, foi também responsável por uma alta contribuição para a interação (5,96%). Esta progênie alternou altas e baixas produções, provavelmente já apresentando problema de oscilação na produção desde a colheita inicial. Portanto, deve-se estar atento na seleção desta progênie, pois pode apresentar a característica de oscilação de produção que é indesejável. Por outro lado, a progênie 493-1-2 (trat 13), o sétimo genótipo mais produtivo foi o que menos contribuiu para a interação, tendo apresentado aumento constante de produção de colheita para colheita.

As oito progênies com as menores produções médias foram responsáveis por 36,08% da contribuição para a interação e as oito mais produtivas por 33,73%, ratificando a completa falta de relação entre produção de grãos e estabilidade. Por exemplo, a progênie 518-3-4 (trat 2) apresentou baixas produções nas quatro colheitas e contribuiu com 4,84% da interação. Neste caso, a contribuição da progênie para a interação é um reflexo de sua invariância.

A estabilidade avaliada pela metodologia de WRICKE (1965) classificou como mais estáveis, de modo geral, aqueles genótipos com produções intermediárias que pouco aumentaram a produção com o crescimento e desenvolvimento da lavoura, o que não é desejável.

A performance genotípica dos tratamentos avaliados pela metodologia de LIN e BINNS (1988) permite identificar aqueles genótipos que apresentam os melhores desempenhos em relação à resposta máxima observada entre todos os genótipos avaliados no ambiente em que foram feitas as observações. Esta forma de avaliar a performance genotípica engloba o que já foi definido como adaptabilidade e estabilidade do genótipo, e está relacionado com o termo estabilidade do comportamento, conforme apresentado por MORAIS (1980).

Pela técnica proposta por LIN e BINNS (1988), a performance genotípica é estimada por um único parâmetro (P_i), o qual se relaciona à distância do genótipo avaliado ao genótipo de maior produção, em cada ambiente, de

modo que quanto menor seu valor, maior será a estabilidade do comportamento do genótipo em questão. Assim, para a classificação dos genótipos, quanto à performance genotípica, basta classificá-los baseando-se nos valores de P_i .

No Quadro 23 estão apresentadas as estimativas das médias de produção de grãos beneficiados, dos parâmetros de performance genotípica P_i obtidos pela técnica proposta por LIN e BINNS (1988), do P_i expresso em porcentagem e da classificação dos genótipos segundo o parâmetro P_i , referentes a 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG, no período de 1997 a 2000. No Quadro 24, estão apresentadas as mesmas estimativas, porém considerando a técnica proposta por LIN e BINNS (1988), ponderada pelo coeficiente de variação ambiental (CVe), onde o parâmetro que estima a performance genotípica é o P_i^* .

As estimativas da performance genotípica, avaliada pela técnica apresentada por LIN e BINNS (1988), foram de certa maneira concordantes com aquelas estimadas pela mesma técnica ponderada pelo CVe. No entanto, as estimativas dos parâmetros de performance genotípica obtidas por essas duas técnicas foram discordantes daquelas estimativas da estabilidade obtidas pela técnica apresentada por WRICKE (1965) (Quadro 22).

Os genótipos com maior performance genotípica, considerando o parâmetro P_i ou P_i^* , foram os de maior produção média, sendo as correlações entre as produções dos genótipos e os parâmetros P_i de -0,95 e com os parâmetros P_i^* de -0,88. Esses resultados estão de acordo com aqueles obtidos por CASTILLO e MORENO (1981), que concluíram ser os genótipos mais estáveis também os mais produtivos. Porém, diferem daqueles encontrados por CARVALHO e MÔNACO (1967) e FAZUOLI (1977), que observaram ser as plantas mais produtivas aquelas com maior oscilação de produção.

Observando-se a estatística P_i (Quadro 23), verifica-se que os oito genótipos mais produtivos foram também os mais estáveis. Considerando a estatística P_i^* (Quadro 24), entre os oito mais produtivos, cinco também foram os mais estáveis, sendo os demais ocupando a 9^a, 11^a e 12^a classificação de estabilidade.

Quadro 22 – Estimativas das médias de produção, em kg de grãos beneficiados por planta, do W_i , do W_i expresso em porcentagem e ordem de classificação dos genótipos pelos valores de W_i , obtidas pela técnica de WRICKE (1965), para 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG, no período de 1997 a 2000

Genótipo	Tratamento	Média	W_i	W_i (%)	Ordem
505-9-2	8	1,110	2,092	10,67	30
514-7-10	19	0,921	1,168	5,96	25
514-7-6	21	0,854	1,321	6,74	26
514-7-8	16	0,850	0,537	2,74	16
518-2-6	26	0,848	1,105	5,64	23
518-3-6	23	0,847	0,271	1,38	11
493-1-2	13	0,836	0,115	0,58	6
515-4-2	15	0,825	0,591	3,02	18
514-7-16	27	0,809	1,161	5,92	24
514-7-14	20	0,805	0,193	0,99	9
518-2-10	25	0,797	0,187	0,96	8
504-5-6	9	0,783	1,545	7,88	28
436-1-4	11	0,775	0,103	0,53	4
518-2-2	4	0,767	0,347	1,77	12
514-5-2	1	0,760	0,786	4,01	20
514-5-4	10	0,743	0,106	0,54	5
514-7-4	12	0,740	0,056	0,29	3
518-2-4	7	0,735	0,055	0,28	2
514-5-5	6	0,687	0,138	0,71	7
518-2-8	22	0,661	0,026	0,13	1
516-8-2	18	0,644	0,200	1,02	10
438-7-2	17	0,632	0,425	2,17	15
IAC - 15	29	0,629	1,829	9,33	29
IAC – 15	30	0,610	1,332	6,80	27
428-7-1	14	0,583	0,923	4,71	21
504-5-8	5	0,576	0,389	1,98	13
493-1-3	28	0,558	0,406	2,07	14
514-7-2	24	0,531	0,578	2,95	17
515-4-4	3	0,530	0,666	3,40	19
518-3-4	2	0,382	0,950	4,84	22
Correlação (Média, W_i)		0,21			

Quadro 23 – Estimativas das médias de produção, em kg de grãos beneficiados por planta, do P_i , do P_i expresso em porcentagem e ordem de classificação dos genótipos pelos valores de P_i , obtidas pela técnica de LIN e BINNS (1988), para 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG, no período de 1997 a 2000

Genótipo	Tratamento	Média	P_i	P_i (%)	Ordem
505-9-2	8	1,110	0,005	0,11	1
514-7-10	19	0,921	0,077	1,66	5
514-7-6	21	0,854	0,094	2,02	9
514-7-8	16	0,850	0,060	1,29	2
518-2-6	26	0,848	0,073	1,57	3
518-3-6	23	0,847	0,075	1,61	4
493-1-2	13	0,836	0,084	1,82	7
515-4-2	15	0,825	0,083	1,78	6
514-7-16	27	0,809	0,134	2,89	16
514-7-14	20	0,805	0,088	1,90	8
518-2-10	25	0,797	0,094	2,03	10
504-5-6	9	0,783	0,147	3,16	18
436-1-4	11	0,775	0,100	2,15	11
518-2-2	4	0,767	0,104	2,23	12
514-5-2	1	0,760	0,146	3,14	17
514-5-4	10	0,743	0,110	2,38	13
514-7-4	12	0,740	0,122	2,62	14
518-2-4	7	0,735	0,130	2,80	15
514-5-5	6	0,687	0,162	3,49	19
518-2-8	22	0,661	0,169	3,65	20
516-8-2	18	0,644	0,193	4,16	21
438-7-2	17	0,632	0,215	4,62	22
IAC – 15	29	0,629	0,220	4,75	24
IAC – 15	30	0,610	0,219	4,72	23
428-7-1	14	0,583	0,267	5,76	27
504-5-8	5	0,576	0,245	5,29	26
493-1-3	28	0,558	0,239	5,15	25
514-7-2	24	0,531	0,285	6,15	28
515-4-4	3	0,530	0,288	6,22	29
518-3-4	2	0,382	0,412	8,88	30
Correlação (Média, P_i)		-0,95			

Quadro 24 – Estimativas das médias de produção, em kg de grãos beneficiados por planta, do P_i^* , do P_i^* expresso em porcentagem e ordem de classificação dos genótipos pelos valores de P_i^* , obtidas pela técnica de LIN e BINNS (1988) ponderado pelo CV, para 30 genótipos de *C. arabica* avaliados em Patrocínio, MG, no período de 1997 a 2000

Genótipo	Tratamento	Média	P_i^*	P_i^* (%)	Ordem
505-9-2	8	1,110	0,019	0,07	1
514-7-10	19	0,921	0,578	2,18	11
514-7-6	21	0,854	0,596	2,25	12
514-7-8	16	0,850	0,319	1,20	3
518-2-6	26	0,848	0,268	1,01	2
518-3-6	23	0,847	0,466	1,76	6
493-1-2	13	0,836	0,493	1,86	9
515-4-2	15	0,825	0,381	1,44	4
514-7-16	27	0,809	0,985	3,72	20
514-7-14	20	0,805	0,446	1,69	5
518-2-10	25	0,797	0,471	1,78	7
504-5-6	9	0,783	1,060	4,01	22
436-1-4	11	0,775	0,549	2,07	10
518-2-2	4	0,767	0,485	1,83	8
514-5-2	1	0,760	1,035	3,91	21
514-5-4	10	0,743	0,616	2,33	13
514-7-4	12	0,740	0,654	2,47	14
518-2-4	7	0,735	0,805	3,04	15
514-5-5	6	0,687	0,872	3,30	17
518-2-8	22	0,661	0,971	3,67	19
516-8-2	18	0,644	1,148	4,34	23
438-7-2	17	0,632	1,195	4,52	25
IAC - 15	29	0,629	0,850	3,22	16
IAC - 15	30	0,610	0,894	3,38	18
428-7-1	14	0,583	1,733	6,55	28
504-5-8	5	0,576	1,528	5,78	26
493-1-3	28	0,558	1,162	4,39	24
514-7-2	24	0,531	1,581	5,98	27
515-4-4	3	0,530	1,818	6,87	29
518-3-4	2	0,382	2,476	9,36	30
Correlação (Média, P_i^*)		-0,88			

4.5. Estimativas das variâncias genéticas, fenotípicas e de ambiente considerando indivíduos dentro de parcelas

Os resumos das análises de variância de produção de grãos beneficiados, em kg/planta, nas combinações de anos P123, P234 e PT, avaliadas em nível de plantas individuais, considerando duas técnicas de análise, conforme discutido nos itens 3.5.1 e 3.5.2.b, estão apresentados no Quadro 25. Neste Quadro, são também apresentadas as estimativas dos componentes de variâncias genéticas e de ambiente, e as herdabilidades.

Os quadrados médios nas combinações de colheitas P123, P234 e PT, obtidos utilizando modelos lineares generalizados (método da ANOVA) estimados por meio do programa estatístico SAS, no procedimento GLM, o qual fornece valores exatos para essas estimativas, pouco diferiram daqueles obtidos por meio da análise de variância aproximada, estimada por meio do aplicativo computacional em genética e estatística, GENES. Por exemplo, para efeito de ambiente entre parcelas (QME), na combinação P123, os valores obtidos foram 0,7839 e 0,7919 que são valores próximos. Para o efeito de progênies (QMG), os valores obtidos foram 3,6408 e 3,5054, também próximos. Os quadrados médios, devido aos efeitos aleatórios entre plantas dentro de parcela (QMD), por serem obtidos da mesma forma, por ambos os métodos, foram idênticos.

Os componentes de variância representam as variâncias associadas aos efeitos aleatórios do modelo estatístico. A estimativa desses componentes para genética e melhoramento de plantas é de grande importância, pois permite estimar os coeficientes de herdabilidade, ganhos esperados com seleção, as correlações entre caracteres, prever valores genéticos, entre outros. Porém, na prática, sendo esses componentes apenas estimativas dos valores reais, estão sujeitos a erros. Assim, para que tenham propriedades ótimas que validem os resultados obtidos, esses erros devem ser os menores possíveis. Quando se tem um modelo balanceado, os componentes obtidos, a partir de suas esperanças matemáticas (igualando-as aos seus valores observados), geram componentes de variâncias, com propriedades ótimas e desejáveis. Porém, quando existem dados desbalanceados, esse estimador perde essas propriedades ótimas e desejáveis,

tornando-se necessário lançar mão de procedimentos alternativos para estimar os componentes de variância. Quando existem dados desbalanceados, o procedimento recomendado para estimação de componentes de variância é o REML (SEARLE et al., 1992).

Com o objetivo de avaliar diferentes estimadores para os componentes de variância σ_d^2 , σ_e^2 e σ_g^2 , uma vez que os dados são provenientes de experimentos com número diferente de plantas por parcela (experimento desbalanceado), foram utilizados quatro métodos: Método da ANOVA, Método da ANOVA aproximado, Método da Máxima Verossimilhança Restrita (REstrict Maximum Likelihood - REML) e Método da Máxima Verossimilhança (Maximum Likelihood - ML). Esses procedimentos alternativos geraram estimativas semelhantes (Quadro 25). Considerando a combinação P123, as estimativas para $\hat{\sigma}_d$ foram: 0,6827, 0,6827, 0,6852 e 0,6853 obtidas respectivamente pelas seguintes técnicas de estimação: ANOVA, ANOVA aproximada, REML e ML. As estimativas de $\hat{\sigma}_e$, foram: 0,0317, 0,0321, 0,0292 e 0,0293; e para $\hat{\sigma}_g$, foram: 0,1490, 0,1392, 0,1330 e 0,1290. Como as estimativas foram semelhantes, e considerando a inevitável presença de erro nesses valores, pois são apenas estimativas de valores reais, na última fase deste trabalho foram utilizadas as estimativas obtidas pelo método da ANOVA aproximada, por meio do aplicativo computacional em genética e estatística GENES, por serem de mais fácil obtenção.

As estimativas das variâncias fenotípicas entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_{fm}^2$) e das variâncias entre plantas no experimento ($\hat{\sigma}_{fp}^2$) obtidas conforme expressões apresentadas no item 3.5.2., estão apresentadas no Quadro 25. Considerando que estava presente no ensaio um dos genitores, foi possível estimar a variância devido a ambiente entre plantas dentro das parcelas ($\hat{\sigma}_{ed}^2$), como sendo a média ponderada das variâncias das parcelas onde estava presente o genitor. Essas estimativas foram necessárias para a obtenção dos coeficientes de herdabilidade e dos componentes de variância genética do modelo aditivo dominante utilizado (Quadro 25).

As estimativas de herdabilidade no sentido restrito, em nível de médias de progênies, para o caráter produção de grãos por planta nas combinações de colheitas P123, P234 e PT, foram relativamente altas, e próximas, independente do método de estimação dos componentes de variância. Essas estimativas foram 60,05%, 59,85% e 47,21%, para as combinações P123, P234 e PT, respectivamente, quando obtidas pelo método da ANOVA aproximado. Com base nessas estimativas é razoável afirmar que existem condições favoráveis para seleção entre progênies. Nessas condições, o valor fenotípico representa de forma satisfatória o valor genético da progênie.

Em programas de melhoramento do cafeeiro, é impraticável conduzir todos os indivíduos das progênies selecionadas. Nesse sentido, é importante conhecer a herdabilidade no sentido restrito com base no indivíduo dentro de progênie. As estimativas dessa herdabilidade foram relativamente baixas, e próximas, independente do método de estimação utilizado. Por exemplo, as estimativas obtidas pelo método da análise aproximada, foram 6,61%, 6,59% e 4,96% para as combinações P123, P234 e PT, respectivamente. Este fato se deve não pela inexistência de variância genética aditiva dentro de progênie, como pode ser comprovado pelos resultados apresentados anteriormente no Quadro 7, no qual foi verificada a existência de variância genética entre progênies F_3 , que é composta de $\sigma_A^2 + \frac{1}{4}\sigma_D^2$. Sendo a variância genética dentro de progênie composta de $\frac{1}{2}\sigma_A^2 + \frac{1}{2}\sigma_D^2$, é possível afirmar que existe variância dentro de progênie. Porém, altos valores dos coeficientes de variação ambiental, reflexo do difícil controle da variação dentro de parcelas, em experimento com progênies de café, provavelmente foram a causa dessas baixas herdabilidade com base nos indivíduos. Avaliando esses resultados, verifica-se que a seleção de plantas individuais terá baixa precisão. Portanto, deve-se praticar uma seleção branda associada a técnicas que melhor permitam predizer o valor genético dos indivíduos.

Quadro 25 - Estimativas de quadrados médios, considerando indivíduos dentro de parcelas; dos componentes de variância genéticos e ambientais e das herdabilidades; para produção nas combinações de anos P123, P234 e PT, utilizando o método da ANOVA, da ANOVA aproximada, da Máxima Verossimilhança (ML) e da Máxima Verossimilhança Restrita (REML)

F.V.	G.L.	ANOVA aproximada ¹			ANOVA ²			REML			ML		
		P123	P234	PT	P123	P234	PT	P123	P234	PT	P123	P234	PT
QMB	5	3,2119	4,4233	5,4130	3,1915	4,3865	5,3799						
QMG	27	3,6408	6,6881	6,5963	3,5054	6,5172	6,3592						
QME	135	0,7839	1,4787	1,5858	0,7919	1,3917	1,4926						
QMD	408	0,6827	1,2371	1,2817	0,6827	1,2371	1,2818						
$\hat{\sigma}_b^2$		0,0271	0,0329	0,0428				0,0251	0,0251	0,0352	0,0219	0,0221	0,0308
$\hat{\sigma}_d^2$		0,6827	1,2371	1,2817	0,6827	1,2371	1,2818	0,6852	1,2642	1,3098	0,6853	1,2646	1,3102
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$		0,0317	0,0756	0,0952	0,0321	0,0455	0,0621	0,0292	0,0141	0,0296	0,0293	0,0142	0,0297
$\hat{\sigma}_g^2$		0,1490	0,2718	0,2614	0,1392	0,2628	0,2497	0,1330	0,2521	0,2418	0,1290	0,2433	0,2339
$\hat{\sigma}_{fm}^2$		0,1899	0,3489	0,3441	0,1802	0,3349	0,3269	0,1736	0,3204	0,3151	0,1697	0,3117	0,3072
$\hat{\sigma}_{fp}^2$		0,8634	1,5844	1,6383	0,8540	1,5454	1,5935	0,8474	1,5304	1,5812	0,8436	1,5221	1,5738
$\hat{\sigma}_{ed}^2$		0,5557	1,0068	1,0027	0,5557	1,0068	1,0027	0,5557	1,0068	1,0027	0,5557	1,0068	1,0027
$\hat{\sigma}_A^2$		0,1141	0,2088	0,1625	0,1009	0,1969	0,1469	0,0910	0,1646	0,1177	0,0856	0,1526	0,1068
$\hat{\sigma}_D^2$		0,1399	0,2517	0,3957	0,1530	0,2636	0,4113	0,1681	0,3502	0,4966	0,1736	0,3630	0,5082
h_m^2		60,05	59,85	47,21	56,03	58,79	44,93	52,40	51,36	37,34	50,46	48,95	34,78
h_d^2		6,61	6,59	4,96	5,91	6,37	4,61	5,37	5,38	3,72	5,07	5,01	3,39

^{1/} Análise realizada no programa GENES.

^{2/} Análise realizada no programa SAS.

4.6. Predição de ganhos por seleção

O objetivo principal no melhoramento de café é identificar indivíduos, por meio de critério de seleção previamente estabelecido, que devem permanecer no programa de melhoramento de geração para geração. Segundo VENCOVSKY e BARRIGA (1992), estimar o progresso esperado com a seleção é uma das mais importantes aplicações da genética quantitativa. Pelos progressos esperados, o melhorista tem condições de julgar qual critério de seleção deve ser o mais promissor nas condições em que se desenvolve o programa de melhoramento.

A seleção entre e dentro de progênies consiste em, primeiramente, selecionar progênies inteiras, levando em conta o desvio do valor da progênie em relação ao valor fenotípico médio da população. Posteriormente, selecionam-se os melhores indivíduos dentro delas, levando em conta o desvio do valor fenotípico de cada indivíduo, em relação ao valor fenotípico médio da progênie. Nesse trabalho, foram selecionadas oito progênies (28,57%) e cinco plantas por progênies (20,83%), totalizando 40 plantas selecionadas.

Uma das críticas que se faz à seleção entre e dentro de progênies é o fato de indivíduos potencialmente superiores de progênies médias a intermediárias ou indivíduos medianos de progênies superiores, não serem selecionados. Para contornar este problema, pode-se empregar a seleção combinada, que é uma estratégia de seleção que utiliza, simultaneamente, as informações do indivíduo e de seus parentes. Foi utilizado, como critério de seleção, o índice de seleção combinada proposto por PIRES (1996), que considera o desvio do indivíduo em relação ao bloco em que este se localiza, concomitante com o desvio da progênie a que pertence este indivíduo, em relação a média da população, conforme descrito no item 3.5.6. Foram selecionados os 40 indivíduos com os maiores escores para o valor genético estimado pela análise combinada.

Segundo HUEHN (1990), no estudo da performance genotípica, uma das vantagens das estatísticas não-paramétricas em relação às paramétricas, é empregá-las como critério de seleção em programas de melhoramento, em que é de fundamental importância a posição relativa ou classificação dos genótipos.

Nesse sentido, a estatística P_i^{**} , que se refere à avaliação da performance genotípica, considerando o indivíduo, utilizando-se o método proposto por LIN e BINNS (1988), ponderada pelo coeficiente de variação residual, conforme descrito no item 3.5.5, foi proposta como critério de seleção. Foram selecionados os 40 indivíduos com os menores escores da estatística P_i^{**} .

No Quadro 26, encontram-se as estimativas das herdabilidades em nível de média de progênie (h_m^2) e de indivíduos dentro de progênie (h_d^2), das médias experimentais (\bar{X}_0), dos diferenciais de seleção (DS), dos ganhos preditos por seleção (GS) e dos ganhos percentuais (GS%), para produção de grãos beneficiados, expressos em kg/planta, para as combinações de colheitas P123, P234 e PT, utilizando três diferentes critérios: seleção entre e dentro, com base no P_i^{**} e seleção combinada.

As estimativas de ganho nas combinações de colheitas P123, P234 e PT foram semelhantes, independente do critério de seleção analisado. Dessa forma, as estimativas de ganho não auxiliaram na decisão acerca da combinação de colheitas mais adequada a ser adotada para seleção. Porém, considerando os resultados já apresentados nesse trabalho, a melhor combinação seria P234. As estimativas de ganho da geração F_3 para F_4 foram superiores àquelas da geração F_3 para uma geração avançada. Este resultado já era esperado, pois nas gerações avançadas, com alto grau de homozigose, a variância genética devido aos desvios da dominância é exaurida, restando apenas a variância genética aditiva.

A seleção entre e dentro de progênies, seleção baseada no P_i^{**} e seleção combinada apresentaram predições de ganho semelhantes. Por exemplo, para a combinação P234, a seleção entre e dentro de progênies proporcionou estimativa de ganho em relação a uma geração com alto grau de homozigose de 15,70%, a seleção baseada no P_i^{**} de 19,11% e a seleção combinada de 15,72%. Por causa das diferentes expressões para predição de ganho, definidas a partir do critério de seleção empregado, na seleção combinada, embora a média de produção dos indivíduos selecionados tenha sido inferior aos demais critérios utilizados, as estimativas de ganho foram semelhantes.

Quadro 26 - Estimativas das herdabilidades em nível de médias de progênies (h_m^2) e de indivíduos dentro de progênies (h_d^2), das médias experimentais (\bar{X}_0), dos diferenciais de seleção (DS), dos ganhos preditos por seleção (GS) e dos ganhos percentuais (GS%), para produção de grãos/planta, expressos em kg/planta, utilizando três critérios de seleção

Parâ- metros	Seleção entre			Seleção dentro			Seleção entre e dentro			Seleção baseada no P_1^{**}			Seleção combinada		
	P123	P234	PT	P123	P234	PT	P123	P234	PT	P123	P234	PT	P123	P234	PT
h_m^2	60,05	59,85	47,21	60,05	59,85	47,21				60,05	59,85	47,21	60,05	59,85	47,21
h_d^2	6,61	6,59	4,96	6,61	6,59	4,96				6,61	6,59	4,96	6,61	6,59	4,96
\bar{X}_0	2,346	2,704	2,946	2,346	2,704	2,946	2,346	2,704	2,946	2,346	2,704	2,946	2,346	2,704	2,946
DS	0,438	0,481	0,484	1,199	1,612	1,659				1,808	2,611	2,579	0,941	0,717	0,849
$GS_{(3,4)}$	0,303	0,332	0,298	0,162	0,218	0,233	0,465	0,550	0,531	0,468	0,673	0,616			
$GS_{(3,4)}\%$	12,93	12,27	10,11	6,89	8,07	7,91	19,82	20,34	18,01	19,97	24,87	20,92			
$GS_{(3,\infty)}$	0,263	0,288	0,228	0,100	0,136	0,105	0,363	0,424	0,333	0,358	0,517	0,383	0,366	0,425	0,322
$GS_{(3,\infty)}\%$	11,21	10,66	7,74	4,27	5,04	3,56	15,48	15,70	11,30	15,28	19,11	12,99	15,60	15,72	10,93

4.7. Número de plantas selecionadas por progênie

No Quadro 27, estão apresentados os resultados de três critérios de seleção, quanto ao número de plantas selecionadas em cada progênie, na combinação de anos P123, P234 e PT para produção de grãos beneficiados, expressos em kg/planta. A análise desse quadro permite melhor comparação das conseqüências, em termos de estrutura genética da população melhorada, considerando diferentes critérios de seleção.

Verifica-se que as progênies selecionadas e o número de plantas selecionadas por progênies é bastante diverso, tanto entre os critérios de seleção, na mesma combinação de colheitas, quanto entre as combinações de colheitas no mesmo critério de seleção. Analisando a combinação P234, indicada anteriormente como sendo a mais adequada para seleção, o critério de seleção baseado no P_i^{**} identificou plantas superiores pertencentes a 18 progênies. A seleção entre e dentro de progênies identificou plantas superiores pertencentes às oito diferentes progênies pré-estabelecidas, conforme critério do método, e a seleção combinada contemplou o menor número de progênies, apenas seis.

Na seleção combinada, os valores dos índices foram: $c_1 = 0,023$ e $c_2 = 0,384$, relação $c_2/c_1 = 16,6$ para P123; $c_1 = 0,023$ e $c_2 = 0,382$, relação $c_2/c_1 = 16,5$ para P234; $c_1 = 0,018$ e $c_2 = 0,302$, relação $c_2/c_1 = 17,2$ para PT. Essa situação indica que, na seleção combinada o desempenho do indivíduo teve pouca importância, tendo sido de maior importância o desempenho da progênie, independente da combinação de anos. Esses resultados são concordantes com a filosofia da seleção combinada, pois a herdabilidade, considerando a média da progênie foi superior a herdabilidade com base em indivíduos dentro de progênies. Como pode ser observado no Quadro 27, para a combinação P234, a progênie 8 teve 20 plantas selecionadas, portanto, 50% dos indivíduos selecionados pertencentes à mesma progênie. Ainda, 90% das plantas selecionadas pertenciam a apenas três progênies. Isto se deve ao fato de essas progênies, em média, terem se destacado em relação às demais, favorecendo assim os indivíduos da progênie. Pelo critério de seleção baseado no P_i^{**} , que

identificou plantas superiores em 18 progênies, o número de plantas selecionadas na progênie 8 foi 11, além de três plantas nas progênies 15, 16, 19, 21 e 25 e uma ou duas plantas nas demais progênies identificadas.

Nos Quadros 28, 29 e 30, estão representadas as plantas selecionadas em cada progênie, com base na produção de grãos beneficiados, expressos em kg/planta, utilizando três critérios, considerando as combinações de colheitas P123, P234 e PT, respectivamente. Na combinação de colheitas P123, apenas nove plantas foram as mesmas selecionadas dos três critérios de seleção; para as combinações P234 e PT, houve apenas 13 plantas coincidentes. Esses resultados evidenciam a importância da escolha da combinação de anos a ser utilizada e do critério de seleção a ser adotado pelo melhorista.

A seleção combinada aplicada à combinação de colheitas P234 seleciona uma planta com produção de 1,4 kg, pertencente à progênie 8, mas não identificou uma planta com produção de 7,1 kg pertencente à progênie 21, mesmo esta progênie ocupando a sexta posição entre as mais produtivas. A seleção entre e dentro identificou plantas com produção de 3,6 kg pertencentes à progênie 26, mas não selecionou planta com produção de 5,5 kg pertencente à progênie 9, mesmo sendo esta progênie a nona mais produtiva.

Conclui-se que a seleção combinada, aqui utilizada, concentrou o número de plantas selecionadas em poucas progênies, fato que pode trazer problemas futuros para o melhorista, pois causa estreitamento genético da população selecionada. A seleção entre e dentro de progênies, embora não tenha possibilitado a seleção de alguns genótipos de alta produção, pertencentes a progênies com produção intermediária ou baixa, mostrou-se mais balanceada em relação à seleção combinada. A seleção baseada no P_i^{**} permitiu contornar deficiências apresentadas pela seleção combinada, porém trata-se de uma estatística baseada apenas no valor fenotípico dos indivíduos, que favoravelmente considera a performance genotípica dos mesmos.

Quadro 27 - Relação das progênies e do número de indivíduos selecionados em cada progênie, com base na produção de grãos beneficiados, em kg/planta, para as combinações de anos P123, P234 e PT, utilizando a seleção entre e dentro de progênies, seleção com base no P_i^{**} e seleção combinada

P123					P234					PT				
Progênie	Produção	Seleção E/D	Sel. no P_i^{**}	Sel. comb.	Progênie	Produção	Seleção E/D	Sel. no P_i^{**}	Sel. comb.	Progênie	Produção	Seleção E/D	Sel. no P_i^{**}	Sel. comb.
8	3,399	5	9	20	8	4,133	5	11	20	8	4,329	5	11	20
26	2,939	5	5	20	19	3,314	5	3	10	19	3,532	5	3	14
16	2,692	5	4		16	3,265	5	3	6	26	3,432	5	1	1
23	2,686	5	2		23	3,220	5	2	2	23	3,410	5	2	2
15	2,661	5	4		26	3,147	5	1	1	16	3,400	5	3	1
25	2,655	5	2		21	3,082	5	3	1	21	3,370	5	3	2
20	2,650	5	2		27	3,012	5			15	3,247	5	3	
4	2,601	5			20	2,951	5	1		27	3,226	5		
13	2,592		1		9	2,937				25	3,213		3	
19	2,547				13	2,934		1		20	3,212		1	
11	2,501		3		15	2,918		3		13	3,201		1	
10	2,390		1		25	2,915		3		9	3,141			
21	2,356				4	2,870		1		4	3,104		1	
27	2,353		2		10	2,838		2		11	3,084		1	
7	2,314		2		1	2,829		1		1	3,059			
6	2,295				11	2,828		1		10	3,008		2	
12	2,254		1		7	2,730				7	2,960			
1	2,201				6	2,501		1		6	2,816		2	
22	2,194				18	2,491		1		18	2,766		1	
17	2,187				12	2,451		1		12	2,693		1	
18	2,143				22	2,240				17	2,527			
9	2,135		1		17	2,207				22	2,478			
28	2,047		1		3	2,083		1		14	2,342			
24	1,900				5	2,066				3	2,306		1	
14	1,867				14	2,061				5	2,269			
5	1,775				28	2,012				28	2,243			
3	1,764				24	1,843				24	2,146			
2	1,277				2	1,379				2	1,540			

Quadro 28 – Relação das progênies e das plantas selecionadas, com base na produção de grãos beneficiados, em kg/planta, para a combinação de anos P123, utilizando seleção entre e dentro de progênies, seleção com base no P_i^{**} e seleção combinada

Prog	Méd	Repetições																							
		I				II				III				IV				V				VI			
		1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
8	3,399	2,1x	-	2,7x	3,5xx	5,3xxx	3,1x	4,2xx	3,8xx	4,8xxx	4,5xxx	-	3,5xx	2,9x	0,4x	4,2xx	5,2xxx	3,1x	1,5x	2,0x	3,3x	3,6x	-	-	4,5xxx
26	2,939	3,8xxx	1,9x	3,2x	-	-	1,2	3,0x	3,5x	3,6xx	4,8xxx	3,9xx	3,8xxx	-	2,2x	2,3x	2,9x	3,1x	2,4x	4,3xxx	2,6x	3,1x	2,1x	1,8x	2,4x
16	2,692	2,5	2,5	1,4	2,6	1,3	4,2xx	3,0	4,8xx	3,3	2,5	2,6	3,3x	2,7	2,8	2,8	2,8	2,1	2,1	1,7	2,6	3,6xx	2,0	4,1xx	1,6
23	2,686	3,1x	2,6	2,8	3,1	-	1,8	2,0	2,1	2,7	0,8	2,6	6,3xx	2,4	2,8	2,0	3,4x	3,9xx	2,4	2,3	2,6	2,2	2,5	2,1	3,2x
15	2,661	2,6	5,0xx	1,7	1,2	2,4	-	3,3x	2,0	3,0	4,3xx	-	3,8xx	2,9	2,1	2,4	2,9	2,0	1,7	2,3	4,2x	1,8	2,1	1,8	3,0
25	2,655	-	3,9xx	2,3	1,1	0,9	3,9x	2,2	3,0	2,6	3,6x	2,0	2,1	1,8	3,1	-	3,6xx	2,4	3,5x	3,3	3,4	2,5	2,3	2,4	2,5
20	2,650	1,4	1,9	2,1	1,9	1,8	2,4	3,0x	3,1x	-	3,3x	2,5	3,6xx	2,6	2,6	2,9	4,5xx	2,7	2,8	-	2,8	2,2	2,8	-	-
4	2,601	3,4x	2,6	2,3	2,5	2,4	2,0	1,9	2,3	2,7	2,7	-	3,1x	2,9x	2,7	-	3,2x	-	2,4	1,8	-	3,7x	-	2,3	2,5
13	2,592	3,3	0,9	-	3,5	3,7	-	2,6	-	3,1	3,8	-	-	-	1,1	2,8	2,9	0,4	2,8	2,3	2,0	-	1,8	3,8x	3,1
19	2,547	2,2	2,7	1,9	1,6	1,6	3,5	2,5	2,1	2,9	-	3,3	-	3,4	3,1	3,6	2,8	2,4	2,6	1,3	2,2	1,6	3,5	2,7	-
11	2,501	2,0	3,4x	1,7	3,9x	2,8	1,5	3,0	2,6	2,9	3,4	3,6	1,6	-	2,9	1,0	1,6	2,4	2,9	1,1	3,8x	1,2	2,6	2,7	3,1
10	2,390	1,7	2,7	2,2	3,1	-	1,0	2,5	4,0x	2,2	1,7	3,6	2,1	2,2	2,0	3,9	3,0	2,2	1,7	1,4	-	2,6	1,9	3,1	1,8
21	2,356	2,3	2,3	2,1	-	1,9	1,5	3,0	1,8	1,7	2,2	-	-	-	3,0	2,6	3,1	2,8	1,3	3,3	2,8	2,3	-	2,5	-
27	2,353	2,9	2,4	2,2	1,9	2,4	2,5	2,3	2,9	4,0x	4,0x	1,0	1,6	1,7	2,1	2,0	2,7	2,6	1,7	2,5	1,4	2,1	2,1	3,0	-
7	2,314	1,9	3,0	4,1x	4,1x	2,2	2,6	3,3	1,3	1,5	2,2	0,6	2,9	2,4	-	1,0	0,3	3,0	2,3	3,3	-	3,6	1,3	1,1	2,9
6	2,295	-	3,5	-	3,0	0,9	1,8	1,5	-	4,0	3,3	2,0	3,5	1,3	2,1	-	1,6	1,8	2,3	-	1,8	-	3,0	2,6	1,2
12	2,254	2,8	0,7	1,7	1,1	1,7	1,9	3,6	1,8	-	3,5	-	3,1	-	3,7x	-	2,1	1,7	1,3	1,7	1,2	-	2,6	3,6	3,1
1	2,201	-	1,8	0,9	2,6	3,5	1,9	3,1	3,0	3,0	1,8	1,6	0,8	2,8	-	2,8	2,1	2,6	1,9	1,7	1,3	1,8	2,7	1,4	3,2
22	2,194	2,6	2,2	1,9	3,1	-	-	-	1,7	1,9	3,6	2,6	1,4	2,1	2,9	2,3	2,0	2,0	1,0	2,1	3,1	2,5	1,9	2,7	0,6
17	2,187	2,3	2,1	1,8	1,2	1,0	2,0	2,8	2,8	2,7	1,7	1,9	4,2	2,2	-	2,8	2,5	2,0	3,0	2,0	0,5	2,2	2,1	1,4	2,9
18	2,143	-	-	2,1	1,0	1,4	-	-	1,5	1,6	3,3	2,2	3,4	2,0	1,6	2,3	0,6	2,8	1,6	2,8	1,5	3,2	2,5	2,7	2,7
9	2,135	1,6	1,5	3,3	-	0,8	1,9	1,8	2,9	2,3	1,8	2,4	2,6	3,2	1,9	4,0x	2,6	-	2,9	0,5	0,4	2,0	-	1,4	3,0
28	2,047	3,5	-	2,1	3,6x	1,4	2,6	2,1	0,8	-	-	1,3	1,8	-	-	2,6	1,5	0,4	2,2	2,0	-	2,2	-	2,5	2,2
24	1,900	3,2	2,3	3,0	1,5	1,6	3,1	1,1	-	2,7	2,9	1,2	2,3	1,6	1,6	1,6	2,1	1,3	1,5	1,0	2,2	2,0	1,3	-	0,9
14	1,867	3,0	2,5	2,6	2,9	2,7	2,0	1,4	2,1	-	2,2	-	3,0	1,2	-	-	1,0	1,1	1,7	0,9	0,7	-	0,7	1,9	1,8
5	1,775	1,3	2,4	3,4	1,4	2,9	1,4	1,9	1,7	-	3,4	-	1,3	1,4	1,8	1,0	1,7	1,4	1,3	2,8	1,6	0,6	2,2	0,4	1,7
3	1,764	-	-	0,7	-	2,8	1,1	-	3,2	-	2,5	1,7	2,1	-	1,7	1,1	0,4	-	3,3	2,2	1,0	1,7	1,8	1,5	1,5
2	1,277	0,6	2,1	-	2,6	1,8	0,6	-	0,8	-	2,2	0,8	0,1	1,3	0,0	3,0	0,3	1,0	-	0,6	-	-	2,9	1,3	1,0

(-): plantas mortas / (x): seleção baseada no P_i^{**} / (x): seleção combinada / (x): seleção entre e dentro de progênies

Quadro 29 – Relação das progênies e das plantas selecionadas, com base na produção de grãos beneficiados, em kg/planta, para a combinação de anos P234, utilizando seleção entre e dentro de progênies, seleção com base no P_i^{**} e seleção combinada

Prog	Méd	Repetições																							
		I				II				III				IV				V				VI			
		1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
8	4,133	2,4x	-	2,5x	3,5x	5,1xxx	4,1xx	4,1xx	4,4xx	7,7xxx	4,6xx	-	3,5x	2,5x	1,4x	4,7xx	5,9xxx	5,0xxx	1,7x	4,4x	3,9x	6,4xxx	-	-	4,8xx
19	3,314	3,9x	2,5	4,5xx	1,6	1,7	5,2xxx	1,9	2,6	3,9x	-	6,1xxx	-	4,3xx	2,9	3,4x	2,9	4,8xx	3,3x	1,7	1,8	2,3	5,7xx	2,9	-
16	3,265	4,6xx	4,3xx	1,8	2,2	2,8	4,2xx	2,8	5,0xxx	4,7xx	2,5	3,2	3,4	3,0	3,3	3,6	2,4	2,3	2,3	3,6	2,6	3,8	2,2	5,0xxx	3,0
23	3,220	3,6	3,3	2,6	3,1	-	3,1	2,2	2,2	4,5x	0,7	3,4	7,1xxx	3,8x	2,6	2,3	5,4xxx	3,8	3,2	2,9	2,8	4,0x	2,4	2,0	3,0
26	3,147	3,8x	3,1	3,6x	-	-	1,7	2,8	3,2	3,6	4,0x	3,5	3,6x	-	2,1	2,4	3,0	3,1	2,3	7,9xxx	2,6	3,2	2,4	2,0	2,3
21	3,082	3,6x	1,9	2,9	-	1,7	1,6	3,7x	1,9	1,7	1,8	-	-	-	4,9xx	2,3	2,8	2,8	1,0	8,1xxx	2,9	7,1xx	-	2,8	-
27	3,012	3,8x	3,0	2,5	3,3	3,7	2,5	2,7	4,8x	3,4	3,5	1,4	1,3	2,4	3,5	2,0	3,4	2,2	3,4	2,7	3,9x	2,2	3,9x	3,7x	-
20	2,951	2,2	1,6	1,8	1,5	2,3	2,9	6,1x	3,2	-	4,0x	2,6	3,6x	2,8	2,6	2,8	4,4xx	3,1	2,4	-	3,6x	3,1	2,5	-	-
9	2,937	2,3	5,3	3,1	-	1,0	1,7	2,8	3,9	5,1	2,2	5,5	2,5	3,1	1,7	3,6	2,5	-	3,4	0,7	1,0	3,5	-	4,1	2,6
13	2,934	3,5	0,8	-	3,1	3,3	-	4,7x	-	3,6	3,4	-	-	-	1,6	2,8	3,0	0,6	2,9	3,0	2,6	-	2,8	3,6	4,4
15	2,918	2,6	5,1x	1,5	1,0	3,1	-	3,8	2,2	3,9	3,7	-	3,9x	2,9	1,7	2,2	2,5	3,8	1,5	2,3	4,1x	2,9	3,8	2,4	3,4
25	2,915	-	4,5x	2,0	1,4	0,7	5,4x	2,1	2,7	3,4	3,5	1,5	1,8	1,9	2,8	-	3,6	5,8x	3,3	3,3	3,2	3,1	2,3	2,0	3,7
4	2,870	3,2	3,1	3,0	2,6	2,6	3,0	2,4	2,1	2,8	2,9	-	3,1	2,7	2,5	-	3,1	-	2,4	1,6	-	6,1x	-	2,6	2,6
10	2,838	2,3	4,1	2,2	3,8	-	2,1	2,6	5,0x	2,2	1,9	3,5	2,2	2,2	1,9	3,5	2,6	2,4	1,7	1,3	-	2,7	5,3	5,2x	1,8
1	2,829	-	2,0	1,4	2,5	2,9	3,8	2,7	3,4	3,2	3,7	1,7	1,9	2,5	-	5,4x	2,3	2,9	2,6	2,7	1,9	1,8	3,3	4,5	3,2
11	2,828	1,5	3,4	1,4	3,3	2,8	1,4	2,9	3,0	2,6	2,8	3,9	1,9	-	5,0x	1,3	3,5	2,9	3,4	2,8	4,3	1,5	3,5	2,9	3,0
7	2,730	1,9	3,9	4,1	3,9	2,4	3,5	3,5	1,4	1,4	2,9	0,6	4,4x	2,4	-	1,2	0,6	4,0	3,7	3,1	-	4,1	1,6	1,9	3,4
6	2,501	-	3,9	-	2,4	0,8	1,5	1,3	-	4,8	7,0x	2,8	3,3	0,9	1,9	-	2,2	1,4	1,9	-	2,5	-	3,0	2,4	1,2
18	2,491	-	-	1,5	0,9	1,2	-	-	1,5	3,2	2,9	1,9	3,1	1,5	3,6	3,3	0,5	2,8	2,7	2,9	2,0	4,7	4,5x	2,7	2,4
12	2,451	4,3	0,9	2,1	0,9	1,4	2,1	3,1	1,6	-	3,8	-	2,8	-	6,1x	-	2,2	1,8	1,4	1,8	1,1	-	2,4	3,4	3,5
22	2,240	2,2	2,0	1,7	2,7	-	-	-	3,6	1,6	4,2	3,2	1,0	1,9	2,5	2,4	1,9	1,7	0,9	2,2	3,1	2,6	1,7	2,8	1,1
17	2,207	2,5	2,6	1,7	1,0	1,6	2,8	2,5	2,6	2,5	1,5	1,8	4,3	1,8	-	2,4	2,2	1,8	3,1	3,7	0,4	2,4	1,7	1,4	2,5
3	2,083	-	-	0,6	-	2,6	1,2	-	4,3x	-	2,9	1,6	4,0	-	1,6	0,9	0,4	-	3,2	2,5	0,6	4,3	1,6	1,7	1,4
5	2,066	1,3	2,4	2,9	1,2	2,9	1,5	1,7	1,5	-	3,4	-	1,6	1,9	3,6	2,0	3,6	1,7	1,2	3,0	1,8	1,3	2,5	0,5	2,0
14	2,061	2,6	4,1	2,2	2,6	2,7	2,2	2,2	2,3	-	2,6	-	3,0	1,4	-	-	1,7	1,5	2,0	0,6	0,8	-	1,3	2,1	1,4
28	2,012	3,0	-	2,0	3,2	1,3	2,9	1,8	0,7	-	-	1,6	2,0	-	-	2,6	1,4	0,5	1,9	1,9	-	2,2	-	2,9	2,2
24	1,843	2,8	2,2	2,8	1,1	1,2	3,5	1,4	-	2,1	3,6	0,8	2,4	1,8	1,7	1,8	1,9	1,1	1,5	1,5	2,0	1,7	1,1	-	0,7
2	1,379	0,5	2,0	-	2,5	1,7	1,2	-	1,0	-	2,5	0,9	0,3	1,3	0,4	2,6	0,5	1,0	-	0,8	-	-	2,9	1,6	1,1

(-): plantas mortas / (x): seleção baseada no P_i^{**} / (x): seleção combinada / (x): seleção entre e dentro de progênies

Quadro 30 – Relação das progênes e das plantas selecionadas, com base na produção de grãos beneficiados, em kg/planta, para a combinação de anos PT, utilizando a seleção entre e dentro de progênes, seleção com base no P_i** e seleção combinada

Prog	Méd	Repetições																							
		I				II				III				IV				V				VI			
		1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
8	4,329	2,4x	-	2,7x	3,5x	5,7xxx	4,1xx	4,7xx	4,4xx	8,3xxx	4,6xx	-	3,5x	2,9x	1,4x	5,1xx	5,9xxx	5,2xxx	1,8x	4,6x	4,2x	6,8xxx	-	-	4,8xx
19	3,532	4,1x	2,9x	4,5xx	1,6	2,0	5,2xxx	2,5	2,6	4,3x	-	6,1xxx	-	4,3xx	3,3x	3,8x	3,4x	4,8xx	3,5x	1,7	2,2	2,7	5,7xx	3,2x	-
26	3,432	4,2x	3,5	4,0x	-	-	1,9	3,1	3,6	3,6	4,8x	4,0x	4,0	-	2,2	2,4	3,0	3,5	2,7	7,9xxx	3,0	3,2	2,4	2,3	2,7
23	3,410	3,6	3,3	2,8	3,5	-	3,5	2,5	2,5	4,5x	0,8	3,8	7,1xxx	3,8	3,0	2,3	5,5xxx	4,3x	3,5	2,9	3,0	4,2x	2,5	2,3	3,2
16	3,400	4,6x	4,7x	1,9	2,6	2,9	4,2x	3,1	5,0xxx	4,7x	2,7	3,2	3,4	3,0	3,3	3,6	2,8	2,5	2,5	3,8	3,0	3,8	2,6	5,0xx	3,0
21	3,370	3,8x	2,3	3,4	-	2,1	1,6	3,7x	2,1	1,9	2,2	-	-	-	5,3xx	2,7	3,2	3,0	1,3	8,5xxx	3,3	7,4xxx	-	2,9	-
15	3,247	2,8	5,5xx	1,7	1,2	3,5	-	4,2	2,5	4,3x	4,3x	-	4,5xx	2,9	2,1	2,7	2,9	4,0	1,7	2,5	4,5xx	3,3	3,8	2,7	3,8
27	3,226	3,8	3,4	2,5	3,3	3,7	2,9	2,7	4,8xx	4,0x	4,0x	1,4	1,7	2,6	3,8	2,4	3,9x	2,6	3,4	2,7	4,2xx	2,7	3,9x	3,7	-
25	3,213	-	5,0x	2,4	1,4	0,9	6,1x	2,5	3,1	3,8	4,1	2,0	2,2	1,9	3,1	-	3,6	5,8x	3,8	3,3	3,6	3,7	2,3	2,4	3,7
20	3,212	2,6	2,0	2,2	1,9	2,5	2,9	6,1	3,4	-	4,0	2,8	3,6	3,2	2,7	3,2	4,8x	3,1	2,8	-	4,0	3,5	2,8	-	-
13	3,201	3,5	1,0	-	3,5	3,9	-	4,7x	-	4,0	3,9	-	-	-	1,6	3,2	3,2	0,6	3,2	3,2	2,9	-	3,1	4,1	4,8
9	3,141	2,3	5,3	3,3	-	1,0	1,9	2,8	4,3	5,2	2,2	5,6	2,9	3,6	2,1	4,1	2,7	-	3,8	0,8	1,0	3,9	-	4,2	3,0
4	3,104	3,6	3,5	3,0	2,6	3,0	3,0	2,8	2,3	2,9	3,2	-	3,1	3,1	2,9	-	3,5	-	2,5	1,8	-	6,5x	-	2,8	2,8
11	3,084	2,0	3,4	1,7	3,9	2,8	1,5	3,1	3,0	3,0	3,4	4,3	2,3	-	5,2x	1,5	3,7	3,0	3,4	2,9	4,5	1,9	3,8	3,3	3,4
1	3,059	-	2,2	1,4	2,6	3,5	3,8	3,3	3,8	3,7	3,9	2,1	1,9	2,9	-	5,4	2,4	3,0	2,8	2,9	2,0	2,1	3,5	4,7	3,6
10	3,008	2,3	4,1	2,2	4,1	-	2,1	2,6	5,0x	2,4	2,1	3,9	2,4	2,4	2,1	3,9	3,0	2,5	1,7	1,5	-	3,1	5,3	5,5x	1,8
7	2,960	2,3	3,9	4,5	4,1	2,6	3,5	3,7	1,6	1,8	2,9	0,6	4,9	2,8	-	1,4	0,6	4,3	3,7	3,6	-	4,7	1,8	2,1	3,8
6	2,816	-	4,3x	-	3,0	0,9	1,8	1,5	-	5,3	7,2x	3,2	3,9	1,3	2,3	-	2,2	1,8	2,3	-	2,5	-	3,2	2,6	1,4
18	2,766	-	-	2,1	1,1	1,4	-	-	1,9	3,2	3,3	2,3	3,5	2,0	3,6	3,7	0,6	3,2	2,7	3,2	2,0	4,7x	4,9	3,0	3,0
12	2,693	4,3	0,9	2,2	1,1	1,7	2,3	3,6	2,0	-	4,3	-	3,3	-	6,6x	-	2,4	1,8	1,6	1,9	1,2	-	2,6	3,7	3,7
17	2,527	2,6	2,6	2,1	1,2	1,7	3,2	2,9	2,8	2,7	1,7	2,2	4,9	2,2	-	2,8	2,5	2,2	3,5	4,1	0,5	2,8	2,1	1,8	2,9
22	2,478	2,6	2,2	1,9	3,2	-	-	-	3,8	2,0	4,2	3,8	1,4	2,1	2,9	2,5	2,0	2,0	1,0	2,3	3,3	2,9	2,1	2,8	1,1
14	2,342	3,0	4,6x	2,6	3,1	2,7	2,6	2,3	2,7	-	2,7	-	3,3	1,5	-	-	2,0	1,7	2,1	0,9	1,0	-	1,5	2,5	1,8
3	2,306	-	-	0,7	-	2,8	1,4	-	4,9x	-	3,3	1,7	4,4	-	1,7	1,1	0,5	-	3,6	2,6	1,0	4,5	1,8	1,9	1,5
5	2,269	1,4	2,6	3,4	1,5	3,5	1,9	2,1	1,9	-	3,7	-	1,6	1,9	3,6	2,1	3,6	1,8	1,6	3,1	2,0	1,3	2,7	0,5	2,1
28	2,243	3,5	-	2,1	3,6	1,5	3,1	2,2	0,8	-	-	1,6	2,2	-	-	2,6	1,5	0,5	2,2	2,2	-	2,6	-	3,3	2,6
24	2,146	3,2	2,6	3,0	1,5	1,6	3,9	1,6	-	2,7	4,3	1,2	2,8	2,1	1,9	2,0	2,1	1,3	1,7	1,5	2,2	2,0	1,3	-	0,9
2	1,540	0,6	2,4	-	2,7	1,9	1,3	-	1,2	-	2,6	0,9	0,3	1,3	0,4	3,0	0,5	1,4	-	0,8	-	-	3,2	1,8	1,3

(-): plantas mortas / (x): seleção baseada no P_i** / (x): seleção combinada / (x): seleção entre e dentro de progênes

5. CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos, pôde-se chegar as seguintes conclusões:

a) no contexto biométrico:

Foi proposto associar as análises de estabilidade genotípica e de repetibilidade para inferir a respeito do número de medições necessárias para a seleção de cafeeiros. Concluiu-se excluir das análises a primeira colheita, onde os genótipos não expressam integralmente seus potenciais.

Foi proposto substituir o valor total da produção de grãos em vários anos por estatísticas que levassem em consideração o potencial produtivo e sua oscilação. Verificou-se que as estatísticas W_i de WRICKE e P_i de LIN e BINNS mostraram satisfatórias como critério de seleção.

Foram comparados processos de estimação de componentes de variância em experimentos com desbalanceamento de plantas dentro de parcelas. Os componentes de variância foram adequadamente estimados pelos processos da ANOVA, REML e ML. Um processo de estimação por meio da ANOVA aproximada também mostrou-se adequado para fins de melhoramento.

b) no contexto do melhoramento do cafeeiro:

As progênies avaliadas apresentaram média de produção de grãos superior às testemunhas, e grande variabilidade genética, sugerindo a possibilidade de se obter linhagens superiores.

Baseado nas análises dos caracteres vegetativos, a partir do conjunto de progênies avaliado, é possível obter linhagens que atendam a diferentes objetivos do melhoramento do cafeeiro.

A seleção de indivíduos baseada na 2^a, 3^a e 4^a colheitas apresentou coeficiente de repetibilidade de 0,48, e coeficiente de determinação de 73,55%, estimado pela técnica dos componentes principais baseada na matriz de correlações.

A performance genotípica mostrou resultados satisfatórios, quando avaliada pela estatística não-paramétrica proposta por LINN e BINNS ponderada pelo coeficiente de variação, pois apresenta apenas um valor para análise e mostrou-se correlacionada com a produção.

A seleção combinada contemplou indivíduos de poucas progênies, o que pode causar estreitamento da base genética da população selecionada. A seleção entre e dentro, embora não tenha possibilitado selecionar alguns genótipos de alta produção, pertencentes a progênies intermediárias, mostrou-se mais balanceada que a seleção combinada. Porém, considera para seleção dentro de progênie apenas o valor fenotípico do indivíduo. A seleção baseada na estatística P_i^{**} permitiu selecionar indivíduos pertencentes a diversas progênies, porém com base apenas no valor fenotípico do indivíduo e na sua performance genotípica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, M. S. **Resistência horizontal a *Hemileia vastatrix* Berk e Br. em cafeeiros descendentes do Híbrido de Timor.** Viçosa, MG: UFV, 1988. 68 p. Dissertação (Mestrado em Fitopatologia) – Univ. Federal de Viçosa, 1988.
- ABEYWARDENA, V. An application of principal component analysis in genetics. **Journal Genetics**, v.61, n.1, p.27-51, 1972.
- ALLARD, R. W., BRADSHAW, A. D. Implications of genotype-environmental interactions in applied plant breeding. **Crop Science**, v.4, n.5, p.503-507, 1964.
- ALVARENGA, A. P., BEGAZO, J. C. E. O., CARDOSO, A. A., PAULA, J. F. Avaliação de progênies de café Icatu, em Viçosa, Minas Gerais. **Revista Ceres**, v.42, n.243, p.516-527, 1995.
- ANTUNES, H., CARVALHO, A. Melhoramento do cafeeiro: XI. Análise da produção de progênies e híbridos de Bourbon Vermelho. **Bragantia**, v.16, n.13, p.175-195, 1957.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ. Rio de Janeiro: Coffee Business, v.4, 1998.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ. Rio de Janeiro: Coffee Business, v.5, 1999.

- BARTHOLO, G. F., MENDES, A. N. G., PEREIRA, A. A., CARVALHO, G. R., MOURA, W. M. Estabilidade fenotípica de produção de progênies das cultivares Catuaí Amarelo e Catuaí Vermelho, de *Coffea arabica* L. In: I SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, v.1. 2000. Poços de Caldas. **Anais...** Brasília, DF: MAA / EMBRAPA Café, 2000. p.544-546.
- BECKER, H. C. Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. **Euphytica**, v.30, n.3, p.835-840, 1981.
- BETTENCOURT, A. J., RODRIGUES, C. J. Principles and practice of coffee breeding for resistance to rust and other diseases. In: CLARKE, R. J., MACRAE, R. (Eds.). **Coffee: agronomy**. London: Elsevier Applied Science, 1988. v.4, p.199-234.
- CAIXETA, G. Z. T. Economia cafeeira, mercado de café, tendências e perspectivas. In: ZAMBOLIM, L. (Ed.). **I Encontro sobre produção de café com qualidade**. Viçosa, MG: Editora UFV, 1999. p.3-21.
- CANNELL, M. G. R. Physiology of the coffee crop. In: CLIFFORD, M. N., WILLSON, K. C. (eds.). **Coffee: botany, biochemistry and production of beans and beverage**. Westport: AVI Publishing Company, 1985. p.108-134.
- CARNEIRO, P. C. S. **Novas metodologias de análise da adaptabilidade e estabilidade do comportamento**. Viçosa, MG: UFV, 1998. 168 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, 1998.
- CARVALHO, A. **História do desenvolvimento do cultivo do café no Brasil**. Campinas: Instituto Agrônomo (Documentos IAC, 34), 7 p. 1993.
- CARVALHO, A. Melhoramento do cafeeiro: VI. Estudo e interpretação para fins de seleção de produções individuais na variedade Bourbon. **Bragantia**, v.12, n.6, p.179-200, 1952.
- CARVALHO, A. Principles and practice of coffee plant breeding for productivity and quality factors: *Coffea arabica*. In: CLARKE, R. J., MACRAE, R. (eds.). **Coffee: agronomy**. London: Elsevier Applied Science, 1988. v.4, p.129-165.
- CARVALHO, A., FAZUOLI, L. C. Café. In: FURLANI A. M. C., VIÉGAS, G. P. (Eds.). **O melhoramento de plantas no Instituto Agrônomo**. Campinas, Instituto Agrônomo, 1993. v.1, p.29-76.
- CARVALHO, A., FAZUOLI, L. C., COSTA, W. M. Melhoramento do cafeeiro: XLI. Produtividade do Híbrido Timor, de seus derivados de outras fontes de resistência a *Hemileia vastatrix*. **Bragantia**, v.48, n.1, p.73-86, 1989.

- CARVALHO, A., MEDINA, H. P., FAZUOLI, L. C., COSTA, W. M. Genética de *Coffea* XXVI. Hereditariedade do porte reduzido do cultivar Caturra. **Bragantia**, v.43, n.2, p.443-458, 1984.
- CARVALHO, A., MEDINA, H. P., FAZUOLI, L. C., GUERREIRO, O., LIMA, M. M. A. Aspectos genéticos do cafeeiro. **Revista Brasileira de Genética**, v.14, n.1, p.135-183. 1991.
- CARVALHO, A., MÔNACO, L. C. Melhoramento do cafeeiro: XXXI. Ensaio de populações F₂ de híbridos entre cultivares de *coffea arabica*. **Bragantia**, v.26, n.5, p.79-92, 1967.
- CARVALHO, A., FEWERDA, F. P., FRAHM-LELIVELD, J. A., MEDINA, D. M., MENDES, A. J. T., MÔNACO, L. C. Coffee. In: FERWERDA, F. P. (Ed.). **Outlines of perennial crop breeding in the tropics**. Wageningen: Veenman, 1969. p.189-241.
- CARVALHO, A., MÔNACO, L. C. Transferência do fator *Caturra* para o cultivar Mundo Novo de *Coffea arabica*. **Bragantia**, v.31, n.31, p.379-399, 1972.
- CARVALHO, A., MÔNACO, L. C., ALVES, S., FAZUOLI, L. C. Melhoramento do cafeeiro: XXXIII. Produtividade e outras características de vários cultivares em Monte Alegre do Sul. **Bragantia**, v.32, n.13, p.245-260, 1973.
- CARVALHO, A., MÔNACO, L. C., ANTUNES, H. Melhoramento do cafeeiro: XV. Variabilidade observada em progênies de Café. **Bragantia**, v.18, n.26, p.373-386, 1959.
- CARVALHO, A., MÔNACO, L. C., CAMPANA, M. P. Melhoramento do cafeeiro: XXVII. Ensaio de seleções regionais de Jaú. **Bragantia**, v.23, n.13, p.129-142, 1964.
- CARVALHO, A., MÔNACO, L. C., FAZUOLI, L. C. Melhoramento do cafeeiro: XL. Estudo de progênies de híbridos de café Catuaí. **Bragantia**, v.38, n.2, p.203-216, 1979.
- CARVALHO, A., SCARANARI, H. J., ANTUNES, H., MÔNACO, L. C. Melhoramento do cafeeiro: XXII. Resultados obtidos nos ensaios de seleção regionais de Campinas. **Bragantia**, v.20, n.3, p.711-740, 1961.
- CARVALHO, C. G. P. **Repetibilidade e seleção de híbridos de cacaueteiro**. Viçosa, MG: UFV, 1999. 176 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, 1999.

- CARVALHO, S. P. **Metodologias de avaliação do desempenho de progênies do cafeeiro** (*Coffea arabica* L.). Lavras, MG: ESAL, 1989. 68 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura de Lavras, 1989.
- CASTILLO, J., MORENO, G. Selección de cruzamientos derivados del “Híbrido Timor” en la obtención de variedades mejoradas de café para colômbia. **Cenicafé**, v.32, n.1, p. 37-53, 1981.
- CASTILLO, J, MORENO, G. La variedad Colombia: selección de un cultivar compuesto resistente a la roya del cafeto. **Cenicafé**, p. 37-53, 1986.
- CASTILLO, J., QUICENO, G. Estudio de la producción de seis variedades comerciales de café. **Cenicafé**, v.19, n.1, p.18-39, 1968.
- CHARRIER, A., BERTHAUD, J. Botanical classification of coffee. In: CLIFFORD, M. N., WILLSON, K. C. (eds.). **Coffee: botany, biochemistry and production of beans and beverage**. Westport: AVI Publishing Company, 1985. p.13-47.
- CHAVES, G. M. Melhoramento do cafeeiro visando a obtenção de cultivares resistentes à *Hemileia vastatrix* Berk et Br. **Revista Ceres**, v.23, n.128, p.321-332, 1976.
- CORNACCHIA, G., CRUZ, C. D., PIRES, I. E. Estimativas do coeficiente de repetibilidade para características fenotípicas de procedências de *Pinus tecunumanii* (Schw.) Eguluz & Perry e *Pinus caribaea* var. *hondurensis* Barret & Golfari. **Revista Árvore**, v.19, n.3, p.333-345, 1995.
- CORNIDES, M. T., MONTES, S. Análisis de la interacción genotipo-ambiente: componentes de la varianza y estabilidad de la cosecha en líneas de café seleccionadas en Cuba. **Cultivos Tropicales**, v.1, n. 1, p.131-141, 1979.
- CRUZ, C. D. **Programa GENES: versão Windows - Aplicativo computacional em genética e estatística**. Viçosa: Editora UFV, 2001. 648 p.
- CRUZ, C. D., REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG: UFV, 1994. 390 p.
- DHALIWAL, T. S. Correlations between yield and morphological characters in Puerto Rican and Columbian varieties of *Coffea arabica* L. **Journal of Agriculture of University of Puerto Rico**, v.52, p.29-37, 1968.
- DIAS, L. A. S., KAGEYAMA, P. Y. Repeatability and minimum harvest period of cacao (*Theobroma cacao* L.) in Southern Bahia. **Euphytica**, v.102, n.1, p.29-35, 1998.

- EBERHART, S. A. Factors affecting efficiencies of breeding methods. **Afri. Soils**, v.15, n.5, p.669-672, 1970.
- EBERHART, S. A., RUSSEL, W. A. Stability parameters for comparing varieties. **Crop Science**, v.6, n.1, p.36-40, 1966.
- FALCONER, D.S. **Introduction to quantitative genetics**. London: Longman, 1989. 438 p.
- FAZUOLI, L. C. **Avaliação de progênies de café “Mundo Novo” (*Coffea arabica* L.)**. Piracicaba, SP: ESALQ, 1977. Dissertação (Mestrado em agronomia) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 1977.
- FAZUOLI, L. C., GALLO, P. B., MARTINS, A. L. M., GUERREIRO, O., MEDINA, H. P. Seleção antecipada e sua eficiência no café Icatu. In: I SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, v.1. 2000. Poços de Caldas. **Anais...** Brasília, DF: MAA / EMBRAPA Café, 2000. p.576-584.
- FONSECA, A. F. A. **Análises biométricas em café conillon (*Coffea canephora* Pierre)**. Viçosa, MG: UFV, 1999. 121 p. Tese (Doutorado em Fitotecnia). Universidade Federal de Viçosa, 1999.
- GUPTON, C., CLARK, J., CREECH, D., POWELL, A., ROOKS, S. Comparing stability indices for ripening date and yield in blueberry. **J. Am. Soc. Hortic. Sci.**, v.121, n.2, p.204-209, 1996.
- HANSCH, P. E. Response to selection. In: MOORE, J. N., JANICK, J. (Eds). **Methods in fruit breeding**. West Lafayette, Indiana: Purdue University Press, 1983. p.154-171.
- HERNANDES, C. M., CROSSA, J., CASTILLO, A. The area under the function: an index for selecting desirable genotypes. **Theoretical and Applied Genetics**, v.87, n.4, p.409-415, 1993.
- HUEHN, M. Nonparametric measures of phenotypic stability. Part 1: Theory. **Euphytica**, v.47, n.3, p.189-194, 1990.
- KRUG, C. A. **Genética de *Coffea***. Campinas: Boletim técnico do IAC, Nº 26, p.1-39. 1936.
- KRUG, C. A., CARVALHO, A. Melhoramento do cafeeiro: V. Melhoramento por hibridação. **Bragantia**, v.12, n.4, p.141-152, 1952.
- LASHERMES, P., COMBES, M. C., ROBERT, J., TROUSLOT, P. Molecular characterization and origin of the *Coffea arabica* L. genome. **Molecular General Genetics**, v.261, p.259-266, 1999.

- LASHERMES, P., TROUSLOT, P., ANTHONY, F., COMBES, M. C., CHARRIER, A. Genetic diversity for RAPD markers between cultivated and wild accessions of *Coffea arabica*. **Euphytica**, v.87, n.1, p.59-64, 1996.
- LERNER, I. M. **The genetics basis of selection**. New York: John Wiley & Sons, 1977. 298 p.
- LIN, C. S., BINNS, M. R. A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. **Canadian Journal Plant Science**, v.68, n.3, p.193-198, 1988.
- LOPES, P. S., MARTINS, E. N., SILVA, M. A., REGAZZI, A. J. **Estimação de componentes de variância**. (Apostila 326). Viçosa, MG: UFV, Imprensa Universitária, 1993. 61 p.
- LUSH, J. L. **Melhoramento dos animais domésticos**. Rio de Janeiro, RJ: Sedagra, 1964. 570 p.
- MANSOUR, H., NORDHEIM, E. V., RUTLEDGE, J. J. Estimators of repeatability. **Theoretical and Applied Genetics**, v.60, n.3, p.151-156, 1981.
- MARIOTTI, J. A., OYARZABAL, E. S., OSA, J. M., BULACIO, A. N. R., ALMADA, G. H. Analisis de estabilidad de genotipos de caña de azucar. I. Interacciones dentro de una localidad experimental. **Rev. Agron. N. O. Argent.**, v.13, n.1-4, p.405-12, 1976.
- MARTINS, A. L. M. Avaliação de progênies dos cafés Catuaí Amarelo e Catuaí Vermelho na região de Pindorama - SP. **Bragantia**, v.51, n.1, p.31-38, 1992.
- MATIELLO, J. B., ALMEIDA, S.R. **Varietades de café: como escolher, como plantar**. Rio de Janeiro: MAA, SDR, PROCAFÉ, PNFC, 1997. 64 p.
- MATIELLO, J. B. **Café conillon**. Rio de Janeiro: MAA, SDR, PROCAFÉ, PNFC, 1998. 162 p.
- MATIELLO, J. B., SOUZA, D. D., ASSUMPÇÃO, J. M., ÁVILES, D. P. Análise do ciclo bienal de produção. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISA CAFEIRA, 12, Caxambu, 1985. **Resumos...** Rio de Janeiro, 1985. p.217-219.
- MEDINA, H. P., CARVALHO, A., SÓNDAHL, M. R., FAZUOLI, L. C., COSTA, W. M. Coffee breeding and related evolutionary aspects. In: JANICK, J. (ed.). **Plant breeding reviews**. Westport: AVI Publishing Co., 1984. p.157-194.

- MELO, B., BARTHOLO, G. F., MENDES, A. N. G. Café: variedades e cultivares. **Informe Agropecuário**, v.19, n.193, p.92-96, 1998.
- MENDES, A. N. G. **Avaliação de metodologias empregadas na seleção de progênies do cafeeiro (*Coffea arabica* L) no estado de Minas Gerais.** Lavras, MG: ESAL, 1994. 167 p. Tese (Doutor em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura de Lavras, 1994.
- MODE, C. J., ROBINSON, H. F. Pleiotropism and the genetic variance and covariance. **Biometrics**, v.15, n.4, p.518-537, 1959.
- MÔNACO, L. C. Melhoramento do cafeeiro: XVII. Seleção do café moragogipe. **Bragantia**, v.19, n.1, p.459-492, 1960.
- MÔNACO, L. C., CARVALHO, A., ROCHA, T. R. Melhoramento do cafeeiro: XXVII. Ensaio de seleções regionais em Mococa. **Bragantia**, v.24, n.2, p.9-27, 1965.
- MONCADA, P., CASLER, M. D., CLAYTON, M. K. An approach to reduce the time required for bean yield evaluation in coffee breeding. **Crop Science**, v.33, n.3, p.448-452, 1993.
- MONTAGNON, C., BOUHARMONT, P. Multivariate analysis of phenotypic diversity of *Coffea arabica*. **Genetic Resources and Crop Evolution**, v.43, p.221-227, 1996.
- MORAIS, O. P. **Adaptabilidade, estabilidade de comportamento e correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente em variedades e linhagens de arroz (*Oryza sativa* L.).** Viçosa, MG: UFV, 1980. 70 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, 1980.
- MORAIS, O. P. **Análise multivariada da divergência genética dos progenitores, índices de seleção e seleção combinada numa população de arroz oriunda de intercrossamentos, usando macho-esterilidade.** Viçosa, MG: UFV, 1992. 251 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, 1992.
- MORRINSON, D. F. **Multivariate statistical methods.** New York: McGraw-Hill Book, 1967. 415p.
- MORENO, G., CASTILLO, J., OROZCO, L. Estabilidade de la producción de progenies de cruzamientos de “Caturra” por “Híbrido Timor”. **Cenicafé**, v.35, n.1, p.79-90, 1984.

- OROZCO, C., CHALMERS, K. J., WAUGH, R., POWELL, W. Detection of genetic diversity and selective gene introgression in coffee using RAPD markers. **Theoretical and Applied Genetics**, v.87, n.8, p.934-940, 1994.
- PATERNIANI, E., MIRANDA, J. B. Melhoramento de populações. In: PATERNIANI, E., VIEGAS, G. P. (Eds.) **Melhoramento e produção de milho**. Campinas: Fundação Cargil, 1987. v.1, p.217-274.
- PAULA, R. C. **avaliação de diferentes critérios de seleção aplicados em melhoramento florestal**. Viçosa, MG: UFV, 1997. 74 p. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 1997.
- PEREIRA, A. A. **Herança da resistência a *Hemileia vastatrix* Berk. et Br. em cafeeiros derivados do Híbrido de Timor**. Viçosa, MG: UFV, 1995. 66 p. Tese (Doutorado em Fitopatologia) - Universidade federal de Viçosa, 1995.
- PEREIRA, A. A., SAKIYAMA, N. S. Cultivares melhoradas de café arábica. In: ZAMBOLIM, L. (Ed.). **Encontro sobre produção de café com qualidade**, 1. Viçosa, MG: UFV, 1999. p.241-257.
- PEREIRA, A. A., MENDES, A. N. G., ZAMBOLIM, L., VALLE, F. X. R., CHAVES, G. M. Retrospectiva e potencial do germoplasma de Catimor nas principais regiões cafeeiras do estado de Minas Gerais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEIEIRAS, 14, Campinas, 1987. **Anais...** p. 116-118.
- PIRES, I. E. **Eficiência da seleção combinada no melhoramento genético de *Eucalyptus* spp.** Viçosa, MG: UFV, 1996. 116 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, 1996.
- RAINA, S. N., MUKAI, Y., YAMAMOTO, M. In situ hybridization identifies the diploid genitor species of *coffee arabica* (Rubiaceae). **Theoretical and Applied Genetics**, v.97, n.8, p.1204-1209, 1998.
- RAMALHO, M. A. P., FERREIRA, D. F., OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: Editora UFLA, 2000. 303 p.
- ROCHA, T. R., CARVALHO, A., FAZUOLI, L. C. Melhoramento do cafeeiro: XXXVIII. Observações sobre progênies cultivar “Mundo Novo” de *Coffea arabica* na estação Experimental de Mococa. **Bragantia**, v.39, n.15, p.148-160, 1980.
- RUTLEDGE, J. J. Scaling which remove bias of Abeywardena’s estimator of repeatability. **Journal Genetics**, v.61, p.247-254, 1974.

- SAKIYAMA, N. S., PEREIRA, A. A., ZAMBOLIM, L. Melhoramento do café arábica. In: BORÉM, A. (Ed.). **Melhoramento de espécies cultivadas**. Viçosa: Editora UFV, 1999. p.189-204.
- SAS Institute Inc. **SAS/STAT[®] User's Guide, Version 6**, Fourth Edition, volume 2, Cary, NC: SAS Institute Inc., 1989. 846 p.
- SEARLE, S. R. **Linear models**. New York: John Wiley e Sons, 1971. 531 p.
- SEARLE, S. R., CASELLA, G., McCULLOCH, C. E. **Variance components**. New York: John Wiley e Sons, 1992. 501 p.
- SERA, T. **Estimação dos componentes da variância e do coeficiente de determinação genotípica da produção de grãos de café (*Coffea arabica* L.)**. Piracicaba, SP: ESALQ, 1980. 62 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Escola superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1980.
- SERA, T. **Possibilidade de emprego de seleção nas colheitas iniciais de café (*Coffea arabica* L. cv. Acaiá)**. Piracicaba, SP: ESALQ, 1987. 147 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1987.
- SERA, T., ALTEIA, M. Z., AZEVEDO, J. A., FADELLI, S. COLOMBO, L. A. MATA, J. S. Obtenção de cultivares de café (*Coffea arabica* L.) resistentes a ferrugem (EMF9601): seleção antecipada. In: I SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, v.1. 2000. Poços de Caldas. **Anais...** Brasília, DF: MAA / EMBRAPA Café, 2000. p.595-598.
- SEVERINO, L. S. **Caracterização de progênes de Catimor e avaliação de descritores em *Coffea arabica* L.** Viçosa, MG: UFV, 2000. 85 p. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 2000.
- SILVA, M. A. **Melhoramento Animal**. (Métodos de Seleção). Viçosa: UFV, Imprensa Universitária, 1982. 51 p.
- SILVA, O. M., LEITE, C. A. M., PINTO, W. J. A demanda de café em grãos à nível mundial: o que os dados mostram. In: I SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, v.1. 2000. Poços de Caldas. **Anais...** Brasília, DF: MAA / EMBRAPA Café, 2000. p.315-318.
- SILVAROLLA, M. B., GUEREIRO FILHO, O., LIMA, M. M. A., FAZUOLI, L. C. Avaliação de progênes derivadas do Híbrido de Timor com resistência ao agente da ferrugem. **Bragantia**, v.56, n.1, p.47-58, 1997.

- SRINIVASAN, C. S., VISHVESHWARA, S. Heterosis and stability for yield in arabica coffee. **Ind. J. Gen. Plant Bred.**, v.38, n.3, p.416-20, 1978a.
- SRINIVASAN, C. S., VISHVESHWARA, S. Stability for yield in some coffee selections. **Journal of coffee research**, v.8, n.1, p.1-13, 1978b.
- SRINIVASAN, C. S., VISHVESHWARA, S., SUBRAMANYA, H. Genotype-environment interaction and heritability of yield in *coffee arabica* L. **Journal of coffee research**, v.9, n.3, p.69-73, 1979.
- SRINIVASAN, C. S. Association of some vegetative characters with initial fruit yield in coffee (*Coffea arabica* L.). **Journal of coffee research**, v.10, n.2, p.21-27, 1980.
- SRINIVASAN, C. S. Pre-selection for yield in coffee. **Indian Journal of genetics**, v.42, n.1, p.15-19, 1982.
- SRINIVASAN, C. S., SUBBALAKSHMI, V. A biometrical study of yield variation in some coffee progenies. **Journal of coffee research**, v.11, n.2, p.26-34, 1981.
- SRINIVASAN, C. S., VISHVESHWARA, S. Variability and breeding value of some characters related to yield in a world collection of arabica coffee. **Indian Coffee**, v.15, n.5, p.119-128, 1981.
- STEEL, R. G. D., TORRIE, J. H., DICKEY, A. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. (3^a ed.) New York: McGraw-Hill, 1997. 666 p.
- TURNER, H. N., YOUNG, S. S. Y. **Quantitative genetics in sheep breeding**. New York: Cornell University, 1969. 332 p.
- VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANE, E., VIEGAS, G. P. (Eds.) **Melhoramento e produção de milho**. Campinas: Fundação Cargil, 1987. v.1, p.137-214.
- VENCOVSKY, R., BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 406 p.
- VENCOVSKY, R., TORRES, R. A. A. Estabilidade geográfica e temporal de algumas cultivares de milho. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 16, 1986, Belo Horizonte. **Proceedings...** Belo Horizonte. [s.n.], 1988. p.294-300.
- VIANA, J. M. S., CRUZ, C. D. Combined selection in early generation testing of self-pollinated plants. **Brazilian Journal of Genetics**, v.20, n.4, p.673-681, 1997.

- VOSSSEN, H. A. M. Coffee selection and breeding. In: CLIFFORD, M. N., WILLSON, K. C. (Eds.) **Coffee: botany, biochemistry and production of beans and beverage**. Westport: AVI Publishing Company, 1985. p.48-96.
- WALYARO, D. J., VOSSSEN, H. A. M. Early determination of yield potential in arabica by applying index selection. **Euphytica**, v.28, n.3, p.465-472, 1979.
- WRICKE, G., WEBER, W.E. **Quantitative genetics and selection in plant breeding**. Berlin: Walter de Gruyter, 1986. 406 p.
- WRICKE, O. Uber eine method zur erfassung der okologischen streubreite in feldversuchen. **Z. Pflanzenzucht**, v.47, n.1, p.92-96, 1965.
- YUE, G. L., ROOZEBOOM, K. L., SCHAPAUGH, W. T. Jr., LIANG, G. H. Evaluation of soybean cultivars using parametric and non parametric stability estimates. **Plant Breeding**, v.116, n.3, p.271-275, 1997.
- ZAMBOLIM, L., VALE, F. X. R., PEREIRA, A. A., CHAVES, G. M. Manejo integrado das doenças do cafeeiro. In: ZAMBOLIM, L. (Ed). **I Encontro sobre produção de café com qualidade**. Viçosa: Editora UFV. 1999. p.134-215.