

NARA STHEFANIA TEDESCO

**ANÁLISES BIOMÉTRICAS EM CAFEIROS ( *Coffea arabica* L.)  
DERIVADOS DO HÍBRIDO DE TIMOR**

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 "Magister Scientiae".

VIÇOSA  
MINAS GERAIS-BRASIL  
2003

Aos meus pais, *Maximiano e Penha*, razão da minha existência!

Pelos incontáveis conselhos...

Pelos longos dias, e escuras noites de saudade...

Pela presença amiga em todos os instantes...

Pelo incentivo contínuo...

Pelo desmedido amor...

Por tudo que possuo e pelo que sou...

Mais esta conquista,

Dedico.

Às minhas amadas irmãs: *Valéria, Joana, Jordana, Madalena* e às  
minhas "meninhas", *Jaodethe e Anazélia*, pelo carinho que nunca  
me deixaram faltar, pela confiança e admiração...

E aos meus queridos sobrinhos, *Maria Clara e Matheus Braz*,

Ofereço.

*“NÃO SE MEDE O VALOR DE UM HOMEM  
PELAS SUAS ROUPAS OU PELOS BENS QUE POSSUI.  
O VERDADEIRO VALOR DE UM HOMEM É O SEU CARÁTER,  
AS SUAS IDÉIAS E  
A NOBREZA DOS SEUS IDEAIS. “*

(Charlies Chaplin)

## **AGRADECIMENTOS**

A Deus, força maior que há em meu ser, pela qual sempre fui guiada ao caminho da sabedoria, humildade, perseverança e amor.

Aos meus amados pais, pela educação que recebi, pelo exemplo de vida, honestidade e doação, pelo esforço e sacrifício que fizeram para que eu pudesse aqui chegar, pela família maravilhosa que me deram, grande em tamanho, bem maior em amor e união, e berço de todas as minhas conquistas.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realização deste programa, e à EPAMIG – Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais, pelo apoio e pela colaboração, e a todos os seus funcionários.

À CAPES, pela concessão da bolsa de estudo.

Ao meu orientador, professor Ney Sussumu Sakiyama, pelos seis anos de convivência, amizade, ensinamentos e compreensão.

Ao pesquisador Antonio Alves Pereira, por compartilhar seus conhecimentos, pela simplicidade e amizade, em todos os momentos.

Ao grande amigo, professor Laércio Zambolim, por não permitir que eu desistisse dos meus ideais, pelo apoio em todos os momentos, e à sua esposa, Eunize Maciel Zambolim, pelo carinho

com o qual cuidaram de mim quando eu mais precisava do aconchego dos meus pais.

Ao professor Cosme Damião da Cruz, pela contribuição a que inúmeras vezes precisei recorrer e por realizar com tanta dedicação o trabalho ao qual se destinou.

Ao professor Paulo Bonomo, pelo auxílio durante a execução deste trabalho, pela ajuda e pelo incentivo, e ao Dr. Antonio Carlos Baião de Oliveira, pelo auxílio na conclusão deste trabalho.

Ao *Antônio Carlos*, por todos os momentos compartilhados, pela compreensão nos mais difíceis, por acreditar na minha busca e nos meus ideais, pelo carinho, atenção, admiração, incentivo e amor.

Aos amigos *José Cláudio Torres e Rita Míriam, Macabeu, Hélcio Costa, Waldir Cintra, Leonardo Paresqui, “Bel” e “Malu”*, pelos bons momentos que passamos juntos, pela amizade, carinho e incentivo.

A todos aqueles que, direta ou indiretamente, passaram a compor a *minha história*, que no decorrer dos anos apoderaram-se do meu carinho como quem não queria nada.

Dos mais atirados aos mais reservados, dos que necessitaram de curativo ou mesmo de um simples sorriso para dar sentido à vida, dos mais leves e divertidos que me mostraram a alegria de viver, dos menos honestos que me mostraram a seriedade com que a vida deve ser enfrentada, dos que me ajudaram a curar feridas ou até mesmo dos responsáveis por elas, dos que esbarraram em mim numa esquina qualquer com um sorriso sincero, dos que me amaram (e amam) e até dos que apenas me suportaram, eu não esquecerei jamais.

Àqueles com os quais pude contar nas horas mais difíceis, dando-me alento, e nas horas alegres rindo comigo, rindo de mim, rindo da vida enfim... *Eu agradeço, agora!*

## **BI OGRAFI A**

Nara Sthefania Tedesco, filha de Maximiano Geraldo Tedesco e Maria da Penha Carreiro Tedesco, nasceu aos 25 de maio de 1976, em Colatina, estado do Espírito Santo.

Em dezembro de 1993, concluiu o curso profissionalizante em Magistério, pela Escola de 1º e 2º Graus "Araribóia", em Pancas-ES.

Em março de 1996, iniciou o curso de Agronomia pela Universidade Federal de Viçosa, em Minas Gerais. Foi bolsista da Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais-FAPEMIG de 1998 a 1999 e do Conselho Nacional de Pesquisa-CNPq de 1999 a 2000. Em março de 2001, obteve o título de Engenheira Agrônoma.

Em agosto do mesmo ano, iniciou o programa de mestrado em Genética e Melhoramento pela mesma Universidade, submetendo-se à defesa da dissertação para obtenção do título de "Magister Scientiae", em agosto de 2003.

## CONTEÚDO

	Página
RESUMO.....	x
ABSTRACT.....	xii
CAPÍTULO 1.....	1
CORREÇÃO DA PRODUÇÃO DE GRÃOS BENEFICIADOS DE PROGÊNIES F <sub>3</sub> DE CAFEEIROS ( <i>Coffea arabica</i> L.).....	1
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	5
2.1. Descrição do experimento.....	5
2.2. Transformação da produtividade para quilos de grãos beneficiados por parcela.....	7
2.3. Análise de variância da característica estande final/ parcela.....	7
2.4. Comparação de métodos de correção de rendimento de parcelas.....	8
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	14

	Página
3.1. Análise de variância da característica estande final por parcela.....	14
3.2. Comparação de métodos de correção de rendimento de parcelas.....	15
4. CONCLUSÕES.....	22
CAPÍTULO 2.....	23
REPETIBILIDADE DA PRODUÇÃO DE GRÃOS BENEFICIADOS DE PROGÊNIES F <sub>3</sub> DE CAFEEIROS ( <i>Coffea arabica</i> L.).....	23
1. INTRODUÇÃO.....	23
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	29
2.1. Descrição do experimento.....	29
2.2. Análise estatística pelo método dos componentes principais.....	31
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	35
3.1. Estimativas do coeficiente de repetibilidade para colheitas individuais e para a produção acumulada em biênios.....	35
4. CONCLUSÕES.....	40
CAPÍTULO 3.....	41
ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS POPULACIONAIS EM PROGÊNIES F <sub>3</sub> DE CAFEEIROS ( <i>Coffea arabica</i> L.).....	41
1. INTRODUÇÃO.....	41
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	47
2.1. Caracterização do experimento.....	47

	<b>Página</b>
2.2. Características avaliadas.....	49
2.3. Análises de variância univariada e estimação de parâmetros populacionais.....	51
2.4. Comparações entre médias.....	55
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	56
3.1. Análise de variância univariada e estimação de parâmetros populacionais para produção de grãos.....	56
3.1.1. Resultados anteriores obtidos por Bonomo (2002) de 1997 a 2000.....	56
3.1.2. Resultados com acréscimo dos anos de 2001 e 2002.....	56
3.2. Comparação entre médias para produção de grãos.....	65
3.2.1. Resultados anteriores obtidos por Bonomo (2002) de 1997 a 2000.....	65
3.2.2. Comparação entre médias com acréscimo dos anos de 2001 e 2002.....	65
3.3. Avaliação de caracteres vegetativos.....	69
4. CONCLUSÕES.....	76
CONCLUSÕES FINAIS.....	77
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	78

## RESUMO

TEDESCO, Nara Sthefania, M.S., Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2003. **Análises Biométricas em Cafeeiros (*Coffea arabica* L.) Derivados do Híbrido de Timor**. Orientador: Ney Sussumu Sakiyama. Conselheiros: Antonio Alves Pereira e Laércio Zambolim.

Um experimento com progênies  $F_3$  de cafeeiros derivados de cruzamentos de Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor foi utilizado para: a) comparar vários métodos de correção da produção de café beneficiado de parcelas com plantas perdidas; b) estimar os coeficientes de repetibilidade para produção de grãos beneficiados; e c) estimar parâmetros populacionais. Com base nas estimativas do coeficiente de variação, dos valores de F e das produções médias de parcelas, o método de correção baseado na análise de covariância em função de estande ideal e o método proposto por Vencovsky e Cruz mostraram-se mais úteis para as correções das produções de café das parcelas. Entretanto, por apresentar a vantagem de estimar um coeficiente de compensação a partir dos dados experimentais, o método de Vencovsky e Cruz mostrou-se mais adequado para a correção. Pela análise dos seis primeiros anos de produção, verificou-se que as estimativas dos coeficientes de repetibilidade foram maiores (0,712 a 0,772) quando

os dados foram agrupados em biênios do que quando se utilizaram dados anuais (0,232 a 0,608). Concluiu-se que os dois primeiros biênios podem ser utilizados na seleção de genótipos mais produtivos com confiabilidade de 82%, reduzindo o tempo e o custo desta etapa do melhoramento. As estimativas dos parâmetros populacionais coeficiente de variação ambiental e genética, herdabilidade e índice de variação reforçaram a idéia de que a avaliação da produção acumulada de café beneficiado contribui para a redução do efeito da bienalidade em café. Embora um número maior de colheitas tenha favorecido a precisão das análises, observou-se novamente que é possível praticar a seleção de cafeeiros com base nos dados dos quatro primeiros anos.

## ABSTRACT

TEDESCO, Nara Sthefania, M.S., Universidade Federal de Viçosa, August, 2003. **Biometric Analysis in Coffee Trees (*Coffea arabica* L.) Derived from Híbrido de Timor**. Adviser: Ney Sussumu Sakiyama. Committee members: Antonio Alves Pereira and Laércio Zambolim.

An experiment with coffee tree  $F_3$  progenies derived from Catuaí Vermelho or Catuaí Amarelo x Híbrido de Timor crossings was used: a) to compare different methods for row coffee yield correction of experimental plots with lost plants; b) to estimate the repeatability coefficients for row coffee yield; and c) to estimate population parameters. According to the estimates of variation coefficient, F values, and plot mean yield, the method of correction based on the co-variance analysis for ideal stand and the method proposed by Vencovsky and Cruz were better for correction of yield. However, the Vencovsky and Cruz method was recommended because it presented a advantage of estimating a coefficient of compensation from the experimental data. It was observed in the first six years of yield that the coefficients of repeatability were higher (0,712 a 0,772) in biennial data then in annual data (0,232 a 0,608). It was concluded that the first two biennial data can be used for genotype selection with 82% of confidence, reducing time and cost of this step of

breeding. The estimates of environmental and genetic variation coefficient, heritability, and variation index helped to establish the idea that the evaluation of cumulative data of row coffee yield contributes for reduction of the biennial effect. It was again observed that it is possible to perform coffee tree selection based on the data of the first four years, although the greater number of years increased the analysis precision.

## **CAPÍTULO 1**

### **CORREÇÃO DA PRODUÇÃO DE GRÃOS BENEFICIADOS DE PROGÊNIES F<sub>3</sub> DE CAFEIROS ( *Coffea arabica* L.)**

#### **1. INTRODUÇÃO**

A uniformidade de parcelas em um experimento é fator importante para a comparação de material genético. Deve-se ter grandes cuidados na implantação e condução dos ensaios e coleta de dados, para que as parcelas experimentais sejam o mais uniformes possível. O objetivo é garantir que a superioridade de um cultivar em relação a outro reflita a sua superioridade genética (Cruz e Carneiro, 2003).

Uma das características mais importantes num processo seletivo é a capacidade produtiva do material avaliado. No entanto, a presença de falhas nas parcelas prejudica as comparações para a identificação de material genético superior.

A desuniformidade normalmente ocorre quando as plantas são perdidas devido a danos mecânicos causados durante a semeadura

ou manejo da cultura, aplicação dos tratamentos após o estabelecimento da cultura, ou ainda por danos aleatórios (Ramalho et al., 2000). Em ensaios com culturas perenes, em que a ação de fatores adversos é maior e a sobrevivência mais afetada, normalmente a variação no número de plantas por parcela gera um conjunto de dados desbalanceados. Uma vez que na experimentação se procura reduzir ao máximo a influência das condições ambientais adversas e maximizar a precisão do experimento, a uniformidade do estande é algo desejável. No entanto, muito freqüentemente, esta não é observada (Cruz e Carneiro, 2003).

Steel e Torrie (1980) recomendam o teste F para a característica estande final por parcela, em cada ambiente. Caso se verifique a existência de diferenças estatísticas, nenhum procedimento de correção do rendimento deve ser realizado, por considerar que a diferença se deva unicamente à natureza genética do material avaliado. Caso contrário, se a desuniformidade de plantas na parcela não levar a diferenças significativas entre os tratamentos, a variação existente é unicamente aleatória, recomendando-se, então, o uso de algum método de correção.

Uma maneira de considerar o efeito do estande nas análises estatísticas é incluí-lo no modelo como covariável. Vários são os métodos para a correção da desuniformidade do estande, nos quais devem ser considerados aspectos de natureza do melhoramento e de natureza estatística, pois a desuniformidade pode ser devida ao acaso, bem como às características do próprio material genético (Cruz e Carneiro, 2003).

Entre os métodos para a correção de desuniformidade em parcelas de ensaios, a fórmula proposta por Zuber (1942) tem sido mais freqüentemente utilizada em algumas culturas, em particular o milho, pela qual acrescentam-se 70% do rendimento médio por planta para cada falha, considerando que os outros 30% são recuperados pelas plantas que não falharam (Veronesi et al., 1995). Entretanto, esse método apresenta o inconveniente de não levar em

conta a disposição das falhas no campo, as diferenças entre estruturas genéticas, quando se avaliam diferentes tratamentos, e as variadas condições de ambiente, o que pode alterar o coeficiente de compensação, considerado igual a 0,3, que pode ser válido para o milho mas não para outras espécies. Outro método também utilizado é a correção por regra de três, todavia pode não ser apropriado, caso não haja proporção linear entre o estande e a produção (Ávila e Sánches, 1978), como acontece em algumas culturas.

Alguns trabalhos, em estudos de comparação de métodos de ajuste do rendimento de parcelas, com desuniformidade de estande, mostram que outros métodos podem ser usados com mais propriedade (Vencovsky e Cruz, 1991; Veronesi et al., 1995; Schmildt, 2000). Dentre esses, tem-se o método de ajuste baseado na análise de covariância para estande ideal, no qual é padronizado um estande ideal e os dados de produção de todos os tratamentos em avaliação são corrigidos para esse estande ideal. Vencovsky e Cruz (1991) também propuseram uma correção baseada em um coeficiente de compensação, que consiste em substituir, na expressão proposta por Zuber (1942), o coeficiente 0,3 por um coeficiente "a", estimado a partir dos dados experimentais. Esse método tem-se mostrado vantajoso, por fornecer uma medida confiável da capacidade de cultivares em recuperar o rendimento perdido pela mortalidade de plantas nas parcelas de ensaios (Cruz e Carneiro, 2003).

A correção de dados em um experimento tem-se tornado uma importante ferramenta, uma vez que a presença de erros devido à ausência de ajuste nos resultados pode levar a uma superestimação ou subestimação dos rendimentos (Ávila e Sánches, 1978). Em qualquer um dos casos, é necessário um método de ajuste que possibilite uniformizar ao máximo o número de plantas por parcela, para que se obtenha uma informação mais correta.

O melhor método de ajuste é aquele que minimiza as variações entre as parcelas de um mesmo tratamento,

proporcionando, conseqüentemente, baixos valores de coeficiente de variação e, ainda, não altera as variações genéticas refletidas pelas diferenças entre as médias de tratamentos, não provocando redução nos valores de F, pelo fato de ser uma correção de fatores ambientais (Veronesi et al., 1995).

Dessa forma, objetivou-se comparar oito métodos de correção de rendimento de parcelas, buscando verificar aquele que mais se adequaria ao ajuste para a característica produtividade de grãos em progênies de cafeeiros.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1. Descrição do experimento

Neste trabalho foram usados dados do Programa de Melhoramento Genético do Cafeeiro, da parceria entre a Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG) e a Universidade Federal de Viçosa (UFV). O experimento foi conduzido na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio, Minas Gerais, num ensaio de progênies  $F_3$  de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivados de cruzamentos de Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, durante o período de 1997 a 2002.

O experimento constitui-se de 28 progênies  $F_3$  e duas testemunhas da variedade Catuaí Vermelho IAC 15, analisadas em blocos ao acaso, com seis repetições, quatro plantas por parcela, espaçadas 3,5 m entre fileiras e 1,5 m entre plantas (Quadro 1).

A área, de relevo suave ondulado, está localizada na longitude 47°00' Oeste e latitude 18°57' Sul, com altitude de 934 m sobre o nível do mar. A precipitação pluvial média é de 1.372 mm, concentrada nos meses de outubro a março. A temperatura média anual é de 21,8 °C, e clima Cwa, segundo classificação de Koppen. O solo da área experimental é classificado como Latossolo Vermelho-

Amarelo distrófico (Lvd), textura argilosa, originalmente sob vegetação de cerrado.

Quadro 1 - Progênes F<sub>3</sub>, respectiva genealogia, código e o tipo de genitores usados na obtenção de famílias de cafeeiros (*Coffea arabica* L.), avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG, no período de 1997 a 2002

Progênes F <sub>3</sub> ou Linhagem	Genealogia				
	Catuaí			Híbrido de Timor	
H 514-5-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC* 2570	(UFV 440-10)
H 518-3-4	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 515-4-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2235	(UFV 378-33)
H 518-2-2	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 504-5-8	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-01)
H 514-5-5	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-4	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 505-9-2	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-52)
H 504-5-6	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-01)
H 514-5-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 436-1-4	Catuaí Vermelho IAC 99	(UFV 2147-295 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-42)
H 514-7-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 493-1-2	Catuaí Vermelho IAC 44	(UFV 2144-71 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
H 428-7-1	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-113 EL7)	X	CIFC 1343/136	(UFV 428-08)
H 515-4-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2235	(UFV 378-33)
H 514-7-8	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 438-7-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-74 EL7)	X	CIFC 4106	(UFV 451-41)
H 516-8-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-345 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
H 514-7-10	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 514-7-14	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 514-7-6	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-8	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 518-3-6	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 514-7-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-10	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 518-2-6	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 514-7-16	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 493-1-3	Catuaí Vermelho IAC 44	(UFV 2144-71 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
UVF 2237	Linhagem Catuaí Vermelho	IAC 15 <sup>⌘</sup>			
UVF2237	Linhagem Catuaí Vermelho	IAC 15 <sup>⌘</sup>			

\* Centro de Investigações das Ferrugens do Cafeeiro.

⌘ Testemunhas.

O plantio foi em fevereiro de 1995. Os tratos e manejos culturais foram realizados conforme recomendações para a cultura do cafeeiro na região do cerrado mineiro, com uso de calagem, adubação com NPK e micronutrientes e sem controle de pragas e doenças. Elevada ocorrência de ferrugem foi observada em períodos favoráveis à doença para os tratamentos suscetíveis, em especial o Catuaí Vermelho IAC 15.

## **2.2. Transformação da produção para quilos de grãos beneficiados por parcela**

Os dados originais se referem à produção de grãos em cada parcela, obtidos em litros ou em quilos de café da roça por planta e transformados para quilos de grãos beneficiados com aproximadamente 12% de umidade. Nos anos em que a produção foi medida em quilos por parcela, foi considerado que 1 kg de café da roça rende 0,2 kg de grãos beneficiados; quando medida em litros, considerou-se que 5,7 litros de café da roça rendem 1 kg de grãos beneficiados.

## **2.3. Análise de variância da característica estande final/ parcela**

A análise estatística da covariável estande final por parcela foi realizada para verificar a necessidade de se proceder à correção do rendimento de parcelas. Apenas para os casos em que a análise da covariável não detectou diferenças significativas entre as médias de tratamentos, através do teste F, recomendou-se o ajuste da variável principal (produção).

## 2.4. Comparação de métodos de correção de rendimento de parcelas

Sete métodos de ajuste do rendimento de parcelas considerando o estande final, além do método sem correção (SC), foram comparados, a seguir, a fim de garantir a homogeneidade dos tratamentos avaliados, conforme descrito por Cruz e Carneiro (2003). A análise foi realizada seguindo-se o seguinte modelo estatístico:

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

em que:

$Y_{ij}$  = rendimento da ij-ésima parcela,

$\mu$  = média geral do experimento,

$t_i$  = efeito associado ao i-ésimo tratamento,

$b_j$  = efeito associado a j-ésimo bloco e

$e_{ij}$  = erro experimental.

O esquema da análise de variância para o modelo em questão encontra-se no Quadro 2.

Quadro 2 - Esquema de análise de variância do rendimento de parcelas

FV	GL <sup>1/</sup>	QM	E(QM)
Blocos	r-1 = 5	QMB	-
Tratamentos	t-1 = 29	QMT	$s^2 + rF_t$
Resíduo	(r-1)(t-1) = 145	QMR	$s^2$

<sup>1/</sup> r= 6; t=30

As expressões de correção utilizadas em cada método são apresentadas a seguir.  $Z_{ij}$  representa o rendimento corrigido e  $Y_{ij}$  o rendimento observado nas parcelas, cujo estande é de  $X_{ij}$  plantas.  $H$ , quando presente na expressão, representa o estande ideal, referente a quatro plantas em todos os anos avaliados:

**a) Método 1:** sem correção (SC). Aqui, foi realizada a análise dos rendimentos sem considerar as falhas ocorridas nas parcelas, ou seja:  $Z_{ij} = Y_{ij}$ .

**b) Método 2:** correção por regra de três (RT). Os rendimentos foram corrigidos pela expressão:  $Z_{ij} = Y_{ij} \cdot (H/X_{ij})$ .

**c) Método 3:** correção pela fórmula proposta por Zuber (1942) (Z), através da qual acrescentam-se 70% do rendimento médio da parcela para cada falha, em que:  $Z_{ij} = Y_{ij} \cdot [H - a \cdot (H - X_{ij})] / X_{ij}$ , sendo "a" o coeficiente de compensação por ausência de competição = 0,3.

**d) Método 4:** correção em que se utiliza análise de covariância, com correção para estande médio (CM). Neste caso, o ajuste é normalmente realizado por um modelo linear, pressupondo que um mesmo coeficiente de regressão  $b$  possa quantificar a variação no rendimento de todos os tratamentos, ou seja:  $Z_{ij} = Y_{ij} - b \cdot (X_{ij} - \bar{X}_{..})$ , em que  $b$  é o coeficiente de regressão residual de  $Y_{ij}$  em função de  $X_{ij}$ , estimado conforme o processo descrito por Steel e Torrie (1980), e  $\bar{X}_{..}$  representa o estande médio do ensaio.

**e) Método 5:** ajuste no qual se utiliza a análise de covariância com correção para estande ideal (CI). Este método tem-se mostrado bastante adequado para a correção do rendimento, principalmente para análises de grupos de experimentos, por permitir o ajuste dos

dados em torno de um estande ideal, que deve ser comum a todos os ensaios. Dessa forma, tem-se que:  $Z_{ij} = Y_{ij} - b \cdot (X_{ij} - H)$ , pelo qual o coeficiente de compensação por ausência de competição  $\hat{a}$  é estimado, por meio das seguintes expressões:

$$Z_{ij} (\text{Zuber}) = Z_{ij} (\text{CI})$$

logo

$$\frac{Y_{ij}}{X_{ij}} \cdot H - a \cdot \frac{Y_{ij}}{X_{ij}} \cdot (H - X_{ij}) = Y_{ij} - b \cdot (X_{ij} - H)$$

tendo-se:

$$\hat{a} = \frac{\bar{Y} - b}{\bar{Y}}$$

sendo:  $\bar{Y} = Y_{..} / X_{..}$  ou  $\bar{Y} = P_m / S_m$ , em que  $P_m$  é a produção média da parcela e  $S_m$  o estande médio da parcela.

Ressalta-se que o estimador utilizado pelo ajuste no qual se utiliza a análise de covariância com correção para estande ideal é diferente daquele descrito por Vencovsky e Cruz (1991), o qual será representado neste trabalho por  $\tilde{a}$  ( $\tilde{a} = c/\bar{Y}$ ), em que  $c$  é o coeficiente de regressão residual da variável  $Y_{ij}$ , corrigida por regra de três, em função do número de falhas na parcela.

**f) Método 6:** correção pela fórmula proposta por Cruz (1971) (CR), utiliza a análise de covariância múltipla para o ajuste do rendimento de parcelas com estande variável. Neste modelo, considera-se que a variável dependente, definida pelo rendimento da parcela corrigido

por regra de três, sofre influências do número de falhas na parcela, que deve ser removida. Para simplificar os cálculos, Vencovsky e Cruz (1991) substituíram a covariância múltipla pela covariância linear, pressupondo que ela proporciona um ajuste satisfatório e admitindo que os efeitos da falta de competição bilateral possam ser o dobro da ausência de competição unilateral. Dessa forma, deu-se origem à seguinte expressão:

$$Z_{ij} = Y_{ij} \cdot (H/X_{ij}) - c \cdot (H - X_{ij})$$

em que:  $c$  = coeficiente descrito no item anterior.

**g) Método 7:** ajuste no qual se utiliza um coeficiente de compensação estimado a partir dos dados experimentais, de acordo com modelo proposto por Vencovsky e Cruz (1991) (VC). Neste processo, o coeficiente 0,3 da fórmula de Zuber (1942) é substituído por um coeficiente  $\tilde{a}$ , o qual é estimado a partir dos dados experimentais. Assim:

$$Z_{ij} = Y_{ij} \cdot [H - \tilde{a} \cdot (H - X_{ij})] / X_{ij}$$

Sendo  $\tilde{a} = c/\bar{Y}$ , em que  $c$  é o coeficiente descrito anteriormente.

A capacidade de compensação de rendimento dos tratamentos, para cada falha na parcela, é medida pelo fator  $\tilde{a}$ . Segundo Cruz e Carneiro (2003), o fator  $\tilde{a}$  é bastante útil, pois, além de indicar a necessidade de acréscimo no rendimento da parcela, indica, também, o grau de recuperação do rendimento de uma lavoura, quando ocorre redução no número inicial da população cultivada.

**h) Método 8:** correção estratificada, segundo o método proposto por Schmildt (2000) (CE). Este método recomenda o ajuste para rendimentos quando houver falhas na parcela, mesmo em situações em que as variações ocorridas no estande sejam devidas a características do próprio genótipo avaliado. É baseado na correção pela análise de covariância para estande ideal, considerando, no entanto, a obtenção de um  $\hat{\beta}_k$  para grupos de genótipos (Schmildt, 2000). Os grupos de médias podem ser obtidos arbitrariamente ou por alguma técnica que utilize algum critério de otimização, ou como feito por Schmildt (2000), por meio do método de agrupamento de Scott e Knott (1974). Esses grupos são obtidos apenas nos ensaios em que o teste F foi significativo para a característica estande final/parcela. Dessa forma, a expressão utilizada será:

$$Z_{ij(k)} = Y_{ij(k)} - \hat{\beta}_k (X_{ij(k)} - H)$$

em que:

$Z_{ij(k)}$  = rendimento corrigido para o  $i$ -ésimo cultivar, na  $j$ -ésima repetição e no  $k$ -ésimo grupo de genótipos com base na existência de diferença significativa entre as médias, conforme teste de Scott e Knott, realizado no nível  $\alpha$  de significância;

$Y_{ij(k)}$  = rendimento antes de proceder à correção, para o  $i$ -ésimo cultivar, na  $j$ -ésima repetição e no  $k$ -ésimo grupo; e

$\hat{\beta}_k$  = coeficiente de regressão para o  $k$ -ésimo grupo ( $k = 1, 2, \dots, n$ , sendo  $n$  o número de grupos).

Neste método, o coeficiente de compensação por ausência de competição ( $\hat{a}_k$ ) é estimado para cada grupo de genótipos, o qual é representado por:

$$\hat{a}_k = (\bar{Y}_k - \hat{\beta}_k) / \bar{Y}_k$$

em que:

$\bar{Y}_k$  = produtividade média do k-ésimo grupo, ou

$$\bar{Y}_k = \frac{Y_{..(k)}}{X_{..(k)}}$$

As análises estatísticas foram realizadas pelo programa Genes (Cruz, 2001).

### **3. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

#### **3.1. Análise de variância da característica estande final/ parcela**

O Quadro 3 apresenta a análise de variância para a característica estande final/parcela. Observa-se que não houve diferença significativa, pelo teste F, entre as médias de tratamentos para todos os seis anos de avaliação, ou seja, a desuniformidade do número de plantas por parcela não levou a diferenças significativas entre os tratamentos. Isso implica a existência de uma variação que é unicamente aleatória (devido ao acaso), recomendando-se, então, o uso de algum método de ajuste do rendimento para o caráter produção de grãos.

Uma vez que o teste F se apresentou não-significativo, para a característica estande final/parcela, foi estabelecido apenas um grupo de médias de tratamentos no ajuste pelo método de correção estratificada, com um único coeficiente de regressão residual ( $\beta$ ) igual àquele fornecido pela análise de covariância com correção para estande ideal, de forma que os resultados serão idênticos para os dois métodos. Não serão apresentados aqui os resultados obtidos

pelo método de correção estratificada, por não ser justificado seu uso quando apenas se formou um grupo de médias de tratamentos.

Quadro 3 - Média (Sm), coeficiente de variação experimental (CV), quadrado médio (QM) de tratamentos e de resíduo e valores de F da característica estande final/parcela para a produção de café nos anos de 1997, 1998, 1999, 2000, 2001 e 2002

Ano	Estande final/parcela				
	Sm	CV (%)	QM		F
			Tratamentos	Resíduo	
1997	3,45	20,87	0,703	0,519	1.36 <sup>n.s.</sup>
1998	3,44	20,86	0,705	0,516	1.37 <sup>n.s.</sup>
1999	3,44	20,86	0,705	0,516	1.37 <sup>n.s.</sup>
2000	3,44	20,86	0,705	0,516	1.37 <sup>n.s.</sup>
2001	3,45	20,80	0,714	0,515	1.39 <sup>n.s.</sup>
2002	3,45	20,80	0,714	0,515	1.39 <sup>n.s.</sup>

<sup>n.s.</sup> Não significativo a 1% de probabilidade, pelo teste F.

### 3.2. Comparação de métodos de correção de rendimento de parcelas

Os valores de coeficiente de variação, obtidos pela análise de variância da produção ajustada para cada método, estão apresentados no Quadro 4. O método sem correção, o ajuste por regra de três e o proposto por Cruz (1971) proporcionaram os maiores coeficientes de variação na maioria dos anos analisados. O método proposto por Zuber (1942), apesar de não proporcionar o maior coeficiente de variação em nenhum dos anos, também não apresenta o menor valor em nenhum deles, possui o segundo valor

no ano de 1997 e fica entre o terceiro e o quinto valor nos demais anos. O método que proporcionou o melhor ajuste foi o da análise de covariância com correção para estande ideal, apresentando os menores valores de coeficiente de variação em todos os anos. O método proposto por Vencovsky e Cruz (1991) também apresentou redução satisfatória no valor de CV na maioria dos casos.

Quadro 4 - Valores do coeficiente de variação, em porcentagem, obtidos pela análise de variância da produção, em kg de grãos beneficiados/parcela, ajustada em função de falhas na parcela, para os anos de 1997, 1998, 1999, 2000, 2001 e 2002

Ano	Método de ajuste*						
	SC	RT	Z	CM	CI	CR	VC
1997	50,23	44,79	45,19	45,38	38,97	44,38	44,80
1998	47,37	42,25	42,52	41,14	34,82	40,48	42,40
1999	30,33	24,53	24,46	23,98	20,97	24,77	24,35
2000	72,77	77,47	74,51	71,02	63,24	83,55	75,04
2001	38,32	34,09	33,67	33,21	28,96	34,47	33,86
2002	48,74	48,31	47,13	47,00	42,77	50,70	46,97

\* SC: sem correção; RT: correção por regra de três; Z: correção proposta por Zuber (1942); CM: correção baseada na análise de covariância para estande médio; CI: correção baseada na análise de covariância para estande ideal; CR: correção pelo processo descrito por Cruz (1971); VC: correção proposta por Vencovsky e Cruz (1991).

No Quadro 5 encontram-se os valores de F para os oito métodos de ajuste para cada ano de avaliação. O método proposto por Zuber (1942) proporcionou o maior valor de F em dois anos (1998 e 1999), enquanto o ajuste por regra de três apresentou o menor valor em apenas um ano (2000), assim como o método

proposto por Cruz (1971) em 2002. Mesmo nos anos em que não apresentou os maiores valores de F, o método proposto por Vencovsky e Cruz (1991) teve valores satisfatórios, bem próximos aos maiores valores observados, seguido dos ajustes pela análise de covariância com correção para estande médio e pela análise de covariância com correção para estande ideal, apontando esses métodos como indicados à correção em relação à estatística F.

Quadro 5 - Valores de F da característica produção, em kg de grãos beneficiados/parcela, ajustada em função de falhas na parcela, para os anos de 1997, 1998, 1999, 2000, 2001 e 2002

Ano	Método de ajuste*						
	SC	RT	Z	CM	CI	CR	VC
1997	1,39	1,49	1,47	1,47	1,47	1,50	1,49
1998	3,90	4,51	4,48	4,00	4,00	4,41	4,48
1999	3,14	3,47	3,64	3,36	3,36	3,53	3,55
2000	2,61	2,22	2,38	2,58	2,58	2,32	2,34
2001	5,76	6,66	6,89	6,64	6,64	6,73	6,76
2002	3,86	3,45	3,70	3,75	3,75	3,70	3,75

\* SC: sem correção; RT: correção por regra de três; Z: correção proposta por Zuber (1942); CM: correção baseada na análise de covariância para estande médio; CI: correção baseada na análise de covariância para estande ideal; CR: correção pelo processo descrito por Cruz (1971); VC: correção proposta por Vencovsky e Cruz (1991).

Ao analisarem cinco métodos de ajuste de rendimento de parcelas, Veronesi et al. (1995) verificaram que os métodos pela covariância para estande ideal e o proposto por Vencovsky e Cruz (1991) proporcionaram os melhores resultados em termos de adequação de ajuste, considerando os baixos valores de coeficiente de variação e os altos valores de F.

Vencovsky e Cruz (1991), ao compararem sete métodos de correção do rendimento de parcelas com estandes variados, verificaram que os métodos que se destacaram como eficientes quanto ao coeficiente de variação, ou seja, que apresentaram os menores valores para esse parâmetro, foram o método baseado na análise de covariância com correção para estande ideal, seguido pelo método proposto por Vencovsky e Cruz (1991).

Ao analisar as médias gerais de produção dos tratamentos, após o ajuste, para cada método de correção, observa-se, no Quadro 6, que o ajuste por regra de três proporcionou os maiores valores para esse parâmetro em quatro dos seis anos de avaliação (1999, 2000, 2001 e 2002), demonstrando, assim, que ocorre a superestimação da produção, tornando o método por regra de três indesejável (Ávila e Sánches, 1978; Vencovsky e Cruz, 1991; Veronesi et al., 1995; Schmildt, 2000). O método proposto por Cruz (1971) apresentou comportamento semelhante, o que era previsto, pelo fato de este utilizar o princípio da regra de três em seu ajuste.

A correção pela análise de covariância, com ajuste para estande médio, proporcionou os mesmos valores médios de produção que o método sem correção. No entanto, o primeiro método possui o inconveniente de ajustar os resultados em torno de um estande médio, provocando a redução da produção de cultivares que se encontram com estande ideal, sendo inapropriado para realizar a correção dos dados.

No Quadro 6, verifica-se, ainda, que os métodos de correção pela análise de covariância com ajuste para estande ideal e o proposto por Vencovsky e Cruz (1991) proporcionaram os mesmos resultados quanto à média da produção dos tratamentos, as quais não se distanciaram muito do método em que não houve correção. Exceto no ano de 1998, o método de correção pela análise de covariância com ajuste para estande ideal apresentou média acima daquela obtida pelo método proposto por Vencovsky e Cruz (1991),

mostrando, mais uma vez, a superioridade desses dois métodos para ajuste de rendimento de parcelas.

Quadro 6 - Produção média de parcela, em kg de grãos beneficiados, de progênies de cafeeiros derivadas de cruzamentos de Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, durante o período de 1997 a 2002

Ano	Método de ajuste*						
	SC	RT	Z	CM	CI	CR	VC
1997	0,86	0,99	0,95	0,86	1,00	1,00	1,00
1998	1,62	1,86	1,79	1,62	1,92	1,92	1,89
1999	5,60	6,51	6,24	5,60	6,41	6,43	6,41
2000	1,94	2,28	2,18	1,94	2,18	2,10	2,20
2001	4,93	5,71	5,48	4,93	5,66	5,64	5,65
2002	2,99	3,49	3,34	2,99	3,29	3,28	3,30

\*SC: sem correção; RT: correção por regra de três; Z: correção proposta por Zuber (1942); CM: correção baseada na análise de covariância para estande médio; CI: correção baseada na análise de covariância para estande ideal; CR: correção pelo processo descrito por Cruz (1971); VC: correção proposta por Vencovsky e Cruz (1991).

Ao considerar os valores do coeficiente de compensação por ausência de competição (Quadro 7), observa-se uma variação de  $\hat{\alpha} = -0,032$  a  $0,380$  pelo método de correção pela análise de covariância com ajuste para estande ideal e de  $\hat{\alpha} = -0,065$  a  $0,595$  pelo método proposto por Vencovsky e Cruz (1991). Como são observados valores de coeficiente de compensação diferentes do valor  $0,3$ , proposto por Zuber (1942), este método não supera os métodos de correção pela análise de covariância com correção para estande ideal e o proposto por Vencovsky e Cruz (1991), em termos de adequação de ajuste.

Quadro 7 - Valores de produção média por parcela, em kg de grãos beneficiados, sem correção (Pm), estande médio (Sm), produção média corrigida ( $\bar{Y}$ ), coeficientes de regressão residual (b) e (c), coeficiente de compensação por ausência de competição (a), para os anos de 1997, 1998, 1999, 2000, 2001 e 2002

Ano	Pm	Sm	$\bar{Y}$	b	c	Coeficiente de compensação <sup>14</sup>	
						$\tilde{a} = \frac{c}{\bar{Y}}$	$\hat{a} = \frac{\bar{Y} - \hat{b}}{\bar{Y}}$
1997	0,86	3,45	0,249	0,26	-0,016	-0,065	-0,032
1998	1,62	3,44	0,471	0,53	-0,123	-0,262	-0,126
1999	5,60	3,44	1,628	1,45	0,134	0,082	0,110
2000	1,94	3,44	0,562	0,43	0,335	0,595	0,238
2001	4,93	3,45	1,429	1,32	0,187	0,090	0,080
2002	2,99	3,45	0,867	0,54	0,378	0,436	0,380

<sup>14</sup> Coeficiente de compensação obtido por meio do novo estimador a partir da análise de covariância da produção, em função do estande ( $\hat{a}$ ), e por meio do estimador descrito por Vencovsky e Cruz (1991) ( $\tilde{a}$ ).

Apesar de, em dois de seis anos (2000 e 2001), o método de Zuber (1942) apresentar menores valores que o método proposto por Vencovsky e Cruz (1991) em relação ao coeficiente de variação, conforme mostrado no Quadro 4, e da mesma maneira, em termos da estatística F (Quadro 5) apresentar valores maiores em três anos (1998, 1999 e 2001), o método proposto por Vencovsky e Cruz (1991), ainda assim, supera o método proposto por Zuber (1942), por apresentar menores coeficientes de variação e maiores valores de F na maioria dos anos avaliados, sendo considerado adequado para ajuste dos rendimentos.

Em razão do coeficiente de compensação variar de um experimento para outro e, na maioria dos casos, não ser o preestabelecido por Zuber (1942), demonstra-se que este método não seria indicado para a correção do rendimento (Ávila e Sanches, 1978; Veronesi et al., 1995; Schmildt, 2000).

A estimação do coeficiente de compensação, a partir dos dados experimentais, permite um ajuste satisfatório do rendimento das parcelas com estande variado, além da vantagem de fornecer uma medida da capacidade de recuperação do rendimento de diferentes genótipos (Veronesi et al., 1995). Como há variação no coeficiente de compensação de um experimento para outro, este serve tanto como medida para auxiliar no ajuste de parcelas quanto para conhecimento de mais uma característica do material genético avaliado.

Diante dos resultados obtidos neste trabalho, optou-se por utilizar o método proposto por Vencovsky e Cruz (1991) para ajuste da correção da produção do cafeeiro, por apresentar a vantagem de fornecer uma medida confiável da capacidade dos genótipos em recuperar o rendimento perdido pela falta de plantas na parcela. Para todos os anos, considerou-se apropriado proceder ao ajuste dos resultados. Nos anos em que o coeficiente de compensação se apresentou negativo (1997 e 1998), assumiu-se o valor deste igual a zero, para se proceder à correção da produção.

O fato de o coeficiente de compensação ter se apresentado negativo para os anos de 1997 e 1998 pode ser devido ao espaçamento utilizado para seleção na geração  $F_3$ , considerado alto, e por isso, mesmo na presença de todas as plantas, não haveria competição nos anos iniciais. Em outros experimentos com cafeeiros são utilizados menores espaçamentos, o que poderia proporcionar resultados de coeficiente de compensação positivos também nos anos iniciais de produção. Nos anos de 1999, 2000, 2001 e 2002, como as plantas já estavam em estágio mais avançado de desenvolvimento, o coeficiente de compensação apresentou-se positivo pois, na presença de falhas, houve menor competição entre as plantas, proporcionando aumento no rendimento.

#### 4. CONCLUSÕES

A comparação dos resultados da análise dos dados por métodos de correção com os obtidos pela análise dos dados originais sem correção indicou a necessidade de se proceder ao ajuste por algum método.

As correções por regra de três, pela fórmula proposta por Zuber (1942) e a proposta por Cruz (1971), mostraram-se inadequadas ao ajuste de rendimento, assim como o método baseado na análise de covariância, considerando estande médio, por proporcionar resultados semelhantes aos obtidos sem se realizar correção.

O método de correção baseado na análise de covariância em função do estande ideal e o método proposto por Vencovsky e Cruz (1991) mostraram-se equivalentes, sendo adequados para o ajuste da produção de café beneficiado de parcelas com plantas perdidas.

O método proposto por Vencovsky e Cruz (1991) é indicado para se proceder ao ajuste da produção de cafeeiros por ser considerado como um dos adequados e por possuir a vantagem de estimar o coeficiente de compensação por ausência de competição, de acordo com os dados experimentais.

## **CAPÍTULO 2**

### **REPETIBILIDADE DA PRODUÇÃO DE GRÃOS BENEFICIADOS DE PROGÊNIES F<sub>3</sub> DE CAFEIROS ( *Coffea arabica* L.)**

#### **1. INTRODUÇÃO**

A análise de sucessivas medições de um caráter, em um grupo de indivíduos, é um procedimento desejável no melhoramento genético de espécie perene, pois espera-se que a superioridade ou inferioridade inicial do indivíduo, em relação aos demais, mantenha-se ao longo das medições. Segundo Falconer (1989), quando várias medidas de uma mesma característica puderem ser realizadas em um mesmo indivíduo de um grupo, a variância fenotípica poderá ser parcelada em variância dentro do indivíduo e variância entre indivíduos, proporcionando a quantificação do ganho em precisão, pela repetição das medidas, e também o esclarecimento da natureza da variação ambiental. A variação encontrada em relação aos desempenhos sucessivos de um mesmo indivíduo, ou seja, o

componente de variação dentro, deve-se apenas a diferenças temporárias de ambiente, enquanto a variação entre indivíduos é causada em parte por diferenças ambientais que afetam permanentemente o desempenho dos indivíduos, e em parte por diferenças genéticas. A medida da consistência da posição relativa de cada indivíduo durante as seguidas medições é denominada repetibilidade (Turner e Young, 1969).

Estatisticamente, a repetibilidade pode ser definida como a correlação entre as sucessivas medidas em um mesmo indivíduo, com suas avaliações repetidas ao longo do tempo ou do espaço (Lush, 1964; Cruz e Regazzi, 1994), podendo ser medida apenas naquelas características para as quais é possível mais de uma avaliação em um mesmo indivíduo. O coeficiente de repetibilidade tem sido utilizado no melhoramento genético como o limite superior da herdabilidade, utilizado como critério para avaliar a eficiência do processo seletivo (Lush, 1964). A repetibilidade representa a proporção da variância fenotípica total de uma característica, que é explicada pelas variações proporcionadas pelo genótipo e pelas alterações do ambiente comum, ou seja, por diferenças, permanentes ou não, entre indivíduos.

O valor fenotípico de uma característica, de um dado indivíduo, em determinado espaço ou tempo, é função da média geral do efeito genotípico sobre a característica do indivíduo em questão, do efeito permanente do ambiente sobre a característica avaliada e do efeito temporário do ambiente sobre aquele indivíduo. Assim, a repetibilidade representa o máximo valor que a herdabilidade, em sentido amplo, pode atingir. Segundo Cruz e Regazzi (1994), a repetibilidade aproxima-se da estimativa da herdabilidade, quando a variância proporcionada pelos efeitos permanentes do ambiente é minimizada.

Dessa maneira, a repetibilidade é função das propriedades genéticas da população, da natureza do caráter em estudo e das condições de ambiente sob as quais os indivíduos foram mantidos

(Falconer, 1989). De outra forma, essa variação pode ser uma função de diferenças no componente de variância genética, no componente de variância devido ao ambiente permanente, no componente de variância devido ao ambiente temporário, ou qualquer uma dessas combinações.

O conhecimento do coeficiente de repetibilidade aplica-se à predição do ganho em acurácia na inferência sobre o valor genotípico do indivíduo, a partir de medições múltiplas. Ao aumentar o número de medições, a variância causada pelo ambiente temporário é diminuída e, conseqüentemente, é também reduzida a variância fenotípica. O ganho em acurácia é representado, então, por esta redução da variância fenotípica. Quando a variância temporária de ambiente for baixa e a repetibilidade alta, maior número de avaliações pouco acrescentará na acurácia da inferência do valor genotípico do indivíduo. Por outro lado, se a repetibilidade for baixa, o aumento no número de avaliações poderá acarretar em ganho satisfatório. Entretanto, o ganho em acurácia decresce à medida que se aumenta o número de medições (Falconer, 1989).

Na prática, as estimativas dos coeficientes de repetibilidade possibilitam quantificar a precisão das medidas avaliadas e determinar o número de observações fenotípicas necessárias em cada indivíduo, para que a seleção seja praticada com um nível adequado de eficiência e com considerável redução de tempo, mão-de-obra e custo. Quanto maior for o coeficiente de repetibilidade, mais constante será a expressão do caráter de uma medida para outra, podendo, assim, predizer o valor real do indivíduo com menor número de sucessivas medidas (Cruz e Regazzi, 1994). A seleção com base em uma única ou poucas observações torna-se eficiente caso o valor da estimativa de repetibilidade tenha um alto valor, caso contrário, é necessário o cálculo da média de várias observações para alcançar a mesma eficiência de seleção (Falconer, 1989).

Várias metodologias foram descritas para a obtenção da estimativa do coeficiente de repetibilidade, entre as quais tem-se a

metodologia baseada nos componentes principais (Abeywardena, 1972) e aquela baseada na análise de variância (Cruz e Regazzi, 1994). Segundo Abeywardena (1972), quando os genótipos apresentam comportamento cíclico ao longo das avaliações, a estimativa mais adequada para o coeficiente de repetibilidade é obtida pelo método baseado nos componentes principais. Em estudo simulado, avaliando seis métodos para a determinação do coeficiente de repetibilidade, Mansur et al. (1981) concluíram que, se as pressuposições do modelo linear são válidas, os estimadores são equivalentes, exceto quando o valor da repetibilidade é baixo.

As estimativas de repetibilidade, como correlação entre medidas sucessivas (médias de unidades experimentais tomadas nas sucessivas medições), assumem sempre o mesmo valor, independentemente do modelo estatístico empregado, bem como das restrições, das naturezas e das pressuposições utilizadas para os efeitos de cada modelo (Carvalho, 1999). Assim, 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).

Se o genótipo sobre o qual as medidas repetidas são realizadas não estiver estabilizado, será preciso considerar que a variação dentro de indivíduos será composta em parte pela variância do genótipo devido aos efeitos temporários de ambiente (Cruz e Regazzi, 1994). Esses autores afirmam que o aumento no número de medições, com o intuito de reduzir o componente, poderá não mais se apresentar vantajoso, pois a variância adicional proporcionada pela interação entre genótipos e o ambiente temporário poderá ser suficiente para neutralizar aquela redução.

Baixa repetibilidade pode ser encontrada caso não haja estabilização genotípica, sem que a solução do problema esteja no aumento das repetições. O coeficiente de repetibilidade poderia apresentar alto valor, excluindo medições, já que em alguns casos a

avaliação em estágio inicial pode não mostrar todo o potencial genético do indivíduo, o que é possível também em avaliações muito tardias, em que alguns materiais já se encontram em senescência (Cruz, 2001).

Em café, poucos são os estudos sobre repetibilidade. Fonseca (1999), ao estudar a espécie *Coffea canephora*, estimou o coeficiente de repetibilidade para a produção de grãos, no período de quatro anos de avaliação, o qual variou de 0,32 a 0,52, de acordo com o método utilizado. Quatro colheitas permitiram a seleção de indivíduos, com precisão na predição do valor real destes variando entre 65,32 e 81,59%. Segundo o mesmo autor, o maior valor das estimativas do coeficiente de repetibilidade foi obtido através dos métodos dos componentes principais, denotando diferenças expressivas no comportamento dos diferentes genótipos no que se refere à bienalidade do caráter estudado. Por meio de simulação de dados, esse autor constatou que o aumento do número de medições, a partir da sexta colheita, não contribuiria, de forma expressiva, para o aumento na precisão para predição do valor real dos indivíduos.

Bonomo (2002), estudando a repetibilidade da produção de grãos em progênies  $F_3$  de cafeeiros, durante quatro anos de avaliação, encontrou coeficientes de repetibilidade entre 0,39 e 0,48, com confiabilidade de 65,80% a 73,55%, de acordo com a técnica utilizada. Nesse estudo, o método dos componentes principais apresentou-se como o mais eficiente. O mesmo autor sugeriu que, se for usado como critério satisfatório um nível de 85% ou 90% de confiabilidade para escolha da melhor progênie, e tomando como base a estimativa por meio da técnica de componentes principais, aplicada à matriz de correlação, seria necessário realizar seis ou dez colheitas, respectivamente, e, ainda, que maior eficiência de seleção poderia ser obtida desconsiderando-se dados da primeira colheita.

Alguns autores têm utilizado a produção acumulada do genótipo ao longo dos anos para avaliar a correlação desta com a produção individual de cada ano, com o objetivo de determinar o

número de medições necessárias para se proceder a uma seleção com maior confiabilidade (Sera, 1987; Carvalho, 1989). De acordo com Carvalho (1989), quatro colheitas ou dois biênios seriam suficientes para se obterem informações confiáveis acerca dos melhores genótipos. Sera (1987), avaliando a correlação entre produção total de cafeeiros durante oito anos e as colheitas individuais, encontrou um coeficiente de correlação alto, indicando que seria possível realizar seleção antecipada nas três ou quatro colheitas iniciais.

Assim, este trabalho teve como objetivos determinar os coeficientes de repetibilidade da característica produção de grãos beneficiados a partir de dados obtidos durante seis anos, como medidas sucessivas (médias das unidades experimentais tomadas nas sucessivas avaliações) de um mesmo genótipo, bem como determinar o número mínimo de medições necessário para se proceder à seleção com maior eficiência e confiabilidade.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1. Descrição do experimento

Os dados deste trabalho referem-se à produção de grãos beneficiados, expressa em kg/parcela obtida no ensaio de progênies  $F_3$  de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos de Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor. Vinte e oito progênies foram avaliadas em seis sucessivos anos, em ensaio com delineamento em blocos ao acaso, com seis repetições. O experimento constituiu-se também de duas testemunhas da variedade Catuaí Vermelho IAC 15 (Quadro 1).

A área, de relevo suave ondulado, está localizada na longitude 47°00' Oeste e latitude 18°57' Sul, com altitude de 934 metros sobre o nível do mar. A precipitação pluvial média é de 1.372 mm, concentrada nos meses de outubro a março, a temperatura média anual é de 21,8 °C, e clima Cwa, segundo classificação de Köppen.

Quadro 1 - Progênes F<sub>3</sub>, respectiva genealogia, código e o tipo de genitores usados na obtenção de famílias de cafeeiros (*Coffea arabica* L.), avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG, no período de 1997 a 2002

Progênes F <sub>3</sub> ou Linhagem	Genealogia				
	Catuaí			Híbrido de Timor	
H 514-5-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC* 2570	(UFV 440-10)
H 518-3-4	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 515-4-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC???	(UFV 378-33)
H 518-2-2	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 504-5-8	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-01)
H 514-5-5	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-4	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 505-9-2	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-52)
H 504-5-6	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-01)
H 514-5-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 436-1-4	Catuaí Vermelho IAC 99	(UFV 2147-295 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-42)
H 514-7-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 493-1-2	Catuaí Vermelho IAC 44	(UFV 2144-71 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
H 428-7-1	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-113 EL7)	X	CIFC 1343/136	(UFV 428-08)
H 515-4-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2235	(UFV 378-33)
H 514-7-8	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 438-7-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-74 EL7)	X	CIFC 4106	(UFV 451-41)
H 516-8-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-345 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
H 514-7-10	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 514-7-14	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 514-7-6	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-8	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 518-3-6	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 514-7-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-10	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 518-2-6	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 514-7-16	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 493-1-3	Catuaí Vermelho IAC 44	(UFV 2144-71 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
UFV 2237	Linhagem Catuaí Vermelho	IAC 15 <sup>⌘</sup>			
UFV 2237	Linhagem Catuaí Vermelho	IAC 15 <sup>⌘</sup>			

\* Centro de Investigações das Ferrugens do Cafeeiro.

⌘ Testemunhas.

O solo da área experimental é classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico (Lvd), textura argilosa, originalmente sob vegetação de cerrado.

O plantio foi em fevereiro de 1995. Os tratos e manejos culturais foram realizados conforme recomendações para a cultura do cafeeiro na região do cerrado mineiro, com uso de calagem, adubação com NPK e micronutrientes e sem controle de pragas e doenças. Elevada ocorrência de ferrugem foi observada em períodos favoráveis à doença para os tratamentos suscetíveis, em especial o Catuaí Vermelho IAC 15.

Dados de produção obtidos a partir de seis sucessivas medições, realizadas no período de 1997 a 2002, foram utilizados para estudo de repetibilidade. Primeiramente, foram considerados os anos individualmente e, em seguida, os dados foram analisados a partir da produção acumulada em biênios, devido à bienalidade de produção normalmente apresentada pela cultura do cafeeiro. Antes de proceder ao estudo da repetibilidade da característica produção de grãos beneficiados, realizou-se a correção do rendimento de parcelas, utilizando-se o método proposto por Vencovsky e Cruz (1991), de acordo com os resultados obtidos no Capítulo 1.

## **2.2. Análise estatística pelo método dos componentes principais**

Bonomo (2002), ao avaliar metodologias para seleção de progênies de cafeeiros através das estimativas dos coeficientes de repetibilidade da produção original, no período de quatro anos de sucessivas medidas deste mesmo experimento, considerou como mais apropriada, para proceder às análises de repetibilidade, a utilização da técnica dos componentes principais, baseada na matriz de correlação. Segundo Abeywardena (1972), a estimação por meio desta metodologia é mais estável e eficiente, sendo principalmente

indicada para situações em que os genótipos avaliados apresentam comportamento cíclico em relação ao caráter em estudo.

Para derivação e obtenção do estimador de repetibilidade como correlação entre medidas sucessivas de um mesmo genótipo e como limite superior da herdabilidade da característica produção de grãos beneficiados de cafeeiros, em sentido amplo, em nível de média de medidas sucessivas de genótipo, foi utilizado o modelo fatorial. O modelo estatístico adotado é apresentado abaixo:

$$Y_{ij} = \mu + p_i + a_j + e_{ij}$$

em que:

$Y_{ij}$  = médias dos  $k$  blocos, referentes à  $i$ -ésima progênie, no  $j$ -ésimo ano;

$\mu$  = constante inerente a todas as observações, ou seja, média geral do ensaio;

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

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

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

$e_{ij}$  = erro experimental associado à observação  $Y_{ij}$  [ $e_{ij} \sim \text{NID}(0, s_e^2)$ ].

O esquema da análise de variância para este modelo encontra-se no Quadro 2.

Quadro 2 - Esquema de análise de variância para estudo de repetibilidade

FV	GL*	QM	E(QM)
Colheitas	$n-1 = 5^{1/}$ e $2^{2/}$	QMA	-
Progênies	$g-1 = 27$	QMP	$s_e^2 + n s_p^2$
Resíduo	$(g-1)(n-1) = 135^{1/}$ e $54^{2/}$	QMR	$s_e^2$

\*  $n = 6^{1/}$  e  $3^{2/}$ ;  $g = 28$ .

<sup>1/</sup> Colheitas anuais; <sup>2/</sup> Colheitas acumuladas em biênios.

O método dos componentes principais consiste em obter uma matriz de correlação entre os genótipos, em cada par de medições (ou período de avaliação). Determinam-se, na 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 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:

$r$  = coeficiente de repetibilidade;

$\hat{\lambda}_k$  = autovalor associado ao autovetor, cujos elementos têm o mesmo sinal e magnitudes semelhantes; e

$n$  = número de períodos avaliados.

O coeficiente de repetibilidade estimado a partir desta metodologia é influenciado, indevidamente, pelo número de medições realizadas (Rutledge, 1974). Esse autor considera que o estimador de  $r$ , conforme apresentado abaixo, é mais adequado à estimação do coeficiente de repetibilidade:

$$r = \frac{\hat{\sigma}_k^2 - 1}{n - 1}$$

com  $r$ ,  $n$  e  $\hat{\sigma}_k^2$  definidos anteriormente.

Para a obtenção do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e do número de medições necessárias para a predição do valor real dos indivíduos em função da acurácia desejada, utilizaram-se as seguintes expressões:

$$R^2 = \frac{nr}{1 + r(n - 1)}$$

em que:

$R^2$  = determinação ou acurácia do procedimento;

$n$  = número de medições realizadas; e

$r$  = coeficiente de repetibilidade.

$$n_0 = \frac{R^2(1 - r)}{(1 - R^2)r}$$

em que:

$n_0$  = número de medições necessárias.

As análises estatísticas foram realizadas por meio do aplicativo computacional Genes (Cruz, 2003).

### **3. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

#### **3.1. Estimativas do coeficiente de repetibilidade para produção em anos individuais e em biênios**

No Quadro 3 encontram-se as estimativas dos coeficientes de repetibilidade ( $r$ ) e de determinação ( $R^2$ ), considerando as sucessivas colheitas individuais de todos os anos, envolvendo diferentes números de medições.

Ao analisar as sucessivas colheitas individuais de todos os anos (Quadro 3), observa-se que a repetibilidade da produção de grãos beneficiados (kg/parcela) estimada por meio da técnica dos componentes principais, que leva em consideração a matriz de correlação, apresentou valores de 0,232 a 0,608 de acordo com o número de medições realizadas. Verifica-se o menor valor da estimativa do coeficiente de repetibilidade para a análise dos anos de 1997 a 1998, que correspondem à primeira e segunda colheitas, respectivamente.

Quadro 3 - Estimativas dos coeficientes de repetibilidade (r) e de determinação (R<sup>2</sup>), por meio da estabilização genotípica, utilizando o método dos componentes principais (correlação), em sucessivas medições da produção de grãos beneficiados de cafeeiros (*C. arabica* L.)

Anos	Número de colheitas	r <sup>1/</sup>	R <sup>2</sup> (%)
97 a 98	2	0,232	38
98 a 99	2	0,608	76
99 a 00	2	0,368	54
00 a 01	2	0,296	46
01 a 02	2	0,464	63
97 a 99	3	0,317	58
98 a 00	3	0,549	79
99 a 01	3	0,505	75
00 a 02	3	0,434	70
97 a 00	4	0,386	72
98 a 01	4	0,553	83
99 a 02	4	0,499	80
97 a 01	5	0,417	78
98 a 02	5	0,525	85
97 a 02	6	0,425	82

<sup>1/</sup> Pela técnica dos componentes principais, com base na matriz de correlações.

Ao considerar três, quatro e cinco medições, os menores valores para coeficiente de repetibilidade foram também encontrados sempre que o primeiro ano de avaliação (1997) esteve incluído nas análises, bem como levando-se em consideração o total de seis anos de colheita. Esses baixos valores podem ser explicados ao se levar em conta que na primeira colheita nem todas as plantas de café iniciaram a

produção, devido a efeitos de variação ambiental (diferenças nas mudas, replantios etc.) e genética, pelo fato de algumas progênes iniciarem a produção mais tardiamente.

Ao obter estimativas do coeficiente de repetibilidade por meio dos componentes principais, nos primeiros quatro anos de avaliação deste mesmo experimento, sem realizar correção do rendimento de parcelas, Bonomo (2002) encontrou o melhor coeficiente de repetibilidade para produção para as três últimas colheitas (0,48). O autor sugeriu que, para efeitos de seleção dos melhores genótipos baseada no coeficiente de repetibilidade considerando as estimativas a partir dos anos individuais, fosse excluída da análise a avaliação referente ao primeiro ano de produção.

Ao estudar a espécie *C. canephora*, Fonseca (1999) encontrou coeficiente de repetibilidade para produção de grãos, em quatro anos de avaliação, igual a 0,43 pela técnica dos componentes principais. A utilização de quatro colheitas permitiu a seleção de indivíduos com certa acurácia na predição do valor real destes, para o caráter produção de grãos. Ao extrapolar os dados para seis colheitas, por meio de simulação, o autor verificou que uma precisão mínima na predição do valor real do indivíduo seria obtida e que o aumento do número de medições para o caráter produção de grãos, a partir da sexta colheita, não contribuiria de forma expressiva para o aumento na precisão, não sendo, portanto, justificado.

Devido à característica de bienalidade normalmente apresentada pela cultura do cafeeiro, procedeu-se, também, ao estudo das estimativas do coeficiente de repetibilidade considerando a produção de grãos beneficiados acumulada em biênios. No Quadro 4 encontram-se as estimativas dos coeficientes de repetibilidade ( $r$ ) e de determinação ( $R^2$ ), para a produção acumulada em biênios, envolvendo diferentes números de medições. Verificam-se, pelas estimativas do coeficiente de repetibilidade, diferenças expressivas no comportamento dos genótipos, no que se refere à bienalidade do caráter produção de grãos.

Quadro 4 - Estimativas dos coeficientes de repetibilidade ( $r$ ) e de determinação ( $R^2$ ), por meio da estabilização genotípica, utilizando o método dos componentes principais (correlação), pela avaliação da produção de grãos beneficiados de cafeeiros (*C. arabica* L.), acumulada em biênios

Biênios	Número de medições	$r$ <sup>1/</sup>	$R^2$ (%)
97-98/99-00	2	0,746	85
99-00/01-02	2	0,772	87
97-98/99-00/01-02	3	0,712	88

<sup>1/</sup> Pela técnica dos componentes principais, com base na matriz de correlações.

Os valores de repetibilidade foram altos, oscilando de 0,712 a 0,772. Comparadas às estimativas a partir das medições anuais, as estimativas considerando biênios aumentaram significativamente, reforçando a idéia de que o agrupamento das colheitas contribui para diminuir os efeitos da bienalidade apresentada pelo cafeeiro. Até mesmo a menor estimativa obtida a partir de biênios, igual a 0,712 (1997-1998/1999-2000/2001-2002), superou todas as estimativas obtidas a partir das medições em anos, inclusive aquela proporcionada pelas sucessivas medições de 1997 a 2002 ( $r = 0,425$ ), ou mesmo a maior estimativa obtida, ou seja,  $r = 0,608$  para 1998 a 1999 (Quadro 3). Esse fato indica mais uma vez que, para culturas como o café, que apresentam oscilação na produção, o agrupamento das colheitas possibilita reduzir os efeitos de bienalidade da produção. Dessa forma, justificaria não excluir o ano de 1997 das análises, ao contrário do observado quando a análise foi realizada com dados de medições anuais.

Como o coeficiente de determinação expressa a precisão na predição do valor real do indivíduo e o coeficiente de repetibilidade representa a consistência da superioridade genotípica nas sucessivas medições realizadas em um mesmo indivíduo, a confiabilidade na

seleção das melhores progênies de *C. arabica*, baseada no valor fenotípico, será maior considerando-se a produção em biênios, uma vez que o ganho em precisão obtido com o agrupamento das colheitas foi expressivamente maior, assim como o coeficiente de repetibilidade (Quadro 4).

A simulação do número de medições necessárias para a obtenção de diferentes coeficientes de determinação foi realizada considerando-se a produção acumulada em biênios. Admitindo como satisfatórios níveis de 80%, 85%, 90%, 95% e 99% de confiabilidade para a tomada de decisão sobre a superioridade relativa das progênies, os resultados indicam que seriam necessárias 1,63; 2,31; 3,67; 7,74; e 40,32 medições, respectivamente.

O aumento no número de medições não contribui expressivamente para um aumento da precisão na predição do valor real do indivíduo, sendo preciso um expressivo aumento no número de colheitas para se obter pouco aumento de precisão, não sendo, portanto, justificado. Ao estabelecer o número de medidas, deve-se levar em consideração o tempo requerido e o custo dispensado para atingir certo nível de confiabilidade. Se o aumento na precisão apresenta-se pouco expressivo a partir de determinado número de colheitas, muitas vezes não se justifica o acréscimo de outras medições.

#### 4. CONCLUSÕES

Após seis sucessivas medições acumuladas em biênios, obtém-se maior confiabilidade na seleção das melhores progênes de *C. arabica*, pois este agrupamento proporciona estimativas do coeficiente de repetibilidade significativamente maiores (0,712 a 0,772) do que aquelas obtidas na análise anual (0,232 a 0,608).

Para efeitos de seleção dos melhores genótipos de *C. arabica*, considerando as estimativas do coeficiente de repetibilidade obtidas a partir da técnica dos componentes principais, aplicada à matriz de correlações, sugere-se que, para a seleção de cafeeiros mais produtivos, as análises sejam realizadas em biênios.

O aumento do número de biênios não contribuiu de forma expressiva para o aumento da precisão na predição do valor real do indivíduo, não sendo, portanto, justificado. Assim, o número de dois biênios seria suficiente para uma prática de seleção adequada, com confiabilidade na seleção das melhores progênes de *C. arábica*.

Ao utilizar os dois primeiros biênios, a seleção poderia ser realizada com menor custo e tempo reduzido.

## **CAPÍTULO 3**

### **ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS POPULACIONAIS EM PROGÊNIES F<sub>3</sub> DE CAFEIROS ( *Coffea arabica* L.)**

#### **1. INTRODUÇÃO**

A variabilidade genética é o ponto de partida de qualquer programa de melhoramento genético de uma espécie. Sua manipulação pelos métodos adequados pode levar à obtenção de genótipos superiores com relação às características de interesse.

A população de Híbrido de Timor é de grande importância para os programas de melhoramento do cafeeiro, por apresentar resistência a doenças e possuir grande variabilidade genética (Bettencourt, 1981). Esse material tem sido utilizado com frequência em cruzamentos com cultivares comerciais, originando novas variedades (Pereira, 1995; Fazuoli et al., 2002; Sera et al., 2002). Com base na variabilidade encontrada nas progênies derivadas desses cruzamentos, é possível selecionar plantas que apresentem características agronomicamente desejáveis.

As características avaliadas durante as etapas do programa de melhoramento genético do cafeeiro são aquelas que, direta ou indiretamente, interferem na produtividade, como é o caso do vigor vegetativo, porte de planta, de características de sementes e frutos, como uniformidade e época de maturação, resistência a doenças e pragas, entre outras. No entanto, a produtividade é um dos principais critérios utilizados nos processos de seleção (Carvalho, 1988).

O vigor vegetativo é uma das mais importantes características relacionadas à produtividade, por ser bom indicador do potencial produtivo do ano seguinte, sendo avaliado em época que antecede a colheita (Pereira et al., 2002). Vários estudos considerando o vigor vegetativo em diferentes cultivares de café mostram que as progênies mais produtivas apresentam-se também, como as mais vigorosas (Fazuoli, 1977; Carvalho, 1989; Lopes, 1999; Bonomo 2002), o que é de grande interesse durante o processo de melhoramento.

O porte de planta, expresso pela altura, é um critério importante para a seleção, uma vez que as plantas baixas facilitam o manejo da lavoura e a colheita (Sakiyama et al., 1999). Essa característica é de grande importância na cafeicultura moderna, em que são utilizados sistemas de adensamento de plantio, nos quais preferem-se plantas baixas e de alta produtividade para aumentar o rendimento da lavoura (Silvarolla et al., 1997).

Outra característica avaliada é a carga pendente, tendo como referência o material comercial conduzido junto daquele a ser selecionado, cuja avaliação normalmente é feita associada à avaliação do vigor vegetativo, devido à alta e positiva correlação encontrada entre produção e a avaliação do vigor (Sakiyama et al., 1999).

A qualidade do produto tem sido uma característica competitiva no mercado consumidor, e dependente de fatores como uniformidade e época de maturação dos frutos, ambos muito desejados em um cultivar de café (Pereira et al., 2002). Devido às

exigências do mercado, dá-se preferência a cafeeiros que apresentem épocas de maturação distintas e maior uniformidade de frutos, o que possibilita o escalonamento da colheita e maior proporção de grãos maduros (cereja) na colheita, respectivamente, favorecendo a qualidade do produto (Sakiyama et al., 1999).

A seca de ponteiros é um grave problema para a cultura do cafeeiro e deve ser considerada como resultado de fatores da própria planta e do ambiente, evidenciando o esgotamento de carboidratos na planta, em decorrência de superprodução, a causa primária do problema (Rena et al., 1986). Esse fato foi verificado por Carvalho (1985), ao estudar a relação entre seca de ramos e a produção de progênies de Catimor durante os anos de grande produção, quando se verificou uma seca de ramos mais elevada nas plantas com maior produtividade, não sendo observada nas plantas sem frutos.

A capacidade produtiva, como dito anteriormente, é um dos principais critérios para a seleção dos melhores genótipos, no entanto é uma característica muito afetada pelas condições de ambiente. A produtividade depende, entre outros, da taxa fotossintética, da área foliar, da distribuição de matéria seca entre as sementes e as outras partes da planta, bem como do manejo da cultura e da bienalidade da produção (Rena et al., 1986).

No processo de melhoramento, deve-se escolher, para seleção, a população mais adequada. Uma das maneiras de se avaliar as propriedades intrínsecas de uma população é por meio da adequada estimativa de seus parâmetros genéticos, o que deve ser feito de acordo com as facilidades disponíveis e com a variabilidade existente (Allard, 1971).

Dentre os parâmetros genéticos e fenotípicos que podem auxiliar no processo seletivo de materiais superiores, os mais importantes são as estimativas das variâncias genéticas e fenotípicas, da herdabilidade e do ganho genético esperado (Allard, 1971). O coeficiente de herdabilidade ( $h^2$ ) é uma das mais importantes propriedades de um caráter, e indica a confiabilidade com que o valor

fenotípico representa o valor genotípico, determinando a proporção do ganho obtido com a seleção (Falconer, 1989). De acordo com Herbert et al. (1955), citados por Fazuoli et al. (2000), ao se obter estimativas da herdabilidade de um caráter, é preciso considerar o método utilizado, a unidade de seleção e os anos que são feitas as observações, pois esses fatores podem influenciar significativamente a magnitude das estimativas.

A obtenção de novas variedades de café é um processo demorado e com custo significativo, devido à longevidade da cultura, estimada em aproximadamente vinte anos. O cultivo do café no Brasil é realizado a pleno sol e sem poda programada, o que leva a grande oscilação anual de produção e os ciclos bienais tornam-se uma dificuldade ao processo de seleção para produtividade (Sera, 1987). A bienalidade da produção é uma característica particular da cultura do cafeeiro, a qual contribui para aumentar a interação entre genótipos e anos de produção, o que reduz a eficiência do processo seletivo.

A fim de reduzir os efeitos de bienalidade e aumentar a eficiência de seleção, vários estudos têm sido desenvolvidos com o objetivo de avaliar a produção acumulada ao longo dos anos (Sera, 1987; Mendes, 1994; Bonomo, 2002). Para maior eficiência da seleção aplicada ao cafeeiro, é fundamental a identificação de alternativas que possibilitem reduzir o tempo dedicado a cada ciclo seletivo, o que se constitui na seleção antecipada, realizada com base em caracteres vegetativos nos primeiros anos, além das primeiras colheitas, permitindo uma avaliação com menor número de produções (Sera, 1987).

Estudos de correlações entre anos cumulativos de produção, num total de 17 colheitas, realizados por Fazuoli (1977), mostraram que as melhores progênies de *C. arabica* selecionadas após os 17 anos poderiam ter sido identificadas com base nas seis primeiras produções consecutivas. Dessa maneira, o autor concluiu ser possível realizar uma seleção segura com menor número de anos de produção.

Sera (1987), estudando a possibilidade de emprego de seleção nas colheitas iniciais de café, avaliou a produção e outros caracteres de 72 progênies do cultivar Acaiá, provavelmente na geração F<sub>5</sub>. O autor concluiu que a produção e os demais caracteres avaliados nos três anos iniciais de colheita foram suficientes para predizer 79% da variação total após oito anos de produção, o que indica ser possível a prática da seleção antecipada.

Carvalho (1989), visando verificar a possibilidade de praticar seleção nas primeiras colheitas, avaliou dados de 36 progênies dos cultivares Mundo Novo, Catuaí Vermelho, Catuaí Amarelo, Acaiá, Bourbon Amarelo, Catimor e Catindú. Foram analisados dados referentes a dez colheitas em Minas Gerais, concluindo o autor que apenas quatro colheitas seriam suficientes para informar seguramente a respeito dos melhores materiais, possibilitando realizar seleção antecipada.

Ao avaliar metodologias para a seleção de progênies de cafeeiros, por sete a doze colheitas, Mendes (1994) verificou que as estimativas dos coeficientes de variação experimental diminuem com o aumento do número de colheitas abrangido pela análise, o que reforça, mais uma vez, a idéia de se reduzir os efeitos da bienalidade por meio da análise da produção acumulada em combinações de anos. Com os resultados da produção acumulada ao longo dos anos, é permitido realizar a seleção nos anos iniciais de colheita, e obter novas variedades em menor espaço de tempo.

Bonomo (2002) estudou metodologias para seleção de progênies F<sub>3</sub> derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor. Foram avaliados dados dos primeiros quatro anos de produção, bem como os caracteres vigor vegetativo, carga pendente e porte de planta. O conjunto de progênies avaliadas apresentou média superior à das testemunhas (Catuaí Vermelho IAC 15), associada a grande variabilidade genética da produção e dos caracteres vegetativos, sugerindo a possibilidade de se praticar seleção. Esse autor verificou a possibilidade de se

realizar seleção antecipada, ou seja, com dados dos primeiros quatro anos, avaliando a produção acumulada nas possíveis combinações de anos, e observou que o agrupamento das colheitas permitiu maior precisão experimental, pois reduziu o coeficiente de variação, devido à redução dos efeitos de bienalidade da produção.

Assim, com o objetivo de verificar a possibilidade de uma seleção mais segura utilizando maior número de anos, estimaram-se aqui parâmetros populacionais em progênies  $F_3$  derivadas de cruzamentos do cultivar Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, e comparou-se o desempenho delas, dando continuidade ao trabalho realizado por Bonomo (2002), com dois anos de acréscimo nas análises dos dados de produção. Também foram avaliadas características relacionadas à produção.

## **2. MATERIAL E MÉTODOS**

### **2.1. Caracterização do experimento**

Este estudo foi realizado na Fazenda Experimental da EPAMIG (Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais), em Patrocínio-MG. Vinte e oito progênies na geração F<sub>3</sub> descendentes de cruzamentos entre linhagens de Catuaí Amarelo ou Catuaí Vermelho com Híbrido de Timor foram estudadas. O experimento pertencente ao Programa de Melhoramento Genético do Cafeeiro da EPAMIG em parceria com a Universidade Federal de Viçosa – UFV constituiu-se, também, por duas testemunhas da variedade Catuaí Vermelho IAC 15. A descrição das progênies e dos cruzamentos encontra-se no Quadro 1.

O referido programa de melhoramento do cafeeiro tem sido conduzido pelo método genealógico, pois uma das principais características desse método é o registro da genealogia de cada progênie, o que permite ao melhorista estabelecer a diversidade existente entre as progênies selecionadas.

Quadro 1 - Progênies F<sub>3</sub>, respectiva genealogia, código e o tipo de genitores usados na obtenção de famílias de cafeeiros (*Coffea arabica* L.), avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG, em Patrocínio-MG, no período de 1997 a 2002

Progênies F <sub>3</sub> ou Linhagem	Genealogia				
	Catuaí			Híbrido de Timor	
H 514-5-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC* 2570	(UFV 440-10)
H 518-3-4	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 515-4-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2235	(UFV 378-33)
H 518-2-2	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 504-5-8	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-01)
H 514-5-5	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-4	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 505-9-2	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-52)
H 504-5-6	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-79 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 438-01)
H 514-5-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 436-1-4	Catuaí Vermelho IAC 99	(UFV 2147-295 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-42)
H 514-7-4	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 493-1-2	Catuaí Vermelho IAC 44	(UFV 2144-71 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
H 428-7-1	Catuaí Vermelho IAC 81	(UFV 2145-113 EL7)	X	CIFC 1343/136	(UFV 428-08)
H 515-4-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2235	(UFV 378-33)
H 514-7-8	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 438-7-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-74 EL7)	X	CIFC 4106	(UFV 451-41)
H 516-8-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-345 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
H 514-7-10	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 514-7-14	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 514-7-6	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-8	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 518-3-6	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 514-7-2	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 518-2-10	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 518-2-6	Catuaí Vermelho IAC 141	(UFV 2194-341 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 442-34)
H 514-7-16	Catuaí Amarelo IAC 86	(UFV 2154-344 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 440-10)
H 493-1-3	Catuaí Vermelho IAC 44	(UFV 2144-71 EL7)	X	CIFC 2570	(UFV 446-08)
UFV 2237	Linhagem Catuaí Vermelho	IAC 15 <sup>⌘</sup>			
UFV 2237	Linhagem Catuaí Vermelho	IAC 15 <sup>⌘</sup>			

\* Centro de Investigações das Ferrugens do Cafeeiro.

<sup>⌘</sup>Testemunhas.

O delineamento foi em blocos ao acaso, com seis repetições. Cada parcela constituiu-se de quatro covas, com uma planta por cova, espaçadas 1,5 m dentro de fileira e 3,5 m entre fileiras. Como bordadura, cafeeiros das mesmas progênies foram utilizados, sendo distribuídos aleatoriamente nas laterais do experimento. Entre os blocos não foi deixado espaço nem plantada bordadura.

A fazenda encontra-se em área de relevo suave ondulado, localizada na longitude 47°00' Oeste, e latitude 18°57' Sul, com altitude de 934 m sobre o nível do mar. A precipitação pluvial média é de 1.372 mm, concentrada nos meses de outubro a março. A temperatura média anual é de 21,8 °C, e clima Cwa, segundo classificação de Köppen. O solo da área experimental é classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico (Lvd), textura argilosa, originalmente sob vegetação de cerrado.

O plantio foi em fevereiro de 1995. Os tratos e manejos culturais foram realizados conforme recomendações para a cultura do cafeeiro na região do cerrado mineiro, com uso de calagem, adubação com NPK e micronutrientes e sem controle de pragas e doenças. Elevada ocorrência de ferrugem foi observada em períodos favoráveis à doença para os tratamentos suscetíveis, em especial o Catuaí Vermelho IAC 15.

O experimento foi avaliado nos anos de 2001 e 2002. Os dados de produção, vigor vegetativo, porte e carga pendente dos primeiros quatro anos de colheita (1997 a 2000) foram analisados anteriormente por Bonomo (2002). O autor não realizou correção para a característica produção de grãos.

## **2.2. Características avaliadas**

As seguintes características foram avaliadas:

- 1- Produção de grãos por planta (P): medida em kg de café da roça, nos anos 2001 e 2002, e expressa em kg de grãos beneficiados/parcela, corrigida pelo método proposto por Vencovsky e Cruz (1991) (Capítulo 1).
- 2- Produção de grãos (P) acumulada nas possíveis combinações de anos consecutivos (biênios, triênios, quadriênios, quinquênios e produção total referente aos seis primeiros anos de colheita) expressa em kg/parcela, com dados de produção corrigida pelo método proposto por Vencovsky e Cruz (1991) (Capítulo 1).
- 3- Porte da planta (PT): avaliada antes da colheita, nos anos de 2001 e 2002, conforme escala apresentada no Quadro 2.
- 4- Vigor vegetativo (VG): avaliada na época da colheita, nos anos de 2001 e 2002, conforme escala apresentada no Quadro 2.
- 5- Carga pendente (CP): caráter avaliado na época da colheita, nos anos de 2001 e 2002, conforme escala apresentada no Quadro 2.
- 6- Época de maturação (EM): com avaliação realizada na época da colheita, nos anos de 1997 a 2002, conforme escala apresentada no Quadro 2.
- 7- Uniformidade de maturação (UM): avaliação realizada na época da colheita, nos anos de 1997 a 2002, conforme escala apresentada no Quadro 2.
- 8- Seca de ponteiros (SP): caráter avaliado antes da colheita, nos anos de 1997 a 2002, conforme escala apresentada no Quadro 2.

Quadro 2 - Escala arbitrária de valores atribuídos na avaliação visual de características do cafeeiro

Característica	Avaliação visual
Porte	1- Baixo
	2- Médio
	3- Alto
Vigor vegetativo	Notas de 1 (planta depauperada) a 10 (vigor vegetativo máximo)
Carga Pendente	1- Alta
	2- Média
	3- Baixa
	4- Não produziu
Época de maturação	1- Precoce
	2- Médio
	3- Tardio
Uniformidade de Maturação	1- Uniforme
	2- Desuniforme
Seca de ponteiros	1- Ausente
	2- Poucos ramos secos
	3- Intensa morte de ramos

### 2.3. Análises de variância univariada e estimação de parâmetros populacionais

Foram realizadas análises de variância univariada para avaliar a variabilidade genética entre progênies possível de ser explorada no programa de melhoramento, bem como parâmetros populacionais. A característica produção de grãos foi analisada com base no total por parcela. O modelo estatístico adotado é dado por:

$$Y_{ij} = \mu + B_j + T_i + e_{ij}$$

em que:

$Y_{ij}$ : valor fenotípico referente ao  $i$ -ésimo tratamento (progênes ou testemunha) no  $j$ -ésimo bloco;

$\mu$ : média geral da característica;

$T_i$ : efeito do  $i$ -ésimo tratamento, com  $i= 1, 2, \dots, T=30$ , o número total de tratamentos, incluindo as 28 progênes e as duas testemunhas;

$G_i$  = efeito da  $i$ -ésima progênie, com  $i= 1, 2, \dots, g=28$ ;

$C_i$  = efeito da  $i$ -ésima testemunha, com  $i= 1, 2, \dots, c=2$ ;

$B_j$ : efeito do  $j$ -ésimo bloco, com  $j= 1, 2, \dots, r=6$ ;

$e_{ij}$ : efeito do erro aleatório.

A soma de quadrado de tratamentos foi decomposta em três: soma de quadrado de progênes, soma de quadrado de testemunhas e soma de quadrado do contraste progênes vs. testemunhas, conforme esquema da análise de variância ilustrado por Cruz (2001) e apresentado no Quadro 3.

Quadro 3 - Esquema da análise de variância em blocos casualizados, para ensaios de progênies e duas testemunhas

FV	GL <sup>1/</sup>	QM	E(QM)
Blocos	r - 1 = 5	QMB	$s^2 + gS_b^2$
Tratamentos	t - 1 = 29	QMT	$s^2 + rF_t$
Progênies (G)	(g - 1 = 27)	QMG	$s^2 + rS_g^2$
Testemunhas (C)	(c - 1 = 1)	QMC	$s^2 + rF_c$
G vs. C	1	QMGC	—
Resíduo	(r - 1)(t - 1) = 145	QMR	$s^2$
Total	tr - 1		

<sup>1/</sup>r = 6; t = 30; g = 28; c = 2.

$$\text{Sendo: } F_t = \frac{\sum_{i=1}^t T_i^2}{t - 1} \text{ e } F_c = \frac{\sum_{i=1}^c C_i^2}{c - 1}$$

em que:

$s^2$  é o componente de variância ambiental entre parcelas;

$s_b^2$  é o componente de variância devido ao efeito de blocos;

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

$F_t$  é o componente quadrático associado aos tratamentos; e

$F_c$  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, para cada característica, foram obtidas com informações das esperanças de quadrados médios da análise de variância, de acordo com as seguintes expressões:

a) Variância fenotípica entre médias de progênes  $F_3$

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

b) Variância genotípica

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

c) Variância ambiental entre médias de parcelas

$$\hat{s}_e^2 = \frac{QMR}{r}$$

d) Coeficiente de herdabilidade

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

e) Coeficiente de variação ambiental

$$CV_e = \frac{100 \sqrt{QMR}}{\hat{\mu}}$$

em que:  $\hat{\mu}$  é a estimativa da média experimental

f) Coeficiente de variação genética

$$CV_g = \frac{100 \sqrt{\hat{S}_g^2}}{\hat{\mu}}$$

g) Índice de variação

$$\hat{\rho} = \frac{CV_g \%}{CV_e \%}$$

## 2.4. Comparações entre médias

Testes comparativos de médias também foram utilizados para a análise do material genético, uma vez que, para fins de seleção e predição de ganhos, há o interesse em comparar o desempenho entre as progênes. Para a comparação entre médias, foi utilizado o teste de Duncan no nível de 5% de probabilidade. Nesse teste, a diferença significativa entre a maior e a menor média, proveniente de um mesmo número de repetições, é baseada na diferença mínima significativa, dada por:

$$? = z \sqrt{QMR / r}$$

em que:

z: é o valor da amplitude total estudentizada, para uso do teste Duncan, que é função de **n** e **n'**, sendo **n** o número de médias abrangidas pelo contraste e **n'** o número de graus de liberdade do resíduo.

As análises genético-estatísticas foram realizadas pelo programa Genes (Cruz, 2001).

### **3. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

#### **3.1. Análise de variância univariada e estimação de parâmetros populacionais para produção de grãos**

##### **3.1.1. Resultados anteriores obtidos por Bonomo (2002)**

Ao avaliar este experimento nos primeiros quatro anos (1997 a 2000), Bonomo (2002) detectou grande variabilidade genética para a característica produção de grãos nos anos individuais e para a produção acumulada nas combinações de anos, sugerindo a possibilidade de se obter linhagens produtivas a partir desse material genético. No Quadro 4 são apresentados os resultados da análise de variância, para a característica produção de grãos beneficiados (kg/planta), obtidos por Bonomo (2002).

##### **3.1.2. Resultados com acréscimo dos anos de 2001 e 2002**

O Quadro 5 apresenta o resumo das análises de variância individuais, considerando total de parcela para a característica produção de grãos, expressa em kg de grãos beneficiados/parcela, de

Quadro 4 - Resumo das análises de variâncias individuais, considerando médias de parcela, médias de tratamentos, progênies e testemunhas e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos, da característica produção de grãos beneficiados em kg/planta (P) nos anos de 1997 (P97), 1998 (P98), 1999 (P99) e 2000 (P00), e acumulada em biênios, triênios e quadriênio, em famílias F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG, no período de 1997 a 2000

FV	GL	Quadrado Médio									
		P97	P98	P99	P00	P97-98	P98-99	P99-00	P97-98-99	P98-99-00	P97-98-99-00
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 <sup>n.s.</sup>	0,175**	0,551**	0,433**	0,159**	1,054**	1,198**	1,064**	2,065**	2,006**
Progênies (G)	27	0,016 <sup>n.s.</sup>	0,175**	0,580**	0,345*	0,167**	1,131**	1,228**	1,139**	2,094**	2,065**
Testemunhas (C)	1	0,011 <sup>n.s.</sup>	0,000 <sup>n.s.</sup>	0,009 <sup>n.s.</sup>	0,005 <sup>n.s.</sup>	0,010 <sup>n.s.</sup>	0,009 <sup>n.s.</sup>	0,001 <sup>n.s.</sup>	0,039 <sup>n.s.</sup>	0,001 <sup>n.s.</sup>	0,017 <sup>n.s.</sup>
G vs C	1	0,080*	0,335**	0,303 <sup>n.s.</sup>	3,247**	0,088 <sup>n.s.</sup>	0,001 <sup>n.s.</sup>	1,567*	0,064 <sup>n.s.</sup>	3,350*	2,397*
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
Testemunhas (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
$\hat{\sigma}_F$		0,0027	0,029	0,097	0,056	0,028	0,189	0,204	0,189	0,349	0,344
$\hat{\sigma}_e^2$		0,0020	0,006	0,027	0,033	0,008	0,037	0,057	0,043	0,076	0,082
$\hat{\sigma}_g^2$		0,0007	0,023	0,070	0,025	0,020	0,151	0,147	0,147	0,273	0,263
h <sup>2</sup> (%)		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
$\hat{\rho}(CV_g / CV_e)$		0,24	0,77	0,66	0,36	0,64	0,83	0,65	0,76	0,77	0,73

Fonte: Adaptado de Bonomo (2002).

\*\* Significativo a 1% de probabilidade; \* Significativo a 5% de probabilidade; <sup>n.s.</sup> Não Significativo

Quadro 5 - Resumo das análises de variâncias individuais, considerando total de parcela, médias de tratamentos, progênes e testemunhas, e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos do caráter produção de grãos beneficiados em kg/parcela (P), nos anos de 2001 (P01) e 2002 (P02), e produção acumulada em biênios e triênios, em famílias F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

FV	GL	Quadrado Médio					
		P01	P02	P00-01	P01-02	P99-00-01	P00-01-02
Blocos	5	10,67	6,16	19,98	9,21	27,86	26,57
Tratamentos	29	24,71 **	9,01 **	41,18 **	48,74 **	72,68 **	73,77 **
Progênes (G)	27	23,95 **	8,94 **	35,56 **	46,47 **	71,92 **	65,24 **
Testemunhas (C)	1	0,83 n.s.	4,60 n.s.	1,39 n.s.	9,36 n.s.	0,41 n.s.	11,10 n.s.
G vs C	1	69,16 **	15,30 *	232,54 **	149,35 **	165,56 **	366,73 **
Resíduo	145	3,65	2,40	6,69	5,93	11,34	11,34
Média							
Tratamentos		5,65	3,30	7,85	8,95	14,22	11,15
Progênes (G)		5,81	3,38	8,15	9,19	14,48	11,53
Testemunhas (C)		3,33	2,21	3,59	5,54	10,63	5,81
CV <sub>e</sub> (%)		33,85	46,98	32,95	27,22	23,68	30,20
$\hat{\sigma}_F$		3,99	1,49	5,93	7,75	11,99	10,87
$\hat{\sigma}_e^2$		0,61	0,40	1,11	0,99	1,89	1,89
$\hat{\sigma}_g^2$		3,38	1,09	4,81	6,76	10,10	8,98
h <sup>2</sup> (%)		84,74	73,12	81,20	87,24	84,23	82,62
CV <sub>g</sub> (%)		31,64	30,91	26,92	28,29	21,95	26,00
$\hat{\rho} (CV_g / CV_e)$		0,96	0,67	0,85	1,07	0,94	0,89

\*\* Significativo a 1% de probabilidade; \* Significativo a 5% de probabilidade; n.s. Não Significativo

progênies  $F_3$  de cafeeiros, nos anos de 2001 e 2002. O resumo das análises de variância, considerando as produções acumuladas nas possíveis combinações de seis anos de produção (apenas onde se incluíam os anos de 2001 e 2002), encontra-se nos Quadros 5 e 6. As análises de variância apontaram diferenças significativas entre tratamentos avaliados, com  $P < 0,01$  para os anos 2001 e 2002 e para as combinações em biênios (2000-2001, 2001-2002), triênios (1999-2000-2001, 2000-2001-2002), quadriênios (1998-1999-2000-2001, 1999-2000-2001-2002), quinqüênios (1997-1998-1999-2000-2001, 1998-1999-2000-2001-2002), bem como para a produção acumulada durante as seis colheitas (1997 a 2002), evidenciando que pelo menos uma média de tratamento difere das demais.

No desdobramento da soma de quadrados (Quadro 5), verifica-se que há variabilidade genética significativa entre progênies ( $P < 0,01$ ) nas análises dos anos 2001 e 2002 considerados individualmente, bem como para as produções acumuladas nas combinações de anos (Quadros 5 e 6). Não foi observada diferença significativa entre as testemunhas ( $P > 0,05$ ), o que era de se esperar, por se tratar do mesmo material genético. No contraste progênies vs. testemunhas (G vs. C), observou-se que a produção média das testemunhas foi inferior à das progênies nos anos de 2001 e 2002, e nas combinações de anos.

O cultivar Catuaí Vermelho IAC 15, apesar de possuir boa produtividade, mostra-se suscetível à ferrugem do cafeeiro (*Hemileia vastatrix* Berk. et Br.), sendo muito afetado quando o controle da doença não é realizado, como foi o caso deste experimento. Por outro lado, o Híbrido de Timor apresenta resistência à doença, sendo usado nos programas de melhoramento do cafeeiro em cruzamentos com variedades que apresentam boa produção, mas são suscetíveis à ferrugem do cafeeiro. Assim, evidencia-se o bom potencial genético das progênies  $F_3$ , derivadas de cruzamentos de Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com o Híbrido de Timor, que além de apresentarem

Quadro 6 - Resumo das análises de variâncias individuais, considerando total de parcela, médias de tratamentos, progênies e testemunhas, e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos do caráter produção de grãos beneficiados em kg/parcela (P), acumulada em quadriênios, quinqüênios e hexênio, em famílias F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

FV	GL	Quadrado Médio				
		P 98-99-00-01	P 99-00-01-02	P 97-98-99-00-01	P 98-99-00-01-02	P97-98-99-00-01-02
Blocos	5	41,24	33,76	48,50	48,02	55,21
Tratamentos	29	96,21 **	112,93 **	95,52 **	141,10 **	139,13 **
Progênies (G)	27	94,79 **	110,58 **	95,29 **	137,77 **	137,29 **
Testemunhas (C)	1	0,43 <sup>n.s.</sup>	7,79 <sup>n.s.</sup>	0,05 <sup>n.s.</sup>	7,87 <sup>n.s.</sup>	5,69 <sup>n.s.</sup>
G vs C	1	230,29 **	281,44 **	197,27 **	364,10 **	322,25 **
Resíduo	145	13,27	15,66	14,09	18,39	19,37
Média						
Tratamentos		16,08	17,52	17,07	19,38	20,37
Progênies (G)		16,38	17,86	17,35	19,76	20,73
Testemunhas (C)		11,84	12,84	13,15	14,05	15,36
CV <sub>e</sub> (%)		22,66	22,59	21,99	22,13	21,61
$\hat{\sigma}_F$		15,80	18,43	15,88	22,96	22,88
$\hat{\sigma}_e^2$		2,21	2,61	2,35	3,07	3,23
$\hat{\sigma}_g^2$		13,59	15,82	13,53	19,90	19,65
h <sup>2</sup> (%)		86,00	85,84	85,22	86,65	85,89
CV <sub>g</sub> (%)		22,51	22,26	21,21	22,58	21,40
$\hat{\rho} (CV_g / CV_e)$		1.01	1,01	0.98	1.04	1,01

\*\* Significativo a 1% de probabilidade; \* Significativo a 5% de probabilidade; <sup>n.s.</sup> Não Significativo

variabilidade genética, possuem médias de produção altas e algum grau de resistência à ferrugem do cafeeiro.

Silvarolla et al. (1997) avaliaram dados da produção de 57 progênies derivadas de cruzamentos de Caturra Vermelho, Vila Sarchi e Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor e verificaram a existência de variabilidade genética significativa entre os materiais analisados.

Moura et al. (2002) estudaram o comportamento de progênies  $F_3$  resultantes de cruzamentos de Catuaí ou Mundo Novo com Híbrido de Timor na região de Patrocínio e Alto Paranaíba, em Minas Gerais. Os autores observaram diferenças significativas entre progênies com boas produções nas populações, indicando, mais uma vez, a existência de variabilidade genética entre progênies  $F_3$  derivadas de cruzamentos com Híbrido de Timor, demonstrando ser possível a seleção de genótipos geneticamente superiores a partir desses cruzamentos. Pereira et al. (2002) também constataram a existência de variabilidade genética para a característica produção de grãos entre progênies na geração  $F_4$  derivadas de cruzamentos de Híbrido de Timor e Catuaí Amarelo, bem como potencial para obtenção de cultivares mais produtivos.

No material descendente de Híbrido de Timor, testado nas condições de Campinas, foram comparadas progênies de cultivares de *C. arabica* (progênies  $F_2$ - $F_4$ ), em que as testemunhas Acaiá (CP 474-7) e Catuaí Vermelho (LCH 2077-2-5-81) mostraram-se mais produtivas do que a maioria das progênies, sendo em alguns casos a média da produção das progênies muito inferior à das testemunhas (Carvalho et al., 1989).

O coeficiente de variação experimental foi de 33,85% para a análise individual da produção no ano de 2001 e de 46,98% em 2002. No entanto, a variação foi menor na combinação dos anos, com valores variando de 21,61% a 32,95%. O maior  $CV_e$  foi observado no biênio 00-01 (32,95%) e o menor (21,61%), na análise da produção acumulada durante os seis anos de avaliação. A redução dos valores dos coeficientes de variação experimental na produção acumulada, na

combinação dos anos, reforça a idéia de que o agrupamento das colheitas contribui para a redução do efeito de bienalidade, característico da cultura, e, ainda, que valores menores de  $CV_e$  podem ser obtidos com o aumento do número de colheitas abrangido pela análise.

Em experimentos com progênies de café, valores maiores de coeficientes de variação em anos individuais e menores coeficientes na análise de agrupamento das colheitas são observados (Carvalho et al., 1989; Mendes, 1994; Fonseca, 1999; Lopes, 1999; Severino, 2000).

Mendes (1994), avaliando metodologias para a seleção de progênies de café, durante sete a doze colheitas, verificou valores de  $CV_e$  mais altos nas análises por colheita e valores menores nas análises da produção acumulada. O mesmo autor observou também que as estimativas dos coeficientes de variação diminuem à medida que se aumenta o número de colheitas abrangido pela análise. Resultados semelhantes foram encontrados por Fonseca (1999), ao estudar os parâmetros populacionais de clones de *Coffea canephora* durante quatro anos de avaliação, analisando dados individuais e acumulados de produção.

Severino (2000), avaliando o potencial produtivo de progênies de Catimor em fase final de melhoramento, durante três anos de coleta de dados, obteve valores maiores de coeficiente de variação na primeira colheita (52%), com menores valores na segunda e terceira colheita (27% e 25%, respectivamente). Ao analisar a produtividade acumulada, o autor verificou que o agrupamento das colheitas proporcionou um  $CV_e$  menor (20%) que aqueles observados em anos individuais.

A média de produção das progênies avaliadas apresentou ligeira queda de 2001 para 2002, passando de 5,81 para 3,38 kg/parcela, uma redução de aproximadamente 42% na produção da parcela. De acordo com Fazuoli (1977), o cafeeiro tende a apresentar aumento na produção até a quinta colheita com menor oscilação

bienal. A bienalidade da produção é observada mais nitidamente a partir do quinto ano.

O maior coeficiente de herdabilidade estimado a partir das médias de progênies foi de 84,74%, verificado no ano de 2001. Nas combinações de anos, o coeficiente de herdabilidade variou de 81,20% a 87,24%, valores considerados altos, caracterizando assim a predominância de variabilidade genética em relação à ambiental, indicando uma condição favorável ao melhoramento.

A produção, como dito, é característica de importância no processo seletivo e, dessa forma, a combinação de anos é a situação mais favorável para a prática da seleção de materiais superiores, uma vez que proporcionará um ganho acumulado maior do que o ganho obtido por ano. Valores semelhantes de coeficiente de herdabilidade foram encontrados para a característica produtividade do cafeeiro (Fazuoli, 1977; Fonseca, 1999).

O coeficiente de variação genético ( $CV_g$ ), que representa o desvio-padrão genético expresso em porcentagem da média, foi de 31,64 e 30,91% nas análises individuais em 2001 e 2002, respectivamente, oscilando de 21,21 a 28,29 na produção acumulada, nas combinações de anos. Como o  $CV_g$  indica a grandeza relativa das mudanças obtidas por meio da seleção em um caráter, esses valores implicam, ao se realizar seleção das melhores progênies, aumento no valor genético da população para o caráter analisado.

Quanto às estimativas do índice de variação ( $\lambda$ ), que é a proporção entre o coeficiente de variação genético ( $CV_g$ ) e o coeficiente de variação ambiental ( $CV_e$ ), verificaram-se oscilações para a produção de 0,96 e 0,67, nas análises individuais. Menor oscilação nos valores de  $\lambda$  (0,85 a 1,07) foi observada para produção acumulada nas combinações de anos, ocorrendo maior estimativa no biênio 2001-2002 ( $\lambda = 1,07$ ), superior até às suas estimativas individuais. Valores mais discrepantes foram encontrados do primeiro ao quarto ano por Bonomo (2002), demonstrando, mais uma vez,

que maior número de colheitas pode contribuir para aumentar a confiabilidade dos resultados.

A evidência de situação favorável à seleção é mostrada quando esta razão se encontra próxima ou superior a um (Vencovsky, 1987). Considerando essa situação e os resultados apresentados neste trabalho, as estimativas de  $r$  permitem a prática da seleção. No entanto, a seleção com base no índice de variação genético poderá ser mais eficiente considerando as análises de agrupamento de anos, nas quais há evidência de maior eficiência de seleção com base na produção acumulada.

Nos Quadros 5 e 6, observa-se, ainda, que nos anos individuais e em todas as combinações da produção acumulada, a variação genotípica ( $s_g^2$ ) é mais expressiva em relação à variação ambiental ( $s_e^2$ ). Segundo Ramalho (1993), métodos de seleção, como no caso do genealógico, são preferíveis quando se observa uma variação ambiental mais expressiva em relação à variação genotípica e, ainda, quando se verifica uma relação entre  $CV_g$  e  $CV_e$  inferior à unidade. Portanto, o método de seleção pelo qual este trabalho tem sido conduzido, de acordo com os resultados obtidos, tem-se mostrado eficiente, uma vez que a variação ambiental apresentou-se menor que a variação genética e a relação entre  $CV_g$  e  $CV_e$  esteve bem próxima à unidade.

A variabilidade genética é essencial para a prática da seleção em uma população sob melhoramento, no entanto apenas diferenças entre materiais genéticos não garantem o sucesso de um programa. Para que haja uma seleção eficiente, também são de grande importância as estimativas dos parâmetros genéticos da população, as quais podem variar em função da variabilidade genética da população, bem como das condições ambientais (Falconer, 1987). Dessa maneira, é de se esperar as diferentes estimativas encontradas entre os seis anos de produção e agrupamento de anos, apresentadas por Bonomo (2002) e neste ensaio. A seleção com base na produção de grãos certamente aumentará a frequência dos genes favoráveis à

característica em questão, pois uma vez que a média genotípica é função das frequências gênicas, haverá alteração nas médias da população.

### **3.2. Comparação entre médias para produção de grãos**

#### **3.2.1. Resultados anteriores obtidos por Bonomo (2002) de 1997 a 2000**

No Quadro 7 são apresentadas as médias para produção de grãos beneficiados em kg/planta, pelo teste de Duncan, no nível de 5% de probabilidade, obtidas por Bonomo (2002), sem realizar correção de estande. A testemunha Catuaí Vermelho IAC 15 apresentou média de produção superior à das progênies no ano de 1997. No entanto, não diferiu estatisticamente delas. Nos outros anos e em suas combinações, várias progênies apresentaram média de produção superior à testemunha Catuaí IAC 15.

#### **3.2.2. Comparação entre médias com acréscimo dos anos de 2001 e 2002**

Nos Quadros 8 e 9 são apresentados os resultados do desempenho das progênies nos anos de 2001 e 2002 e para a produção acumulada, respectivamente, para a variável produção de grãos, no nível de 5% de probabilidade. No ano de 2001, a progênie H 515-4-2 apresentou a maior média de produção, enquanto no ano de 2002 essa progênie apresentou média estatisticamente igual às progênies H 505-9-2 e H 518-2-4, as quais destacaram-se como mais produtivas para este ano.

A progênie H 505-9-2 destacou-se como a mais produtiva na maioria das combinações de anos na avaliação da produção

Quadro 7 - Médias do caráter produção de grãos beneficiados (P), expresso em kg/planta, nos anos 1997, 1998, 1999 e 2000, e produção acumulada nas combinações 1997-1998, 1998-1999, 1999-2000, 1997-1998-1999, 1998-1999-2000 e 1997-1998-1999-2000, em progênies F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, e testemunhas, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

Produção (kg/planta)*																			
P 1997		P 1998		P 1999		P 2000		P 97-98		P 98-99		P 99-00		P 97-98-99		P 98-99-00		P 97-98-99-00	
Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$
IAC 15	0,357 a	H 505-9-2	0,874 a	H 505-9-2	2,400 a	H 514-7-10	1,090 a	H 505-9-2	1,063 a	H 505-9-2	3,274 a	H 505-9-2	3,377 a	H 505-9-2	3,463 a	H 505-9-2	4,251 a	H 505-9-2	4,441 a
H 515-4-2	0,340 ab	H 514-7-16	0,738 b	H 518-2-6	2,108 b	H 514-7-6	1,070 a	H 493-1-2	0,958 b	H 518-2-6	2,623 b	H 514-7-6	2,808 b	H 518-2-6	2,905 b	H 514-7-10	3,465 b	H 514-7-10	3,684 b
H 438-7-2	0,324 abc	H 514-7-10	0,735 b	H 515-4-2	1,975 bc	H 504-5-6	1,033 ab	H 514-7-10	0,954 b	H 514-7-8	2,557 bc	H 514-7-10	2,730 bc	H 493-1-2	2,710 c	H 514-7-8	3,265 bc	H 514-7-6	3,414 c
H 514-5-5	0,321 abc	H 518-3-6	0,702 bc	H 514-7-8	1,928 cd	H 505-9-2	0,977 abc	H 514-7-16	0,950 b	H 518-3-6	2,460 bcd	H 514-7-8	2,636 bcd	H 515-4-2	2,702 c	H 518-3-6	3,191 cd	H 514-7-8	3,400 c
H 514-7-2	0,303 bcd	H 493-1-2	0,678 bc	H 518-2-2	1,856 cde	H 514-7-16	0,880 bcd	H 518-3-6	0,898 bc	H 493-1-2	2,429 cd	H 518-2-6	2,595 bcde	H 514-7-8	2,692 c	H 514-7-6	3,128 cde	H 518-2-6	3,392 cd
IAC 15	0,297 bcde	H 514-7-8	0,629 cd	H 514-7-14	1,843 cde	H 514-5-2	0,842 cde	H 514-7-14	0,823 cd	H 514-7-14	2,402 cde	H 515-4-2	2,573 cde	H 514-7-14	2,666 cd	H 518-2-6	3,110 cdef	H 518-3-6	3,387 cd
H 518-2-10	0,290 cde	H 514-5-2	0,572 de	H 518-2-10	1,834 cde	H 518-3-6	0,731 def	H 518-2-10	0,820 cd	H 514-7-10	2,374 cdef	H 518-3-6	2,489 def	H 518-3-6	2,656 cd	H 493-1-2	3,063 defg	H 493-1-2	3,343 cde
H 516-8-2	0,289 cde	H 514-7-14	0,559 def	IAC 15	1,808 de	H 514-7-8	0,708 efg	H 518-2-6	0,797 de	H 518-2-10	2,364 def	H 504-5-6	2,430 defg	H 518-2-10	2,653 cd	H 514-7-16	3,024 cdefg	H 515-4-2	3,300 cdef
H 514-7-6	0,286 cde	H 518-2-10	0,530 efg	H 436-1-4	1,776 def	H 518-2-4	0,648 fgh	H 514-5-2	0,795 de	H 518-2-2	2,362 def	H 436-1-4	2,405 defg	H 518-2-2	2,595 cde	H 515-4-2	2,960 defgh	H 514-7-16	3,234 cdefg
H 518-2-6	0,282 cde	H 518-2-6	0,515 efg	H 518-3-6	1,758 efg	H 493-1-2	0,633 fghi	H 438-7-2	0,779 def	H 515-4-2	2,362 def	H 514-7-14	2,397 defg	H 514-7-10	2,593 cde	H 514-7-14	2,956 defgh	H 514-7-14	3,221 cdefgh
H 493-1-2	0,281 cde	H 518-2-2	0,506 efg	IAC 15	1,752 efg	H 436-1-4	0,629 fghi	H 514-7-8	0,764 def	H 436-1-4	2,219 efg	H 493-1-2	2,385 efg	H 436-1-4	2,472 def	H 504-5-6	2,931 defgh	H 518-2-10	3,187 cdefgh
H 428-7-1	0,270 def	H 504-5-6	0,502 efg	H 493-1-2	1,752 efg	H 514-5-4	0,603 fghi	H 518-2-2	0,739 defg	H 514-5-4	2,208 fg	H 518-2-10	2,368 efg	IAC 15	2,467 def	H 518-2-10	2,898 efg	H 504-5-6	3,132 cdefgh
H 514-7-4	0,269 def	H 518-2-4	0,487 fghi	H 514-7-6	1,739 efg	H 515-4-2	0,598 fghi	H 515-4-2	0,727 efg	H 514-7-4	2,158 gh	H 518-2-2	2,328 fg	H 514-7-4	2,427 ef	H 436-1-4	2,848 efg	H 436-1-4	3,101 defgh
H 514-7-14	0,265 defg	H 514-5-4	0,483 fghi	H 514-5-4	1,725 efg	H 514-7-14	0,554 fghi	H 518-2-4	0,716 efg	H 514-7-16	2,144 gh	H 514-5-4	2,328 fg	H 514-5-4	2,370 fg	H 518-2-2	2,835 fgh	H 518-2-2	3,068 efg
H 436-1-4	0,253 efg	H 438-7-2	0,455 ghij	H 514-7-4	1,715 efg	H 516-8-2	0,537 ghi	H 514-7-4	0,713 efg	IAC 15	2,110 gh	H 514-7-16	2,286 fgh	H 514-7-16	2,356 fg	H 514-5-2	2,817 gh	H 514-5-2	3,040 fgh
H 518-2-2	0,233 fghi	H 514-7-4	0,444 hijk	H 514-7-10	1,639 fghi	H 514-7-4	0,534 ghi	H 504-5-6	0,703 fgh	H 518-2-4	2,063 ghi	H 514-7-4	2,248 fgh	IAC 15	2,353 fg	H 514-5-4	2,811 gh	H 514-5-4	2,973 ghi
H 518-2-8	0,233 fghi	H 436-1-4	0,433 hijk	H 514-5-5	1,608 ghij	H 518-2-10	0,534 ghi	H 428-7-1	0,700 fgh	H 514-7-6	2,058 ghi	H 514-5-2	2,245 fgh	H 514-7-6	2,345 fg	H 518-2-4	2,711 h	H 514-7-4	2,961 ghi
H 518-2-4	0,229 fghi	H 428-7-1	0,430 ijkl	H 518-2-4	1,576 hijk	H 518-2-8	0,512 hi	H 436-1-4	0,696 fgh	IAC 15	2,056 ghi	H 518-2-4	2,224 gh	H 514-5-5	2,297 fgh	H 514-7-4	2,692 h	H 518-2-4	2,940 hi
H 514-5-2	0,223 ghi	H 515-4-2	0,387 jklm	H 493-1-3	1,540 ijkl	H 518-2-6	0,487 hij	H 514-5-5	0,689 fghi	H 514-5-2	1,976 hij	H 514-5-5	2,058 hi	H 518-2-4	2,292 fgh	H 514-5-5	2,426 i	H 514-5-5	2,747 ij
H 514-7-10	0,219 hi	H 514-5-5	0,368 klmn	H 518-2-8	1,539 ijkl	H 428-7-1	0,483 hij	IAC 15	0,660 ghij	H 514-5-5	1,976 hij	H 518-2-8	2,050 hi	H 438-7-2	2,202 ghi	H 518-2-8	2,412 ij	H 518-2-8	2,644 jk
H 493-1-3	0,213 hi	H 504-5-8	0,364 lmno	H 516-8-2	1,451 jklm	H 504-5-8	0,479 hij	H 514-5-4	0,645 hijk	H 518-2-8	1,900 ijk	H 516-8-2	1,988 i	H 514-5-2	2,199 ghi	H 516-8-2	2,286 ijk	H 516-8-2	2,575 jkl
H 514-7-16	0,212 hi	H 518-2-8	0,362 lmno	H 438-7-2	1,423 klm	H 518-2-2	0,473 hij	H 514-7-6	0,606 ijk	H 504-5-6	1,898 ijk	IAC 15	1,857 ij	H 518-2-8	2,133 hi	H 438-7-2	2,204 ijk	H 438-7-2	2,527 jkl
H 515-4-4	0,209 hij	H 514-7-6	0,320 mnop	H 514-7-16	1,406 lm	H 515-4-4	0,468 hij	IAC 15	0,601 jk	H 438-7-2	1,878 ijk	IAC 15	1,840 ij	H 504-5-6	2,099 hi	IAC 15	2,159 jkl	IAC 15	2,516 jkl
H 504-5-8	0,203 ijk	IAC 15	0,304 nop	H 514-5-2	1,404 lm	H 514-5-5	0,450 ij	H 518-2-8	0,594 jk	H 493-1-3	1,824 jk	H 438-7-2	1,748 jk	H 516-8-2	2,038 ij	IAC 15	2,144 kl	IAC 15	2,441 kl
H 504-5-6	0,201 ijk	IAC 15	0,302 nop	H 504-5-6	1,397 lm	H 438-7-2	0,325 jk	H 516-8-2	0,587 jk	H 516-8-2	1,749 kl	H 504-5-8	1,736 jk	H 493-1-3	2,037 ij	H 504-5-8	2,100 kl	H 428-7-1	2,331 lm
H 518-3-6	0,196 ijk	H 516-8-2	0,298 nop	H 514-7-2	1,301 mno	H 518-3-4	0,273 k	H 514-7-2	0,578 jkl	H 504-5-8	1,621 lm	H 493-1-3	1,735 jk	H 514-7-2	1,879 jk	H 428-7-1	2,061 kl	H 504-5-8	2,303 lm
H 505-9-2	0,190 ijk	H 515-4-4	0,290 nop	H 504-5-8	1,257 no	H 514-7-2	0,245 kl	H 504-5-8	0,567 kl	H 428-7-1	1,578 lm	H 428-7-1	1,631 jk	H 428-7-1	1,849 jk	H 493-1-3	2,019 kl	H 493-1-3	2,232 mn
H 518-3-4	0,166 jkl	H 493-1-3	0,284 op	H 515-4-4	1,153 o	H 493-1-3	0,195 kl	H 515-4-4	0,499 l	H 514-7-2	1,576 lm	H 515-4-4	1,620 jk	H 504-5-8	1,824 kl	H 515-4-4	1,910 lm	H 514-7-2	2,124 n
H 514-5-4	0,162 kl	H 514-7-2	0,275 p	H 428-7-1	1,149 o	IAC 15	0,088 lm	H 493-1-3	0,497 l	H 515-4-4	1,442 m	H 514-7-2	1,547 k	H 515-4-4	1,651 l	H 514-7-2	1,822 m	H 515-4-4	2,119 n
H 514-7-8	0,135 l	H 518-3-4	0,103 q	H 518-3-4	0,987 p	IAC 15	0,049 m	H 518-3-4	0,269 m	H 518-3-4	1,090 n	H 518-3-4	1,260 l	H 518-3-4	1,256 m	H 518-3-4	1,363 n	H 518-3-4	1,529 o
DMS máx	0,050	DMS máx	0,088	DMS máx	0,179	DMS máx	0,198	DMS máx	0,098	DMS máx	0,211	DMS máx	0,264	DMS máx	0,227	DMS máx	0,302	DMS máx	0,314
CV <sub>e</sub> (%)	44,63	CV <sub>e</sub> (%)	42,14	CV <sub>e</sub> (%)	24,52	CV <sub>e</sub> (%)	77,42	CV <sub>e</sub> (%)	30,69	CV <sub>e</sub> (%)	22,54	CV <sub>e</sub> (%)	26,73	CV <sub>e</sub> (%)	21,66	CV <sub>e</sub> (%)	25,32	CV <sub>e</sub> (%)	24,05

Fonte: Adaptado de Bonomo (2002).

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

Quadro 8 - Médias do caráter produção de grãos beneficiados, expresso em kg/parcela, nos anos 2001 e 2002, e produção acumulada na combinação dos anos 2000-2001, 2001-2002, 1999-2000-2001 e 2000-2001-2002, em progênies F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, e testemunhas, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

Produção (kg/parcela)*											
2001		2002		2000-2001		2001-2002		1999-2000-2001		2000-2001-2002	
Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$
H 515-4-2	9,6350 a	H 505-9-2	6,3383 a	H 515-4-2	11,970a	H 515-4-2	15,595a	H 505-9-2	21,010 a	H 505-9-2	17,933 a
H 514-7-14	8,5450 b	H 515-4-2	5,9583 ab	H 514-7-10	11,943a	H 505-9-2	14,218b	H 515-4-2	19,791 b	H 515-4-2	17,930 a
H 518-2-6	8,3933 b	H 518-2-4	5,4633 b	H 505-9-2	11,595ab	H 514-7-14	12,071c	H 518-2-6	18,413 c	H 514-7-10	15,790 b
H 518-3-6	8,3183 b	H 514-7-8	4,4600 c	H 518-3-6	11,205abc	H 518-3-6	12,036c	H 514-7-10	18,213 cd	H 518-3-6	14,925 bc
H 505-9-2	7,8850 b	H 514-5-2	4,2583 cd	H 514-7-14	10,675bcd	H 518-2-6	11,826c	H 518-3-6	17,908 cd	H 518-2-4	14,360 c
H 493-1-2	7,8483 b	H 504-5-6	4,0767 cde	H 518-2-6	10,290cde	H 518-2-4	11,823c	H 514-7-14	17,821 cd	H 514-7-14	14,208 cd
H 514-7-10	7,8000 b	H 518-2-10	3,9733 cdef	H 493-1-2	10,190de	H 514-7-10	11,645c	H 514-7-8	17,286 cde	H 514-7-8	14,031 cd
H 514-5-5	7,0967 c	H 514-7-10	3,8467 defq	H 514-7-8	9,5717ef	H 514-7-8	11,200cd	H 493-1-2	16,946 def	H 518-2-6	13,718 cde
H 436-1-4	6,9650 c	H 518-3-6	3,7200 defq	H 436-1-4	9,4117efq	H 493-1-2	10,530de	H 436-1-4	16,495 ef	H 436-1-4	12,905 def
H 514-7-8	6,7417 c	H 514-7-16	3,6767 defq	H 518-2-4	8,8967fqh	H 518-2-10	10,530de	H 518-2-10	15,926 fq	H 493-1-2	12,871 def
H 518-2-2	6,6183 cd	H 518-2-8	3,6133 efqh	H 514-5-5	8,8400fqhi	H 436-1-4	10,458de	H 518-2-2	15,680 fq	H 514-5-2	12,858 def
H 518-2-10	6,5550 cd	H 514-7-14	3,5283 efqh	H 518-2-10	8,6683fqhi	H 518-2-8	10,006ef	H 518-2-4	15,096 qh	H 518-2-10	12,643 efq
H 518-2-8	6,3933 cd	H 436-1-4	3,4917 efqhi	H 514-5-2	8,6017fqhi	H 514-5-2	9,5450f	H 514-5-5	15,078 qh	H 504-5-6	12,623 efq
H 518-2-4	6,3583 cd	H 518-2-6	3,4333 efqhij	H 504-5-6	8,5450fqhi	H 518-2-2	9,4167fq	H 514-7-6	14,736 qhi	H 518-2-8	11,806 fqh
H 516-8-2	5,9467 de	H 518-3-4	3,3350 fqhij	H 518-2-2	8,4383qhi	H 504-5-6	8,6367qh	H 518-2-8	14,283 hij	H 514-7-16	11,388 qhi
H 514-5-2	5,2867 ef	H 514-7-6	3,2867 qhijk	H 518-2-8	8,1933hi	H 514-5-5	8,5467qhi	H 514-5-2	14,161 hij	H 514-7-6	11,263 hij
H 514-7-4	5,0633 fq	H 493-1-3	3,0367 hijkl	H 516-8-2	8,0783hij	H 516-8-2	8,4767qhi	H 504-5-6	14,060 hij	H 518-2-2	11,236 hij
H 514-5-4	4,7917 fqh	H 504-5-8	2,9883 hijkl	H 514-7-6	7,9750hijk	H 514-7-16	7,9117hij	H 514-5-4	14,008 hij	H 516-8-2	10,606 hij
H 504-5-6	4,5617 fqhi	H 514-5-4	2,8617 jklm	H 514-7-16	7,7117ijk	H 514-5-4	7,6567ijk	H 516-8-2	13,810 hij	H 514-5-5	10,290 ijk
H 438-7-2	4,3567 qhij	IAC 15	2,8283 jklm	H 514-5-4	7,1700jk	H 514-7-6	7,2817jkl	H 514-7-4	13,678 ij	H 514-5-4	10,033 jk
H 514-7-16	4,2350 hij	H 518-2-2	2,7983 jklm	H 514-7-4	7,0183k	H 504-5-8	7,1183jkl	H 514-7-16	13,315 i	H 504-5-8	9,0100 kl
H 504-5-8	4,1317 hij	H 493-1-2	2,6833 klm	H 504-5-8	6,0200l	H 493-1-3	7,0067jkl	H 438-7-2	11,313 k	H 514-7-4	8,6833l
H 514-7-6	3,9950 ij	H 515-4-4	2,5483 lmn	H 438-7-2	5,6583lm	H 514-7-4	6,7300klm	H 504-5-8	10,981 kl	H 428-7-1	7,8150 lm
H 493-1-3	3,9667 ij	H 516-8-2	2,5317 lmn	H 428-7-1	5,4667lm	IAC 15	6,4217lmn	IAC 15	10,816 kl	H 493-1-3	7,7333 lm
H 428-7-1	3,6367 jk	H 428-7-1	2,3483 mn	H 493-1-3	4,6933mn	H 428-7-1	5,9850 mn	H 493-1-3	10,658 kl	H 438-7-2	6,8067 mn
IAC 15	3,5900 jk	H 514-7-2	2,0600 no	H 515-4-4	4,0583no	H 518-3-4	5,7783no	IAC 15	10,448 kl	H 518-3-4	6,7967 mn
IAC 15	3,0650 kl	H 514-7-4	1,6667 op	IAC 15	3,9350no	H 438-7-2	5,5050 nop	H 428-7-1	9,8033 lm	IAC 15	6,7683 mn
H 514-7-2	2,9133 klm	IAC 15	1,5900 op	H 514-7-2	3,8750no	H 514-7-2	4,9717op	H 514-7-2	9,0400 mn	H 515-4-4	6,6050 mn
H 518-3-4	2,4450 lm	H 514-5-5	1,4500 p	H 518-3-4	3,4600o	H 515-4-4	4,8133p	H 515-4-4	8,5383 n	H 514-7-2	5,9350 no
H 515-4-4	2,2650 m	H 438-7-2	1,1517 p	IAC 15	3,2533o	IAC 15	4,6550p	H 518-3-4	7,3067 o	IAC 15	4,8450 o
DMS máx	0,1682	DMS máx	0,1184	DMS máx	0,1425	DMS máx	0,2184	DMS máx	0,1545	DMS máx	0,1883
CV <sub>e</sub> (%)	24,90	CV <sub>e</sub> (%)	25,42	CV <sub>e</sub> (%)	20,35	CV <sub>e</sub> (%)	35,00	CV <sub>e</sub> (%)	30,65	CV <sub>e</sub> (%)	26,03

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

Quadro 9 - Médias do caráter produção acumulada de grãos beneficiados, expresso em kg/parcela, na combinação dos anos 1998-1999-2000-2001, 1999-2000-2201-2002, 1997-1998-1999-2000-2001, 1998-1999-2000-2001-2002 e 1997 a 2002, em progêneses F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, e testemunhas, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

Produção (kg/parcela)														
P 98-99-00-01			P 99-00-01-02			P 97-98-99-00-01			P 98-99-00-01-02			P 97-98-99-00-01-02		
Progênie	$\bar{x}$		Progênie	$\bar{x}$		Progênie	$\bar{x}$		Progênie	$\bar{x}$		Progênie	$\bar{x}$	
H 505-9-2	24,5000	a	H 505-9-2	27,3490	a	H 505-9-2	25,2588	a	H 505-9-2	30,8368	a	H 505-9-2	31,5957	a
H 514-7-10	21,3643	b	H 515-4-2	25,7503	b	H 515-4-2	22,6997	b	H 515-4-2	27,2980	b	H 515-4-2	28,6593	b
H 515-4-2	21,3383	bc	H 514-7-10	22,2570	c	H 514-7-10	22,2398	bc	H 514-7-10	25,2103	c	H 514-7-10	26,0858	c
H 518-3-6	21,0207	bc	H 518-3-6	21,9330	cd	H 518-3-6	21,8050	bc	H 518-3-6	24,7392	c	H 518-3-6	25,5235	c
H 514-7-14	20,1437	bcd	H 514-7-8	21,7425	cd	H 514-7-14	21,1882	bc	H 514-7-8	24,2582	c	H 514-7-8	24,7982	cd
H 518-2-6	19,8825	bcd	H 514-7-14	21,4383	cde	H 518-2-6	21,0102	cd	H 514-7-14	23,6732	cd	H 514-7-14	24,7177	cd
H 514-7-8	19,7993	cd	H 518-2-6	21,2540	cde	H 493-1-2	20,6915	cde	H 518-2-6	23,3140	cd	H 518-2-6	24,4417	cde
H 493-1-2	19,5693	de	H 518-2-4	20,5605	def	H 514-7-8	20,3393	def	H 518-2-4	22,5077	de	H 518-2-4	23,4222	def
H 436-1-4	18,2657	ef	H 436-1-4	19,9873	efq	H 436-1-4	19,2790	efq	H 493-1-2	22,2523	def	H 493-1-2	23,3745	efq
H 518-2-10	18,0460	ef	H 518-2-10	19,9010	efqh	H 518-2-10	19,2048	efq	H 518-2-10	22,0200	defq	H 518-2-10	23,1788	efq
H 518-2-2	17,7040	efq	H 493-1-2	19,6290	fghi	H 518-2-2	18,6352	fgh	H 436-1-4	21,7578	efqh	H 436-1-4	22,7712	fgh
H 518-2-4	17,0433	fgh	H 518-2-2	18,4777	qhij	H 518-2-4	17,9578	ghi	H 514-5-2	20,7065	fghi	H 514-5-2	21,5977	ghi
H 514-5-5	16,5512	ghi	H 514-5-2	18,4177	hij	H 514-5-5	17,8367	hij	H 518-2-2	20,5027	qhii	H 518-2-2	21,4338	hij
H 514-5-2	16,4497	ghi	H 504-5-6	18,1373	ij	H 514-5-2	17,3408	hij	H 504-5-6	20,1425	hij	H 504-5-6	20,9468	hij
H 514-7-16	16,2648	ghi	H 514-7-6	18,0218	jk	H 514-7-6	17,1600	hij	H 514-7-16	19,9398	hij	H 514-7-16	20,7865	hij
H 504-5-6	16,0670	hi	H 518-2-8	17,8953	ijkl	H 514-7-16	17,1115	ij	H 518-2-8	19,3220	ijk	H 514-7-6	20,4462	ijk
H 514-7-6	16,0145	hi	H 514-7-16	16,9887	ijkl	H 504-5-6	16,8713	ij	H 514-7-6	19,3007	ijk	H 518-2-8	20,2520	ijk
H 514-5-4	15,9390	hi	H 514-5-4	16,8687	ijkl	H 518-2-8	16,6392	ij	H 514-5-4	18,8010	ijkl	H 514-5-4	19,4475	jk
H 518-2-8	15,7092	hi	H 514-5-5	16,5315	klm	H 514-5-4	16,5855	ij	H 514-5-5	18,0027	klm	H 514-5-5	19,2882	kl
H 514-7-4	15,4507	i	H 516-8-2	16,3422	lm	H 514-7-4	16,5263	j	H 516-8-2	17,5322	lm	H 516-8-2	18,6888	kl
H 516-8-2	15,0022	i	H 514-7-4	15,3413	mn	H 516-8-2	16,1588	j	H 514-7-4	17,1152	mn	H 514-7-4	18,1908	lm
H 438-7-2	13,1613	i	H 504-5-8	13,9687	no	H 438-7-2	14,4558	k	H 504-5-8	15,4253	no	H 504-5-8	16,2353	mn
H 504-5-8	12,4382	jk	H 493-1-3	13,6980	o	H 504-5-8	13,2482	kl	IAC 15	14,8640	op	IAC 15	16,0507	n
IAC 15	12,0327	jk	IAC 15	13,6473	o	IAC 15	13,2193	l	H 493-1-3	14,8323	op	H 493-1-3	15,6858	n
H 493-1-3	11,7947	k	H 438-7-2	12,4633	op	IAC 15	13,0843	l	H 438-7-2	14,3105	op	H 438-7-2	15,6050	n
IAC 15	11,6553	k	H 428-7-1	12,1518	pq	H 493-1-3	12,6482	lm	H 428-7-1	13,8697	pq	H 428-7-1	14,9507	no
H 428-7-1	11,5210	kl	IAC 15	12,0358	pq	H 428-7-1	12,6020	lm	IAC 15	13,2447	pq	IAC 15	14,6737	no
H 514-7-2	10,1415	lm	H 514-7-2	11,1002	pq	H 514-7-2	11,3525	mn	H 515-4-4	12,2433	qr	H 514-7-2	13,4112	op
H 515-4-4	9,6946	m	H 515-4-4	11,0845	pq	H 515-4-4	10,5315	n	H 514-7-2	12,2002	qr	H 515-4-4	13,0800	pq
H 518-3-4	7,7200	n	H 518-3-4	10,6398	q	H 518-3-4	8,3835	o	H 518-3-4	11,0532	r	H 518-3-4	11,7167	q
DMS máx	1,6340		DMS máx	1,7757		DMS máx	1,6838		DMS máx	1,9239		DMS máx	1,9746	
CV <sub>e</sub> (%)	22,65		CV <sub>e</sub> (%)	22,59		CV <sub>e</sub> (%)	22,11		CV <sub>e</sub> (%)	22,07		CV <sub>e</sub> (%)	21,63	

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

acumulada (Quadros 8 e 9), exceto no biênio 2000-2001, não diferindo estatisticamente das progênies H 515-4-2, H 514-7-10, H 518-3-6 e H 514-7-14. No biênio 2001-2002, a progênie H 505-9-2 apresentou a segunda maior média de produção, diferindo estatisticamente da progênie H 515-4-2, que se destacou como a mais produtiva. Nas análises individuais e em todas as combinações de anos, a testemunha Catuaí IAC 15 obteve média de produção estatisticamente inferior à maioria das progênies. De acordo com os resultados dos quatro anos iniciais de produção (Quadro 7) apresentados por Bonomo (2002), a progênie H 505-9-2 destacou-se como a mais produtiva nas análises individuais dos anos de 1997 e 1998, diferindo estatisticamente das demais. Segundo o autor, essa progênie situou-se também entre as mais produtivas em 2000, e foi a mais produtiva em todas as combinações de anos realizadas.

No material genético avaliado neste trabalho, verificou-se que várias progênies se apresentaram com produção maior que a testemunha Catuaí IAC 15, na análise de agrupamento dos anos, por exemplo, as progênies H 505-9-2, H 515-4-2, H 514-7-10, H 518-3-6, H 518-2-6 e H 514-7-8, demonstrando o potencial para a seleção de genótipos com elevada produtividade, neste experimento.

### **3.3. Avaliação de caracteres vegetativos**

É interessante avaliar, também, o desempenho das progênies frente a outros caracteres considerados importantes para a produtividade.

As médias dos caracteres porte de planta, vigor vegetativo e carga pendente para os anos 2001 e 2002 são apresentadas no Quadro 10. Verifica-se que a progênie H 505-9-2, que se destacou como mais produtiva na maioria das análises, apresentou-se com maior média de porte entre as progênies, considerado alto (2,7650),

Quadro 10 - Médias das características porte (PT), vigor vegetativo (VG) e carga pendente (CP) nos anos 2001 e 2002, em progênies F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, e testemunhas, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

PT 2001		PT 2002		VG 2001		VG 2002		CP 2001		CP2002	
Progênie	$\bar{x}$										
H 505-9-2	2,7650	H 505-9-2	2,8200	H 518-2-4	7,4450	H 514-7-16	7,3050	H 515-4-4	2,9433	H 438-7-2	3,1250
H 518-3-6	2,4033	H 514-5-2	2,5567	H 505-9-2	7,3467	H 493-1-2	7,2783	H 518-3-4	2,8200	H 515-4-4	2,9850
H 514-5-5	2,4017	H 518-3-6	2,5417	H 504-5-6	7,3467	H 518-2-10	7,1800	H 514-7-2	2,7350	H 514-5-5	2,9583
H 518-2-2	2,3333	H 518-2-4	2,3750	H 514-7-16	7,3333	H 514-7-14	7,1383	IAC 15	2,5967	H 514-7-2	2,8067
H 514-5-2	2,2783	H 514-7-4	2,3467	H 504-5-8	7,1667	H 518-2-4	7,1117	H 428-7-1	2,5700	H 514-7-4	2,7633
H 515-4-2	2,2767	H 514-5-5	2,3333	H 493-1-2	6,8900	H 504-5-6	6,7650	IAC 15	2,5133	H 493-1-2	2,7633
H 518-2-4	2,1800	H 436-1-4	2,3333	H 493-1-3	6,8767	H 505-9-2	6,7083	H 504-5-8	2,4583	H 514-7-10	2,7367
H 514-7-4	2,1533	H 515-4-2	2,3183	H 514-7-14	6,8467	H 514-5-4	6,6800	H 493-1-3	2,4317	IAC 15	2,7367
H 504-5-6	2,1400	H 518-2-2	2,2917	H 518-2-10	6,8183	H 514-7-6	6,5567	H 504-5-6	2,3900	H 516-8-2	2,7083
H 514-7-8	2,1250	H 514-5-4	2,2633	H 514-5-4	6,8067	H 514-7-8	6,5417	H 438-7-2	2,3617	H 518-2-6	2,6383
H 518-2-8	2,1250	H 504-5-6	2,1950	H 514-7-6	6,6800	H 518-3-6	6,5283	H 514-5-2	2,2767	H 518-2-2	2,6250
H 436-1-4	2,0833	H 514-7-8	2,1250	H 514-7-8	6,6667	H 504-5-8	6,5000	H 514-7-16	2,2217	H 514-5-4	2,6250
H 514-5-4	2,0700	H 518-2-8	2,1250	H 514-5-2	6,5967	H 515-4-2	6,4717	H 514-5-4	2,0567	H 518-3-6	2,5967
H 428-7-1	1,9583	H 504-5-8	2,0833	H 515-4-2	6,5967	H 436-1-4	6,3617	H 514-7-6	2,0550	H 514-7-6	2,5833
H 504-5-8	1,9167	H 493-1-2	1,9583	H 518-3-6	6,5700	H 514-5-2	6,2083	H 518-2-2	1,9850	H 514-7-16	2,5833
H 518-2-6	1,8467	H 515-4-4	1,9167	H 518-3-4	6,4717	H 516-8-2	6,1667	H 518-2-4	1,8900	H 493-1-3	2,5817
H 493-1-2	1,8200	H 518-2-6	1,9167	H 428-7-1	6,4167	H 518-2-6	6,1517	H 518-2-10	1,8883	H 436-1-4	2,5700
H 518-3-4	1,8033	H 514-7-16	1,9167	H 518-2-2	6,2367	H 518-2-2	6,1117	H 518-2-8	1,8750	H 514-7-14	2,5700
H 514-7-16	1,7783	H 514-7-14	1,8333	H 515-4-4	6,2083	H 518-3-4	6,0283	H 514-7-4	1,8617	H 504-5-8	2,5417
H 515-4-4	1,7500	H 428-7-1	1,8200	H 518-2-8	6,1667	H 493-1-3	5,9867	H 436-1-4	1,7633	H 428-7-1	2,5000
H 493-1-3	1,7350	H 516-8-2	1,7917	H 436-1-4	6,0833	H 518-2-8	5,8750	H 514-7-8	1,7500	IAC 15	2,4867
H 514-7-6	1,5833	H 493-1-3	1,7917	H 514-7-10	5,9450	H 514-5-5	5,8050	H 505-9-2	1,7233	H 504-5-6	2,4717
H 514-7-14	1,5700	H 518-3-4	1,7767	H 518-2-6	5,7500	H 514-7-4	5,7500	H 516-8-2	1,6667	H 518-2-8	2,4167
H 514-7-10	1,5133	H 514-7-6	1,7650	H 514-7-4	5,7367	H 514-7-10	5,7500	H 518-3-6	1,6667	H 514-7-8	2,3750
H 518-2-10	1,5133	H 518-2-10	1,7083	H 516-8-2	5,5000	IAC 15	5,7367	H 493-1-2	1,6533	H 514-5-2	2,3600
H 516-8-2	1,5000	H 514-7-10	1,5133	H 514-7-10	5,4850	IAC 15	5,6533	H 514-5-5	1,5417	H 518-2-4	2,3333
IAC 15	1,5000	H 514-7-2	1,4867	IAC 15	5,4450	H 514-7-2	5,5833	H 515-4-2	1,4300	H 518-3-4	2,3183
H 514-7-2	1,4450	IAC 15	1,4450	H 438-7-2	5,2917	H 428-7-1	5,5550	H 518-2-6	1,4300	H 518-2-10	2,2500
IAC 15	1,4450	H 438-7-2	1,4300	IAC 15	5,0283	H 438-7-2	5,5417	H 514-7-10	1,4033	H 515-4-2	2,2367
H 438-7-2	1,4167	IAC 15	1,3467	H 514-7-2	4,8050	H 515-4-4	5,2917	H 514-7-14	1,3050	H 505-9-2	2,2217

sendo superior à testemunha Catuaí, de porte baixo (1,4450 a 1,500). Essa progênie apresentou também bom vigor vegetativo e carga pendente considerada média.

A média do caráter seca de ponteiros da progênie H 505-9-2 variou de ausência de ramos secos (1,3467 em 1998) a poucos ramos secos (2,1383 em 2002), sendo inferior à testemunha Catuaí IAC 15, que na maioria dos anos apresentou intensa morte de ramos (Quadro 11). Esses resultados indicam a progênie H 505-9-2 como bom material genético para a seleção. Segundo Bonomo (2002), a progênie H 505-9-2 também apresentou bom diâmetro de caule, mas com altura de planta e diâmetro médio de planta iguais ou superiores à testemunha Catuaí IAC 15.

As progênies H 515-4-2, H 514-7-10, H 518-3-6, H 518-2-6 e H 514-7-8, que também se destacaram em produção nos anos de 2001 e 2002, apresentaram porte considerado baixo (2,2767 em 2001 e 2,3183 em 2002). Em relação a vigor vegetativo e ocorrência de seca de ponteiros, as progênies H 515-4-2, H 514-7-10, H 518-3-6, H 518-2-6 e H 514-7-8 foram semelhantes à progênie H 505-9-2, e com boa carga pendente, em comparação à testemunha Catuaí Vermelho IAC 15. Dentre essas, as progênies H 514-7-10 e H 514-7-14 mostraram-se com porte médio. A progênie H 514-7-10 ainda apresentou altura de planta, diâmetro de caule e diâmetro médio de plantas inferiores à progênie H 505-9-2, e semelhantes à testemunha Catuaí IAC 15 (Bonomo, 2002), o que possibilita a obtenção de variedades com menor porte de planta e com alta produtividade.

Quanto aos caracteres relacionados à maturação dos frutos, a maioria das progênies apresentou-se com época de maturação considerada média (considerando o intervalo de 1,5 a 2,5), logo, mais tardias que a testemunha Catuaí IAC 15, que apresenta maturação precoce (Quadro 12). Quanto à característica uniformidade de maturação, as progênies mostraram-se com maturação dos frutos considerada uniforme (menor que 1,5), na maioria dos anos avaliados. (Quadro 13).

Quadro 11 - Médias do caráter seca de ponteiros nos anos 1997, 1998, 1999, 2000, 2001 e 2002, em progênie F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho e Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, e testemunhas, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

Seca de Ponteiros											
1997		1998		1999		2000		2001		2002	
Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$
IAC 15	2,9167	H 514-7-2	1,9167	IAC 15	2,9033	IAC 15	2,8617	IAC 15	2,6533	H 515-4-4	2,8617
H 493-1-3	2,8617	H 428-7-1	1,8467	IAC 15	2,8333	IAC 15	2,6533	H 514-7-2	2,5283	H 428-7-1	2,7500
H 514-5-5	2,6800	H 514-7-4	1,7500	H 514-5-5	2,6117	H 514-7-2	2,5000	IAC 15	2,5133	H 514-7-4	2,6800
H 514-7-2	2,6533	IAC 15	1,7500	H 514-7-4	2,4867	H 438-7-2	2,2367	H 438-7-2	2,4033	H 438-7-2	2,6117
IAC 15	2,6383	H 438-7-2	1,6533	H 516-8-2	2,4583	H 428-7-1	2,1800	H 514-7-10	2,4033	H 514-7-10	2,6117
H 518-2-8	2,6250	IAC 15	1,6250	H 514-7-2	2,3333	H 493-1-3	2,1383	H 514-7-4	2,3883	H 493-1-3	2,6100
H 515-4-4	2,5700	H 518-2-2	1,5850	H 518-2-8	2,2500	H 514-7-4	2,0833	H 514-5-5	2,3467	H 518-3-4	2,5000
H 428-7-1	2,5700	H 514-5-5	1,5700	H 493-1-3	2,1950	H 515-4-4	2,0417	H 516-8-2	2,3333	H 514-7-2	2,5000
H 514-7-4	2,5417	H 436-1-4	1,5417	H 438-7-2	2,1383	H 518-2-6	1,9583	H 518-2-2	2,3050	H 514-5-5	2,4583
H 516-8-2	2,4583	H 514-7-10	1,5283	H 514-5-4	2,1250	H 518-3-6	1,9450	H 518-2-8	2,2917	H 518-2-8	2,4583
H 518-3-4	2,4300	H 518-3-6	1,4300	H 515-4-4	2,0700	H 518-2-8	1,9167	H 518-2-6	2,2217	H 518-2-2	2,4300
H 438-7-2	2,3617	H 493-1-3	1,4167	H 518-2-2	2,0417	H 514-5-2	1,9017	H 493-1-3	2,1950	H 518-3-6	2,4300
H 514-5-4	2,3183	H 518-2-8	1,3750	H 505-9-2	2,0267	H 514-5-4	1,8483	H 514-5-2	2,1817	H 516-8-2	2,4167
H 515-4-2	2,2917	H 505-9-2	1,3467	H 515-4-2	1,9717	H 505-9-2	1,7500	H 428-7-1	2,1533	IAC 15	2,4167
H 436-1-4	2,2783	H 504-5-6	1,3333	H 518-2-6	1,9583	H 516-8-2	1,7500	H 518-3-4	2,1400	IAC 15	2,4167
H 514-7-14	2,1383	H 514-5-4	1,3333	H 436-1-4	1,9450	H 518-2-2	1,7367	H 436-1-4	2,1250	H 436-1-4	2,4033
H 518-2-2	2,1250	H 518-2-6	1,3333	H 428-7-1	1,9450	H 436-1-4	1,7367	H 514-7-14	2,1250	H 518-2-6	2,4017
H 514-5-2	2,1100	H 518-2-4	1,3183	H 514-7-8	1,9167	H 514-5-5	1,7083	H 514-5-4	2,0833	H 514-7-8	2,3750
H 493-1-2	2,0695	H 515-4-2	1,3050	H 518-3-6	1,8333	H 518-2-10	1,7083	H 514-7-8	2,0833	H 515-4-2	2,3183
H 514-7-6	2,0700	H 516-8-2	1,2917	H 514-7-6	1,8050	H 493-1-2	1,6933	H 518-3-6	2,0550	H 504-5-6	2,3050
H 514-7-8	2,0500	H 514-7-6	1,2650	H 514-5-2	1,6933	H 515-4-2	1,6117	H 518-2-10	2,0283	H 514-5-4	2,2367
H 518-2-6	2,0417	H 518-3-4	1,2217	H 514-7-14	1,6383	H 514-7-8	1,5417	H 493-1-2	2,0267	H 514-7-14	2,2083
H 504-5-6	1,9867	H 515-4-4	1,2067	H 504-5-6	1,5967	H 518-3-4	1,5267	H 515-4-2	2,0133	H 493-1-2	2,1950
H 518-3-6	1,8750	H 514-5-2	1,1667	H 493-1-2	1,4850	H 504-5-8	1,4583	H 515-4-4	2,0000	H 514-5-2	2,1667
H 518-2-10	1,8333	H 514-7-14	1,1667	H 518-2-10	1,4167	H 514-7-10	1,4300	H 504-5-6	1,9867	H 505-9-2	2,1383
H 514-7-10	1,8050	H 493-1-2	1,1383	H 514-7-10	1,3883	H 504-5-6	1,4167	H 514-7-6	1,9867	H 518-2-10	2,1383
H 504-5-8	1,7917	H 504-5-8	1,1250	H 518-2-4	1,2633	H 514-7-6	1,4033	H 505-9-2	1,9717	H 504-5-8	2,1250
H 505-9-2	1,7083	H 514-7-8	1,1250	H 514-7-16	1,2633	H 514-7-14	1,3883	H 504-5-8	1,9167	H 514-7-6	2,1100
H 518-2-4	1,6667	H 518-2-10	1,0833	H 504-5-8	1,1667	H 514-7-16	1,2917	H 518-2-4	1,6950	H 518-2-4	2,0550
H 514-7-16	1,4300	H 514-7-16	1,0417	H 518-3-4	1,1517	H 518-2-4	1,2500	H 514-7-16	1,4867	H 514-7-16	2,0000

Quadro 12 - Médias do caráter época de maturação nos anos 1997, 1998, 1999, 2000, 2001 e 2002, em progênies F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho ou Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, e testemunhas, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

Época de Maturação											
1997		1998		1999		2000		2001		2002	
Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$
H 518-2-4	1,9867	H 516-8-2	1,3333	H 514-5-4	1,7500	H 493-1-2	1,9983	H 515-4-2	1,5283	H 515-4-2	2,3600
H 515-4-2	1,8883	H 518-2-4	1,3200	H 504-5-6	1,6950	H 518-2-4	1,9167	H 493-1-2	1,4433	H 436-1-4	1,9167
H 514-7-4	1,8617	H 514-7-4	1,2083	H 493-1-2	1,6667	H 518-2-6	1,8050	H 514-7-8	1,3750	H 514-7-14	1,9167
H 493-1-3	1,8333	H 493-1-2	1,1950	H 514-7-8	1,6667	H 504-5-8	1,7500	H 514-7-14	1,3750	H 518-2-4	1,9033
H 514-7-16	1,7917	H 518-2-2	1,1667	H 438-7-2	1,6667	H 514-7-16	1,7500	H 518-3-6	1,3750	H 514-7-8	1,8750
H 515-4-4	1,7783	H 438-7-2	1,1667	H 514-7-14	1,6667	H 514-7-8	1,7083	H 518-2-4	1,3467	H 518-2-10	1,8750
H 514-5-5	1,7783	H 514-7-10	1,1667	IAC 15	1,6667	H 504-5-6	1,6100	H 514-5-4	1,2633	H 514-5-2	1,8333
H 428-7-1	1,7500	H 514-7-14	1,1250	H 518-2-2	1,6250	H 514-5-4	1,6100	H 518-2-6	1,2633	H 514-5-5	1,8333
H 514-7-14	1,7367	H 505-9-2	1,0833	H 504-5-8	1,6250	H 518-3-4	1,5967	H 514-7-16	1,2633	H 514-7-6	1,8200
H 514-7-6	1,7217	H 514-7-8	1,0833	H 436-1-4	1,6250	H 518-2-2	1,5833	H 514-7-10	1,2500	H 505-9-2	1,8067
H 504-5-6	1,6950	H 514-7-2	1,0567	H 514-7-6	1,6250	H 514-7-14	1,5833	H 436-1-4	1,2217	H 493-1-2	1,7900
H 514-7-2	1,6950	H 515-4-2	1,0550	H 518-2-10	1,6250	H 514-7-6	1,5550	H 505-9-2	1,2083	H 514-5-4	1,7767
H 436-1-4	1,6667	H 518-2-6	1,0550	H 515-4-4	1,6117	H 505-9-2	1,5417	H 504-5-8	1,1667	H 514-7-16	1,7500
H 438-7-2	1,6667	H 436-1-4	1,0417	H 514-5-5	1,6117	H 518-3-6	1,5283	H 493-1-3	1,1667	H 504-5-6	1,7083
H 518-2-10	1,6667	H 518-2-8	1,0417	H 518-2-4	1,5967	H 514-7-4	1,5133	H 514-5-5	1,1100	H 514-7-2	1,7083
H 518-2-6	1,6100	H 518-2-10	1,0417	H 514-5-2	1,5550	H 436-1-4	1,4583	IAC 15	1,0700	H 518-2-6	1,6400
H 504-5-8	1,5967	H 514-7-16	1,0417	H 505-9-2	1,5000	H 514-7-10	1,4583	H 518-2-2	1,0550	H 518-3-6	1,5833
H 514-5-4	1,5833	H 514-5-4	1,0283	H 514-7-10	1,5000	H 515-4-2	1,4450	H 518-2-10	1,0283	H 518-2-2	1,5417
IAC 15	1,5833	H 514-7-6	1,0133	H 518-3-6	1,5000	H 514-5-2	1,4167	H 514-5-2	1,0000	H 518-2-8	1,5417
H 514-7-10	1,5700	H 514-5-2	1,0000	H 514-7-2	1,5000	H 518-2-10	1,3617	H 518-2-8	1,0000	H 504-5-8	1,5000
H 518-2-2	1,5417	H 514-5-5	1,0000	H 518-2-6	1,5000	H 514-5-5	1,2767	H 515-4-4	0,9850	H 514-7-4	1,4717
H 518-2-8	1,5417	H 518-3-6	1,0000	H 514-7-16	1,5000	H 428-7-1	1,2367	H 428-7-1	0,9583	H 514-7-10	1,4717
H 493-1-2	1,5133	H 504-5-8	0,9583	H 493-1-3	1,5000	H 518-2-8	1,2083	H 516-8-2	0,9583	IAC 15	1,3883
H 518-3-4	1,5000	H 504-5-6	0,9583	H 514-7-4	1,4583	H 493-1-3	1,1950	H 504-5-6	0,9450	H 493-1-3	1,3067
H 514-7-8	1,5000	H 428-7-1	0,9450	H 515-4-2	1,4583	H 516-8-2	1,0833	H 514-7-2	0,9450	IAC 15	1,2917
H 518-3-6	1,5000	IAC 15	0,9167	H 518-2-8	1,4583	H 514-7-2	0,9717	H 514-7-4	0,9167	H 515-4-4	1,2367
IAC 15	1,4450	H 493-1-3	0,9033	H 428-7-1	1,4450	H 515-4-4	0,8883	H 438-7-2	0,9167	H 438-7-2	1,1800
H 505-9-2	1,3750	IAC 15	0,8333	H 516-8-2	1,4167	H 438-7-2	0,8750	IAC 15	0,8750	H 516-8-2	1,1667
H 516-8-2	1,3750	H 518-3-4	0,7367	IAC 15	1,4167	IAC 15	0,4033	H 514-7-6	0,8617	H 518-3-4	1,1250
H 514-5-2	1,3617	H 515-4-4	0,6667	H 518-3-4	1,4033	IAC 15	0,40333	H 518-3-4	0,8333	H 428-7-1	1,0700

Quadro 13 - Médias do caráter uniformidade de maturação nos anos 1997, 1998, 1999, 2000, 2001 e 2002, em progênies F<sub>3</sub> de cafeeiros (*Coffea arabica* L.) derivadas de cruzamentos entre Catuaí Vermelho e Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, e testemunhas, avaliadas na Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio-MG

Uniformidade de Maturação											
1997		1998		1999		2000		2001		2002	
Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$	Progênie	$\bar{x}$
H 514-7-6	1,4300	H 438-7-2	1,2500	H 518-2-4	1,5417	H 518-2-4	0,9717	H 514-7-14	1,5000	H 514-5-2	2,0000
H 514-7-2	1,3183	H 516-8-2	1,2500	H 514-5-5	1,5150	H 514-7-16	0,9717	H 514-5-2	1,4583	H 514-7-8	1,9167
H 518-2-2	1,2917	H 514-7-14	1,2367	H 514-7-14	1,5000	H 504-5-8	0,9583	H 514-7-8	1,4583	H 515-4-2	1,9033
H 518-2-4	1,2917	H 518-2-10	1,2367	H 436-1-4	1,3333	H 514-7-8	0,9583	H 518-3-6	1,4583	H 504-5-6	1,8750
H 514-7-14	1,2917	H 436-1-4	1,1950	H 493-1-2	1,3333	H 493-1-2	0,9450	H 493-1-2	1,4017	H 505-9-2	1,8617
H 515-4-2	1,2367	H 518-2-2	1,1800	IAC 15	1,3200	H 514-5-2	0,9033	H 436-1-4	1,3883	H 518-2-4	1,8333
H 504-5-6	1,2083	H 514-7-6	1,1667	IAC 15	1,2783	H 518-3-4	0,9033	H 518-2-4	1,3483	H 436-1-4	1,8333
H 514-7-4	1,2083	H 514-7-16	1,1667	H 514-5-4	1,2633	H 504-5-6	0,8900	H 515-4-2	1,3467	H 514-7-4	1,8333
H 428-7-1	1,2083	H 514-7-4	1,1383	H 518-2-6	1,2633	H 514-5-4	0,8750	H 505-9-2	1,3333	H 514-7-14	1,8333
H 515-4-4	1,1933	H 493-1-2	1,1250	H 504-5-6	1,1950	H 514-7-10	0,8750	H 504-5-6	1,2933	H 518-2-2	1,7783
H 518-2-10	1,1933	H 514-7-8	1,1250	H 493-1-3	1,1950	H 518-2-6	0,8617	H 518-2-6	1,2633	H 514-5-4	1,7783
H 518-2-6	1,1800	H 518-2-4	1,1117	H 515-4-2	1,1933	H 518-3-6	0,8333	H 514-7-10	1,2500	H 518-2-8	1,7500
H 516-8-2	1,1667	H 514-5-4	1,1117	H 514-7-8	1,1667	H 518-2-2	0,8200	H 493-1-3	1,1950	H 518-2-10	1,7500
H 518-3-6	1,1667	H 518-2-6	1,1100	H 438-7-2	1,1667	H 514-7-4	0,8200	H 428-7-1	1,1533	IAC 15	1,7500
H 514-7-16	1,1667	H 515-4-2	1,0967	H 516-8-2	1,1667	H 514-7-6	0,8200	H 514-5-4	1,1383	H 514-7-2	1,7083
IAC 15	1,1383	H 514-7-10	1,0833	H 515-4-4	1,1383	H 505-9-2	0,7917	H 518-2-10	1,1383	IAC 15	1,7083
H 514-7-8	1,1250	H 518-2-8	1,0833	H 505-9-2	1,1383	H 428-7-1	0,7783	H 504-5-8	1,1250	H 504-5-8	1,6667
H 493-1-2	1,1100	H 518-3-6	1,0833	H 518-2-10	1,1383	H 514-7-14	0,7650	H 518-2-2	1,1117	H 514-5-5	1,6667
H 514-5-2	1,0833	H 514-5-2	1,0550	H 514-7-4	1,1250	H 436-1-4	0,7500	H 438-7-2	1,0833	H 514-7-6	1,6533
H 514-5-5	1,0833	H 504-5-6	1,0550	H 428-7-1	1,1250	H 516-8-2	0,7083	IAC 15	1,0833	H 514-7-16	1,6250
H 514-5-4	1,0833	H 514-5-5	1,0417	H 514-7-10	1,1250	H 515-4-2	0,6950	H 514-5-5	1,0700	H 428-7-1	1,5700
H 518-2-8	1,0833	H 505-9-2	1,0417	H 518-3-6	1,1250	H 518-2-10	0,6800	IAC 15	1,0550	H 518-2-6	1,5700
H 518-3-4	1,0417	H 428-7-1	1,0283	H 514-7-2	1,1250	H 518-2-8	0,6667	H 518-2-8	1,0417	H 493-1-2	1,5550
H 436-1-4	1,0417	H 504-5-8	1,0000	H 514-5-2	1,0967	H 514-5-5	0,6400	H 514-7-4	1,0133	H 514-7-10	1,5417
H 438-7-2	1,0417	H 514-7-2	0,9867	H 518-2-2	1,0833	H 493-1-3	0,6250	H 514-7-16	1,0133	H 518-3-6	1,5417
H 514-7-10	1,0417	IAC 15	0,9717	H 518-2-8	1,0833	H 438-7-2	0,5417	H 515-4-4	1,0000	H 493-1-3	1,5283
IAC 15	1,0417	H 493-1-3	0,9583	H 514-7-16	1,0833	H 514-7-2	0,5000	H 516-8-2	1,0000	H 516-8-2	1,4167
H 504-5-8	1,0000	IAC 15	0,9583	H 504-5-8	1,0417	H 515-4-4	0,4733	H 514-7-6	0,9033	H 515-4-4	1,4033
H 505-9-2	1,0000	H 518-3-4	0,7917	H 514-7-6	1,0417	IAC 15	0,3200	H 518-3-4	0,8750	H 438-7-2	1,2500
H 493-1-3	0,778	H 515-4-4	0,7217	H 518-3-4	1,0000	IAC 15	0,2217	H 514-7-2	0,7917	H 518-3-4	1,2067

Com vários materiais apresentando média de produtividade alta, bom vigor vegetativo e pequenos problemas com seca de ponteiros, pode-se optar por aquele que será mais apropriado para regiões de plantio adensado. Materiais com menor porte são utilizados para plantios mais adensados, pois facilitam a colheita e aumentam o rendimento da lavoura, e materiais mais altos são preferidos em locais onde se utilizam plantios menos adensados, o que facilita a colheita mecanizada (Sakiyama et al., 1999).

Assim, considerando o acréscimo de mais dois anos de avaliação aos resultados obtidos por Bonomo (2002), foi possível verificar que maior número de colheitas aumentou a precisão dos resultados, podendo-se aferir com maior confiabilidade acerca dos melhores genótipos indicados para a seleção, não descartando, entretanto, a possibilidade existente de se proceder à seleção apenas com base nas quatro colheitas iniciais.

Como observado, várias progênies apresentaram média de produtividade superior à da testemunha Catuaí Vermelho IAC 15, sugerindo que, para a obtenção de novas variedades de café, a seleção seja realizada com base na produção das plantas dentro de progênies, evitando, dessa forma, que famílias promissoras venham a ser eliminadas.

#### 4. CONCLUSÕES

Existe variabilidade genética quanto a produtividade de grãos beneficiados e caracteres vegetativos, entre as 28 progênies F<sub>3</sub> derivadas de cruzamentos de Catuaí com Híbrido de Timor, indicando ser um material promissor para obtenção de genótipos superiores.

A precisão experimental variou entre anos, aumentando consideravelmente nas análises das combinações da produção acumulada, reforçando a idéia de que esse agrupamento favorece a redução dos efeitos de bienalidade da produção.

Várias progênies mostraram-se superiores em produtividade à testemunha Catuaí Vermelho IAC 15, pelo teste de Duncan, indicando ser importante realizar seleção dentro de progênies;

Maior número de colheitas favorece a precisão das análises, no entanto é possível e confiável praticar seleção com base apenas nos quatro anos iniciais, pois a produção e demais caracteres avaliados nesse período foram suficientes para identificar as melhores progênies, o que proporcionará uma redução significativa em termos de tempo e custos.

## CONCLUSÕES FINAIS

Para correção do rendimento de parcelas em progênies de cafeeiros, sugere-se utilizar o método de ajuste proposto por Vencovsky e Cruz (1991), pois este esteve entre os mais indicados, e ainda por fornecer estimativas do fator de compensação por ausência de competição.

No estudo de repetibilidade da produtividade de cafeeiros, os resultados indicaram que, para fins de seleção dos melhores genótipos, as análises devem ser realizadas com base na produtividade acumulada em biênios, por fornecer altas estimativas do coeficiente de repetibilidade, com alto grau de confiabilidade.

No material genético avaliado, neste trabalho, existe grande variabilidade genética entre progênies, as quais apresentaram-se, ainda, com médias altas de produtividade e bom aspecto vegetativo, o que possibilita obter variedades superiores em produtividade, bem como com características agronomicamente desejáveis a partir desse material.

Existem possibilidades de se realizar seleção em progênies  $F_3$  de cafeeiros nos quatro anos iniciais com base na produtividade, de acordo com os resultados obtidos a partir das estimativas do coeficiente de repetibilidade e de parâmetros populacionais.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABEYWARDENA, V. An application of component analysis in genetics. **Journal of Genetics**, v.61, p. 27-51, 1972.
- ALLARD, R. W. **Princípio do melhoramento genético de plantas**. São Paulo: Edgard Blucher, 1971. 381p.
- ÀVILA, A. V.; SÁNCHEZ, F.M. Comparación de métodos de ajuste para corrección por fallas en sorgos para grano. **Agrociência**, v.31, p.45-64, 1978.
- BETTENCOURT, A. J. **Melhoramento genético do cafeeiro. Transferência de fatores de resistência à *Hemileia vastatrix* Berk. et Br. para as principais cultivares de *Coffea arabica* L.** Lisboa: Centro de Investigações das Ferrugens do Cafeeiro (CIFC/IICT), 1981. 93p.
- BETTENCOURT, A. J.; RODRIGUES JR, 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.
- BONOMO, P. **Metodologias biométricas para seleção de progênies no melhoramento genético de cafeeiro**. 2002. 130 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- CARVALHO, C. G. P. **Repetibilidade e seleção de híbridos de cacaueteiro**. 1999. 176 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

- CARVALHO, A.; FAZUOLI, L. C.; COSTA, W. M. Melhoramento de cafeeiro: XLI. Produtividade do Híbrido de Timor, de seus derivados e de outras fontes de resistência a *Hemileia vastatrix*. **Bragantia**, Campinas, v.48, n.1, p. 73-86, 1989.
- CARVALHO, A. Principles and practice of coffee plant breeding for productivity and quality factors: *Coffea arabica*. In: CLARKE, R. J.; MACRAE, R. (eds.). **Coffee**. London: Elsevier, 1988. 334p.
- CARVALHO, C. H. S. **Relação entre a seca de ramos e a produção, teor de minerais, teor de amido e morte de raízes de Catimor UFV – 1359 (*Coffea arabica* L.)**. 1985. 42 f. (Dissertação – Mestrado em Fisiologia Vegetal). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- CARVALHO, A.; MÔNACO, L. C.; ANTUNES FILHO, H. Melhoramento do cafeeiro. XV – Variabilidade observada em progênies de café. **Bragantia**, Campinas, v.18, n.26, p. 373-386, 1959.
- CRUZ, V. F. **Estudo sobre correção de produção de parcelas em ensaios com milho**. 1971. 143 f. Tese (Doutorado) – Esalq, Piracicaba.
- CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG: UFV, 1994. 390p.
- CRUZ, C. D. **Programa GENES: versão Windows – Aplicativo computacional em genética e estatística**. Viçosa: Editora UFV, 2001. 648p.
- CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG: Editora UFV, 2003. v.2. 623p.
- FALCONER, D. S. **Introduction to quantitative genetics**. London: Longman, 1989. 438p.
- FAZUOLI, L. C. **Avaliação de progênies de café “Mundo Novo” (*Coffea arabica* L.)**. 1977. 146 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, SP.
- FAZUOLI, L. C.; GUERREIRO-FILHO, O.; MEDINA-FILHO, H. P.; SILVAROLLA, M. B. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos em progênies do café Icatu. In: SIMPÓSIO DE

- PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 1., Poços de Caldas, MG, 2000. **Resumos expandidos...** Brasília, DF, 2000. v.1, p. 494-499.
- FAZUOLI, L. C.; MEDINA FILHO, H. P.; GONÇALVES, W.; GUERREIRO FILHO, O.; SILVAROLLA, M. B. Melhoramento de cafeeiro: variedades tipo arábica obtidas no Instituto Agrônomo de Campinas. In: ZAMBOLIM, L. (ed.). **O estado da arte de tecnologias na produção de café**. Viçosa: UFV, Departamento de Fitopatologia, 2002. p. 163-216.
- FONSECA, A. F. A. **Análises biométricas em café conillon (*Coffea canephora* Pierre)**. 1999. 121 f. Tese (Doutorado em Fitotecnia). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- LOPES, R. R. D. **Comportamento de progênies do cafeeiro (*Coffea arabica* L.) nas regiões Sul, Sudoeste e Alto Paranaíba de Minas Gerais**. 1999. 55 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.
- LUSH, J. L. **Melhoramento genético de animais domésticos**. Rio de Janeiro: USAID, 1964. 570p.
- MANSOUR, H.; NORDHEIM, E. V.; RUTLEDG, J. J. Estimations of repeatability. **Theor. Appl. Genet.**, v.60, p.151-56, 1981.
- MENDES, A. N. G. **Avaliação de metodologias empregadas na seleção de progênies do cafeeiro (*Coffea arabica* L.) no estado de Minas Gerais**. 1994. 167 f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG.
- MOURA, W.M.; PEREIRA, A. A.; BARTHOLO, G.F.; KOCHER, M. G.; REIS, L. M. Avaliação de progênies F<sub>3</sub> resultantes de cruzamentos de Catuaí e Mundo Novo com Híbrido de Timor e Catimor na região de Patrocínio, Alto Paranaíba, Minas Gerais. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 2., Vitória, ES. 2001. **Resumos expandidos...** Brasília, DF, 2001.v.1, p.1279-1284.
- PEREIRA, A. A. **Herança da resistência a *Hemileia vastatrix* Berk. et Br. em cafeeiros derivados do Híbrido de Timor**. 1995. 66 f. Tese (Doutorado em Fitopatologia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- PEREIRA, A. A.; MOURA, W.M.; BARTHOLO, G.F.; SAKIYAMA, N.S.; ZAMBOLIM, L. KOCHER, M.G.; AMARAL, M.A. Comportamento de progênies resultantes de cruzamentos de Catuaí Amarelo com Híbrido de Timor, na região de São Sebastião do Paraíso, sul de Minas Gerais. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO

- BRASIL, 2, Vitória, ES, 2001. **Resumos expandidos...** Brasília, DF, 2001. v.1, p.1312-1318.
- PEREIRA, A. A.; MOURA, W. M.; ZAMBOLIM, L.; SAKIYAMA, N. S.; CHAVES, G. M. Melhoramento genético de cafeeiro no estado de Minas Gerais – cultivares lançados e em fase de obtenção. In: ZAMBOLIM, L. (ed.). **O estado da arte de tecnologias na produção de café**. Viçosa: UFV, Departamento de Fitopalogia, 2002. p. 253-296.
- RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, F. D.; OLIVEIRA, A. C. **A experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: UFLA , 2000. 326p.
- RUTLEDGE, J. J. A scaling which removes bias of Abeywardena's estimator of repeatability. **Journal of Genetics**, v.61, p. 247-50, 1974.
- SAKIYAMA, N. S.; PEREIRA, A. A.; ZAMBOLIM, L. Melhoramento de café arábica. In: BORÉM, A. (ed.). **Melhoramento de espécies cultivadas**. Viçosa: Editora UFV, 1999. p.189-204.
- SCHMILDT, E. R. **Correção de rendimento de parcelas, estratificação ambiental e adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho**. 2000. 110 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- SERA, T. **Possibilidade de emprego de seleção nas colheitas iniciais de café (*Coffea arabica* L. cv. Acaiá)**. 1987. 147 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, SP.
- SERA, T.; ALTEIA, M. Z.; PETEK, M. R. Melhoramento de cafeeiro: variedades melhoradas no Instituto Agrônômico do Paraná (IAPAR). In: ZAMBOLIM, L. (ed.). **O estado da arte de tecnologias na produção de café**. Viçosa: UFV, Departamento de Fitopalogia, 2002. p. 217-252.
- SEVERINO, L. S. **Caracterização de progênies de Catimor e avaliação de descritores em *Coffea arabica* L.** 2000. 85 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- SILVAROLLA, M. B.; GUERREIRO-FILHO, O.; LIMA, M. M. A.; FAZUOLI, L. C. Avaliação de progênies derivadas do Híbrido de Timor com resistência ao agente da ferrugem. **Bragantia**, Campinas, v.56, n.26, p. 47-58, 1997.

- STEEL, G. D. D.; TORRIE, J. H. **Principles and procedures of statistics**. 2. ed. Mcgraw – Hill, 1980. 63p.
- TURNER, H. N.; YOUNG, S. S. Y. **Quantitative genetics in sheep breeding**. New York: Cornell University, 1969. 332p.
- 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.; CRUZ, C. D. Comparação de métodos de correção de rendimento de parcelas experimentais com estandes variados. I. Dados simulados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.26, n.5, p.647-657, 1991.
- VERONESI, J. A.; CRUZ, C. D.; CORRÊA, L. A.; SCAPIM, C. A. Comparação de métodos de ajuste do rendimento de parcelas com estandes variados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.30, n.2, p.169-174, 1995.
- ZUBER, M. S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn unifrom trial data. **Journal of the American Society of Agronomy**, v.34, p.34-47, 1942.