



BRÁULIO FABIANO XAVIER DE MORAES

**TAMANHO DE PARCELA E DE AMOSTRA NA
AVALIAÇÃO DA PRODUTIVIDADE DE GRÃOS
DE CAFÉ ARÁBICA**

LAVRAS – MG

2013

BRÁULIO FABIANO XAVIER DE MORAES

**TAMANHO DE PARCELA E DE AMOSTRA NA AVALIAÇÃO DA
PRODUTIVIDADE DE GRÃOS DE CAFÉ ARÁBICA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para a obtenção de título de Mestre.

Orientadora

Dra. Flávia Maria Avelar Gonçalves

Coorientador

Dr. Daniel Furtado Ferreira

LAVRAS – MG

2013

**Ficha Catalográfica Elaborada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca da UFLA**

Moraes, Bráulio Fabiano Xavier de.

Tamanho de parcela e de amostra na avaliação da produtividade
de grãos de café arábica / Bráulio Fabiano Xavier de Moraes. –
Lavras : UFLA, 2013.

97 p. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2013.

Orientador: Flávia Maria Avelar Gonçalves.

Bibliografia.

1. Melhoramento de plantas. 2. Unidade básica. 3. Precisão
experimental. 4. Suficiência amostral. I. Universidade Federal de
Lavras. II. Título.

CDD – 631.53

BRÁULIO FABIANO XAVIER DE MORAES

**TAMANHO DE PARCELA E DE AMOSTRA NA AVALIAÇÃO DA
PRODUTIVIDADE DE GRÃOS DE CAFÉ ARÁBICA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para a obtenção de título de Mestre.

APROVADA em 08 de maio de 2013.

Dr. Renato Ribeiro de Lima

UFLA

Dr. Samuel Pereira de Carvalho

UFLA

Dra. Flávia Maria Avelar Gonçalves
Orientadora

LAVRAS – MG

2013

A Deus, que sempre esteve comigo.

OFEREÇO

*Aos meus pais, Delcrécio Dias de Moraes e Márcia Beatriz Xavier de Moraes,
meus maiores incentivadores e ao meu irmão Breno Henrique, pela amizade e
estímulo;*

À Evelyn Cristina Oliveira, pela paciência, compreensão e carinho.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus, pela vida, saúde, proteção e por mais uma vitória;

Aos meus pais, Delcrécio e Márcia, que estiveram sempre ao meu lado, pelo carinho e compreensão, sempre ao meu lado apesar da distância;

Ao meu irmão, Breno, pela grande amizade, apoio e compreensão durante esses anos;

A minha namorada, Evelyn, pelo companheirismo, paciência, felicidade e apoio em todos os momentos, e pelas sinceras demonstrações de carinho;

A minha família, pela compreensão de minha ausência, pelo apoio e incentivo;

À Universidade Federal de Lavras, pela formação e pelo suporte oferecido da graduação ao mestrado;

Ao Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, pela oportunidade de realizar o curso de mestrado;

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão da bolsa de estudos;

À minha orientadora, professora Flávia Maria Avelar Gonçalves pela orientação, confiança depositada, ensinamentos e principalmente pela grande amizade e atenção;

Ao professor Daniel Furtado Ferreira, pelas valiosas contribuições no decorrer do trabalho;

Ao pesquisador César Elias Botelho, pela ajuda, contribuições e apoio;

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas e, em especial, ao professor José Airton, pelas oportunidades, auxílio e conhecimentos transmitidos;

Aos grandes amigos, Kaio Dias, Fernando Toledo, Paulo Prado, Gustavo Andrade, Rafael Pereira e Matheus Veloso, pelo acolhimento, incentivo, presteza e companheirismo;

Aos funcionários do setor de cafeicultura, José Maurício, Alexandre, Agrimar e Sérgio, pela experiência transmitida e pela disponibilidade;

Ao Sr. Giordany Milani Lage e à Santa Maria Cafeeira, pela concessão da área e de funcionários para condução do experimento;

À MONTESA pelo apoio durante a condução deste trabalho e, em especial, ao gerente de produção agrícola Flávio Bambini pela oportunidade de realizar este trabalho;

À secretária do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, Lilian, pela paciência e auxílio;

A todos os meus amigos da turma de mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas que sempre me apoiaram e me deram força;

À Equipe do Melhoramento de Plantas Perenes, Kaio, Marcell, Luíz, Heloisa, Breno, Vinícius e Rodrigo, pelos alegres e bons momentos vividos;

Aos companheiros de república, Matheus e Marco Aurélio, pelo companheirismo e amizade;

Aos colegas do Núcleo de Estudos de Genética e Melhoramento de Plantas, pelo convívio e amizade;

Aos funcionários do Departamento de Biologia por estarem sempre dispostos a ajudar;

A todos que de alguma forma contribuíram com este trabalho...

Muito Obrigado!

RESUMO

No melhoramento genético do cafeeiro (*Coffea arabica* L.) a etapa de avaliação das progênies e/ou cultivares é fundamental para indicação de genótipos promissores. O número de progênies avaliadas a cada ano é crescente, o que juntamente com o avanço dos programas de melhoramento torna mais difícil a detecção das diferenças entre as progênies exigindo experimentos bem planejados, com delineamentos adequados para aumentar precisão experimental e para que pequenas diferenças entre os genótipos sejam identificadas e assim ter sucesso na seleção de cultivares a serem lançadas. Deste modo, objetivou-se com este trabalho estimar o tamanho de parcela experimental e o tamanho de amostra para avaliação da produção de grãos café. Para isso foram empregados os métodos da reamostragem, da curvatura máxima do coeficiente de variação e do modelo linear segmentado com platô. Para o tamanho de parcela foi utilizado ensaio de validação de cultivares da EPAMIG (Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais) conduzido em Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, com 12 tratamentos instalados no delineamento experimental de blocos completos casualizados, com três repetições e parcelas de 50 plantas. Para o tamanho de amostra foi utilizado experimento do programa de melhoramento de café da EPAMIG em São Sebastião do Paraíso e Três Pontas, MG, com 25 progênies F_4 (Mundo Novo x Mundo Novo) instaladas no delineamento experimental de blocos completos casualizados, com três repetições e parcelas de 10 plantas. Verificou-se divergência entre os tamanhos tanto de parcela quanto de amostra estimados pelas diferentes metodologias. O aumento do número de plantas agrupadas fez com que a precisão experimental fosse aumentada até um ponto que o aumento não foi mais significativo. O tamanho de parcela para avaliar a produção de frutos de café é de 13 plantas. Com o aumento do tamanho de amostra, a correlação entre o rendimento de grãos estimado pela amostra e o rendimento de grãos real da parcela aumentou. O tamanho de amostra recomendado para avaliar a produtividade de grãos da parcela experimental é de 4 litros de frutos de café.

Palavras-chave: Melhoramento de plantas. Precisão experimental. Unidade básica. Suficiência amostral.

ABSTRACT

In coffee (*Coffea arabica* L.) breeding, the stage of progenies and/or cultivar evaluation is essential in order to indicate promising genotypes. The number of progenies evaluated each year is increasing, which, along with the advance of breeding programs, makes it difficult to detect differences between progenies, requiring well-designed experiments, with adequate designs to increase experimental precision and so that small differences between genotypes may be identified, thus succeeding in selecting which cultivars to be released. Thus, the objectives of this work were to estimate the size of the experimental plot and of the sample in order to evaluate coffee grain production. To do this, we employed resampling, coefficient of variation maximum curvature and segmented linear model with plateau methods. To estimate the plot size we used EPAMIG's (Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais) cultivar validation trial, conducted in Santo Antônio do Amparo and Serra do Salitre, in Minas Gerais, Brazil, with 12 treatments in a completely randomized block design, with three replicates and plots of 50 plants. For the sample size, we used EPAMIG's experiment in coffee breeding program in São Sebastião do Paraíso and Três Pontas, Minas Gerais, Brazil, with 25 F₄ progeny (Mundo Novo x Mundo Novo), installed in a completely randomized block design, with three replicates and plots of 10 plants. We verified divergence between the sizes of plots as well as samples estimated by the different methodologies. The increase in the number of plants per plot caused the experimental precision to increase until a point in which the increase ceased to be significant. The size of the plot to evaluate coffee fruit production was of 13 plants. With the increase in sample size, the correlation between the grain yield estimated from the sample and the actual grain yield in the plot increased. The recommended sample size to evaluate grain productivity of the experimental plot was of 4 liters of coffee fruit.

Keywords: Plant Breeding. Experimental precision. Basic unit. Sample sufficiency.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Dispersão das 1.000 estimativas do coeficiente de variação experimental relativos ao caráter produção de frutos em função do tamanho de parcela.....	53
Gráfico 2	Dispersão das 1.000 estimativas da acurácia seletiva relativas ao caráter produção de frutos em função do tamanho de parcela.....	54
Gráfico 3	Relação entre coeficiente de variação experimental (CVe) e tamanho de parcela (ub) e Relação entre a curvatura (Y) e tamanho de parcela (X). a) Santo Antônio do Amparo; b) Serra do Salitre e c) Multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	61
Gráfico 4	Relação entre o coeficiente de variação experimental (CVe%) e o tamanho de parcela (ub) pelo MMLSP. a) Santo Antônio do Amparo; b) Serra do Salitre e c) Multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	65
Gráfico 5	Dispersão das 500 estimativas do coeficiente de correlação linear de Pearson entre o rendimento de grãos dos diferentes tamanhos de amostra simulados e o rendimento de grãos total da parcela em função do tamanho de amostra.....	73
Gráfico 6	Relação entre coeficiente de variação (CV), tamanho de amostra (ub) e curvatura (K). a) PF; b) PCS e c) PCB. São Sebastião do Paraíso, MG, 2012.....	75
Gráfico 7	Relação entre coeficiente de variação (CV), tamanho de amostra (ub) e curvatura (K). a) PF; b) PCS e c) PCB. Três Pontas, MG, 2012.....	76

Gráfico 8	Relação entre o coeficiente de variação experimental (CVe%) e o tamanho de amostra (ub) pelo MMLSP. a) PF; b) PCS e c) PCB. São Sebastião do Paraíso, MG, 2012.....	78
Gráfico 9	Relação entre o coeficiente de variação experimental (CVe%) e o tamanho de amostra (ub) pelo MMLSP. a) PF; b) PCS e c) PCB. Três Pontas, MG, 2012.....	79

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Caracterização e variáveis climáticas dos locais de instalação dos experimentos. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	30
Tabela 2	Esquema da análise de variância para o delineamento em blocos casualizados completos mostrando fonte de variação (FV), graus de liberdade (GL) e esperanças de quadrado médio (E (QM))	33
Tabela 3	Esquema da análise de variância multilocal para o delineamento em blocos casualizados completos mostrando fonte de variação (FV), graus de liberdade (GL) e esperanças de quadrado médio (E (QM)).....	35
Tabela 4	Caracterização e variáveis climáticas dos locais de instalação dos experimentos. São Sebastião do Paraíso e Três Pontas, MG, 2012..	42
Tabela 5	Esquema da análise de variância para o delineamento em blocos casualizados completos mostrando fonte de variação (FV), graus de liberdade (GL) e esperanças de quadrado médio (E(QM))	43
Tabela 6	Resumo das análises de variância individual dos tratamentos referente à produtividade de frutos (kg.planta ⁻¹). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012	47
Tabela 7	Resumo da análise de variância multilocal dos tratamentos referente à produtividade de frutos (kg.planta ⁻¹). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012	48
Tabela 8	Estimativas de parâmetros para produtividade de frutos (kg.planta ⁻¹), avaliadas nos dois locais e para a análise multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012	48

Tabela 9	Número de estimativas negativas encontradas para variância de blocos (σ_b^2) e para variância ambiental entre parcelas (σ_e^2) nas 1.000 simulações realizadas para Santo Antônio do Amparo (SAA), Serra do Salitre (SS) e para a análise multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	50
Tabela 10	Médias dos tratamentos de café avaliados para o caráter produção de frutos (kg.planta ⁻¹) considerando a análise de todas as 50 plantas na parcela. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	56
Tabela 11	Porcentagem de coincidência entre a classificação do primeiro e segundo tratamento com maior média para cada tamanho de parcela reamostrado em relação ao tamanho máximo (50 ub), Serra do Salitre, MG, 2012.....	57
Tabela 12	Porcentagem de coincidência entre a classificação da primeira à quinta cultivar ranqueada com maior média para cada tamanho de parcela (T) reamostrado em relação ao tamanho máximo (50 ub) pela análise multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	58
Tabela 13	Estimativas da autocorrelação espacial de primeira ordem $\hat{\rho}$, média geral dos experimentos (\bar{X}) e variância dentro (σ_d^2). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	59
Tabela 14	Coefficientes de variação experimental médios (CVe%) obtidos por meio do agrupamentos de ubs pela reamostragem computacional para as análises de Santo Antônio do Amparo (SAA), Serra do Salitre (SS) e Multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	63

Tabela 15 Estimativas de β_0 , β_1 , CVP e X_0 do modelo linear e coeficiente de determinação (R^2) do modelo linear segmentado com platô (MMLSP). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.....	64
Tabela 16 Tamanho estimado da parcela experimental (ub) para as análises em Santo Antônio do Amparo, Serra do Salitre e Multilocal, pelos métodos da reamostragem, da curvatura máxima do coeficiente de variação (MMCCV) e do modelo linear segmentado com platô (MMLSP). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012	67
Tabela 17 Resumo das análises de variância individual das progênies e estimativas de parâmetros, referente à produtividade de frutos, café seco e de café beneficiado (g.amostra ⁻¹). São Sebastião do Paraíso e Três Pontas, MG, 2012	69
Tabela 18 Correlações médias entre o rendimento de grãos das 500 reamostragens estimado pelas amostras de diferentes tamanhos de amostra e o rendimento total da parcela. Três Pontas, MG, 2012.....	71
Tabela 19 Correlações médias entre o rendimento de grãos das 500 simulações estimado pelas amostras de diferentes tamanhos (Tam.) e o rendimento total da parcela. São Sebastião do Paraíso, MG, 2012.....	72
Tabela 20 Estimativas de β_0 , β_1 , P e X_0 do modelo linear e coeficiente de determinação (R^2) do modelo linear segmentado com platô (MMLSP). São Sebastião do Paraíso e Três Pontas, MG, 2012	80

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
2	REFERENCIAL TEÓRICO	17
2.1	Experimentação do cafeeiro	17
2.1.1	Tamanho de parcelas experimentais	19
2.1.2	Tamanho de amostras experimentais	22
2.2	Métodos para estimação do tamanho de parcela e de amostra	24
3	MATERIAL E MÉTODOS	30
3.1	Tamanho de parcela	30
3.1.1	Característica avaliada	31
3.1.2	Análises estatísticas	32
3.1.3	Métodos para estimação do tamanho de parcela	36
3.1.3.1	Método da reamostragem	36
3.1.3.2	Método da curvatura máxima do coeficiente de variação	38
3.1.3.3	Método do modelo linear segmentado com platô	40
3.2	Tamanho de amostra	41
3.2.1	Características avaliadas	42
3.2.2	Análises estatísticas	42
3.2.3	Métodos para estimação do tamanho de amostra	44
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	46
4.1	Tamanho de parcela	46
4.1.1	Estimativa do tamanho de parcela pelo método da reamostragem	49
4.1.2	Estimativa do tamanho de parcela pelo método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MMCCV)	59
4.1.3	Estimativa do tamanho de parcela pelo método do modelo linear segmentado com platô (MMLSP)	62
4.2	Tamanho de amostra	67
4.2.1	Estimativa do tamanho de amostra pelo método da reamostragem	70
4.2.2	Estimativa do tamanho de amostra pelo método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MMCCV)	73
4.2.3	Estimativa do tamanho de amostra pelo método do modelo linear segmentado com platô (MMLSP)	77
5	CONCLUSÕES	81
	REFERÊNCIAS	82
	ANEXOS	90

1 INTRODUÇÃO

No melhoramento genético do cafeeiro (*Coffea arabica* L.) a etapa de avaliação das cultivares é fundamental para indicação de genótipos promissores. O número de progênies avaliadas a cada ano é crescente, o que juntamente com o avanço dos programas de melhoramento, torna mais difícil a detecção das diferenças entre as progênies, exigindo experimentos bem planejados, com delineamentos adequados para aumentar precisão experimental e para que pequenas diferenças entre os genótipos sejam identificadas, e assim ter sucesso na seleção de cultivares a serem lançadas.

Dessa forma, a precisão experimental torna-se fundamental para detecção de diferenças cada vez mais tênues. Dentre os vários fatores considerados na literatura que contribuem para reduzir as estimativas do erro experimental destaca-se o tamanho utilizado de parcela e amostra, associado à escolha do delineamento adequado e ao uso de informações concomitantes (STEEL; TORRIE; DICKEY, 1997). Assim, a determinação do tamanho de parcela e amostra é um importante aspecto no planejamento experimental.

Na maioria dos casos o tamanho de parcela é definido de forma empírica, muitas vezes baseada apenas na experiência dos melhoristas e na disponibilidade de recursos, fato que pode ocasionar uma redução na precisão. Assim, a diminuição do erro experimental em função do número de plantas por parcela é de grande interesse, uma vez que conduz a redução da variância fenotípica, contribui para o aumento dos progressos genéticos com seleção e maior confiabilidade nas interpretações e conclusões (STORCK et al., 2011).

Para obter o rendimento de grãos para a cultura do café utiliza-se uma amostra da parcela, uma vez que não é possível, na maioria das vezes, beneficiar toda a produção da parcela experimental. Deste modo, existe a necessidade de determinar o tamanho da amostra para que se tenha uma maior precisão nas

estimativas do rendimento de grãos e assim obter estimativas fidedignas de parâmetros de interesse.

Diante o exposto, objetivou-se com este trabalho estimar o tamanho ótimo de parcela experimental e o tamanho de amostra para avaliar a produtividade grãos de café arábica.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Experimentação do cafeeiro

Na experimentação agrícola e, mais especificamente, nos programas de melhoramento de plantas o pesquisador deve estar ciente que o planejamento dos experimentos é uma etapa muito importante para obter resultados precisos, pois o planejamento é a primeira fase da experimentação, o qual deve ser realizado com intuito de controlar os efeitos ambientais (BANZATTO; KRONKA, 2006; CARGNELUTTI FILHO; BRAGA JUNIOR; LÚCIO, 2012).

Nas fases finais de avaliação dos genótipos, dentro dos programas de melhoramento de plantas, tem-se a necessidade de avaliar tais genótipos em condições ambientais distintas com o intuito de detectar aqueles mais promissores. Para isto necessita-se de elevada precisão experimental na condução dos experimentos de competição de genótipos (CARGNELUTTI FILHO et al., 2012c).

O cafeeiro é uma planta perene e pode estar exposto a maiores problemas durante a execução do experimento, fato que deve ser levado em consideração no planejamento. Na experimentação com culturas perenes normalmente o interesse é avaliar os experimentos tomando dados em nível de indivíduo dentro da parcela, o que difere de culturas anuais nas quais o interesse é voltado para um grupo de plantas (PETERSEN, 1994).

A cultura do café apresenta bienalidade, ou seja, ano de baixa produção seguido de ano de alta produção. Esse fenômeno é de natureza fisiológica, fato que leva a uma maior variabilidade intrínseca à cultura (PEREIRA et al., 2011). Como nos experimentos as plantas são avaliadas em diversas épocas subsequentes, ou seja, são tomadas medidas repetidas ao longo dos anos, a avaliação das progênies e/ou cultivares é efetuada com base no desempenho de

algumas colheitas. Sabe-se que para esta cultura a seleção de genótipos mais produtivos se mostra eficaz por meio de avaliações realizadas a partir da terceira e quarta colheita (MENDES; GUIMARÃES, 1998; OLIVEIRA, A. et al., 2011). Assim, selecionar progênies promissoras, avaliar produção e estimar o rendimento de grãos, entre outros aspectos, é imprescindível que os experimentos sejam planejados e conduzidos com elevada precisão.

No planejamento o pesquisador deve definir a maneira como será implantado o experimento, forma de condução, avaliação e análise dos dados obtidos. Desse modo as razões para um bom planejamento de experimentos estão relacionadas com a otimização do tamanho das parcelas, número adequado de repetições e tamanhos amostrais ideais, para que os resultados obtidos possam fornecer informações mais acuradas visando à detecção de diferenças entre os tratamentos e a correta tomada de decisão (STEEL; TORRIE; DICKEY, 1997).

Um dos objetivos da experimentação é a redução do erro experimental e, por conseguinte, aumento da precisão. É possível reduzir o efeito do erro experimental de várias maneiras, como ,por exemplo, com o aumento do tamanho do experimento por meio do incremento na unidade experimental que representem os tratamentos em estudo, ou seja, tamanhos de parcelas e amostras maiores (STORCK et al., 2011).

No melhoramento vegetal a avaliação dos genótipos para estimar os parâmetros de interesse é realizada sob um número de indivíduos na parcela e um tamanho de amostra previamente estipulados (LÚCIO et al., 2012). Muitas vezes a definição do tamanho da unidade básica experimental é baseada apenas na experiência do pesquisador e na disponibilidade de recursos, o que em alguns casos pode levar a inferências pouco confiáveis.

Na cultura do cafeeiro um ponto que deve ser levado em consideração é a maneira como são obtidos os dados de rendimento de grãos. Como na maioria

das vezes não é possível secar e beneficiar todo café colhido no experimento utiliza-se de uma amostra que represente a parcela.

De maneira geral, estudos já evidenciaram que o aumento da precisão só ocorre até certo tamanho de amostra e parcela, a partir daí os ganhos não são compensatórios, ou seja, existe uma relação inversa entre o tamanho de amostra, tamanho de parcela e o erro experimental (CIPRIANO et al., 2012; LORENTZ; ERICHSEN; LÚCIO, 2012; LÚCIO et al., 2012; SANTOS et al., 2012).

2.1.1 Tamanho de parcelas experimentais

A parcela experimental é a unidade do experimento que recebe os tratamentos e fornece os dados que deverão refletir os efeitos dos mesmos. Na experimentação agrícola o tamanho das parcelas é muito variável, assim a escolha do tamanho de parcela deve ser realizada de forma que se obtenha um erro experimental reduzido (BANZATTO; KRONKA, 2006).

O número de plantas a ser utilizado é dependente, sobretudo, do genótipo envolvido, podendo a parcela tomar diferentes tamanhos e diversos formatos. Existem, porém, diversos outros fatores que afetam na decisão do tamanho de parcela, como por exemplo: tipo da cultura, tipo de experimento, fase do programa de pesquisa, variabilidade da área experimental, presença ou não de bordadura, número e tipo de tratamentos, área disponível, custo, entre outros (PETERSEN, 1994). Quando o foco é o melhoramento genético os principais fatores são o tipo de população avaliada, inferências que se desejam realizar, condições ambientais sob as quais é conduzida a população e o nível de precisão desejado (ALVES; SERAPHIN, 2004; PALOMINO; RAMALHO; FERREIRA, 2000; VIANA et al., 2002).

Na escolha do tamanho de parcela, dois conceitos devem ser levados em consideração, que são a condução do experimento e a natureza e dimensão da

variabilidade entre as parcelas. A relação entre o tamanho de parcela e as variâncias entre parcelas indica que quando a variabilidade se torna menor é necessário aumentar o número de plantas por parcela. No entanto o ganho em precisão é reduzido quando o número de plantas se torna cada vez maior (GOMEZ; GOMEZ, 1984).

Muitas das vezes as estimativas, quando obtidas de um experimento com número inadequado de plantas por parcela, podem ter embutido um erro elevado, o que prejudica a validade de extrapolação dos resultados. Assim sendo, há uma tendência na direção de aumentar o erro experimental quando há aumento do número de plantas na parcela, pois maior variação ambiental é acrescida ao experimento. Por outro lado, tamanhos de parcela muito pequenos apresentam desvantagens, devido à influência das parcelas vizinhas o que gera uma grande variabilidade dentro da parcela.

No planejamento experimental, o tamanho ótimo da parcela deve ser considerado aquele que estabiliza a variabilidade das parcelas na área experimental (STORCK et al., 2012). Existe um limite mínimo para o estabelecimento do tamanho de parcela, no sentido de que as parcelas devem ter tamanho suficiente para que não necessite do uso de bordaduras, para permitir a realização das práticas de cultivo e avaliação dos caracteres de interesse (PETERSEN, 1994). Os tamanhos de parcela tendem a aumentar com o progresso do programa de melhoramento, ou seja, quanto mais avançada for a população maior será o tamanho de parcelas requerido para o experimento, pois com o avanço de gerações há uma redução da variação dentro das parcelas, necessitando de um número maior de plantas para que se possa detectar tal variação e efetuar a seleção.

Alguns trabalhos realizados com culturas perenes (LEITE et al., 2009; ROSSETI; BARROS; ALMEIDA, 1996; ZANON; STORCK, 2000) obtiveram tamanhos ótimos de parcelas reduzidos, com isso alguns deles preconizam a

realização de experimentos com parcelas com número pequeno de plantas. Segundo Rosseti (2002), a redução do número de plantas leva a redução da variância dos tratamentos, a redução dos custos de realização da pesquisa e o aumento da precisão do experimento como um todo.

A escolha de uma determinada população para execução de experimento com a finalidade de determinar o tamanho de parcelas adequado deve-se incidir sobre aquela que seja mais homogênea geneticamente, de modo que pesquisas indicam que existe concordância nesta estimativa quando se trabalha com populações distintas (CARGNELUTTI FILHO et al., 2011a). De acordo com Oliveira et al. (2005) os ensaios de uniformidade são úteis para investigar a relação entre o tamanho de parcela e a precisão dos experimentos.

Na realização de experimentos com a cultura do cafeeiro inúmeros tamanhos de parcelas tem sido utilizadas, fato este já relatado por Rosseti, Barros e Almeida (1996) para a cultura do cajueiro. Alguns trabalhos fitotécnicos com cultura do cafeeiro mostram que o tamanho de parcela tem sido bastante variado. Severino et al. (2002) utilizaram parcelas de quatro plantas, Carvalho et al. (2006) seis plantas por parcela e Amaral et al. (2011) utilizaram tamanhos bem maiores, com parcelas compostas por 25 plantas.

Já em experimentos visando melhoramento do cafeeiro, o número de plantas que compõem as parcelas não tem diferido muito. Parcelas de seis plantas foram utilizadas para a avaliação da adaptabilidade e estabilidade fenotípicas e para estimar os ganhos genéticos com a seleção de progênes de café arábica (BOTELHO; REZENDE; CARVALHO, 2010; OLIVEIRA, A. et al., 2011). Com o intuito de avaliar características de crescimento de cafeeiros nos estágios iniciais de desenvolvimento e determinar suas correlações com o primeiro ano de colheita, Carvalho et al. (2010) utilizaram parcelas constituídas por dez plantas, porém avaliaram somente as seis plantas centrais.

O processo de colheita e avaliação das plantas que compõem os experimentos é laborioso e caro, principalmente quando se executa avaliações por planta individual e quando esses experimentos contêm grande número de plantas e tratamentos avaliados (OLIVEIRA, G. et al., 2011). Isso pode acarretar gastos desnecessários de recursos, de modo que se forem utilizados tamanhos adequados de parcela, espera-se resultados mais coesos e menor gasto de recursos.

2.1.2 Tamanho de amostras experimentais

A execução de experimentos é muitas vezes limitada pelo grande número de mensurações realizadas em cada unidade experimental, pois caso fossem tomadas informações de toda a população demandaria excessivo tempo, recursos financeiros e humanos (MARTIN; STORCK; LORENTZ, 2005). Neste contexto, a realização de amostragem aleatória é uma alternativa. No entanto, para o dimensionamento do tamanho da amostra adequado necessita-se de conhecimento prévio da população e da precisão desejada (TOEBE et al., 2011).

O conceito de amostra deve ser bem entendido para que este seja aplicado de forma concreta no estudo da determinação do tamanho de amostra de uma população. Conseqüentemente, a amostra é uma parte representativa da população, ou seja, um subconjunto da população (BANZATTO; KRONKA, 2006).

Alguns aspectos importantes apontados por Gomez e Gomez (1984) devem ser considerados na amostragem das parcelas experimentais, dentre os quais estão o da facilidade de identificação das unidades experimentais, facilidade de mensuração da característica, precisão experimental e custos. Estes autores definiram o erro de amostragem como sendo a diferença entre o valor da estimativa obtido por meio da amostra e do real valor paramétrico da população

(média e variância) e que quanto maior o tamanho da amostra menor será o erro amostral.

O rendimento de grãos é a relação entre a massa de café beneficiado e a massa ou volume de café maduro, ou seja, pode ser obtido pela relação entre a proporção de grãos resultante do beneficiamento com o peso de frutos de café cereja. Em *Coffea arabica* normalmente é realizada uma conversão do volume de frutos de café medidos por ocasião da colheita em quilogramas de café beneficiado, conversão esta realizada por aproximação de valores e consiste em considerar um rendimento médio de 480 litros de frutos de café para cada saca de 60 kg de café beneficiado (CARVALHO et al., 2009, 2012). Características relacionadas ao rendimento de grãos beneficiados obtidos a partir de certo volume de café cereja são influenciadas pela ocorrência de frutos com lojas sem sementes (chochos), apresentando menor rendimento e aumentando a incidência de grãos moca (MONACO, 1960). Essas características são determinadas por fatores climáticos e/ou genéticos, os quais são alvo de estudo nos programas de melhoramento genético do cafeeiro.

O cálculo do rendimento de grãos de café é realizado a partir de amostra retirada das parcelas experimentais. No entanto, não se tem relatos na literatura quanto ao tamanho de amostra adequado visando obtenção do rendimento de grãos. A maioria dos pesquisadores utiliza tamanhos amostrais a partir do conhecimento prático da cultura.

A execução de experimentos em diversos locais por vários anos fazem com que a avaliação dos mesmos se torne onerosa, principalmente para a cultura do cafeeiro, em que as parcelas são constituídas por várias plantas e, normalmente, dessas plantas se realiza a pesagem e medição do volume total produzido. Considerando que as cultivares e/ou progênies selecionadas nos programas de melhoramento têm elevadas produtividades, podendo atingir em média 80 sacas de café beneficiado por hectare (CARVALHO et al., 2006),

secar toda a produção da parcela e beneficiá-la gastaria tempo, espaço, mão-de-obra e recursos. Então, o pesquisador extrai as informações a partir de uma amostra de cada parcela.

É preciso ressaltar que o tamanho da amostra deve representar bem o valor da parcela, de modo que se a amostra for de tamanho muito reduzido, esta pode não representar a população em estudo o que levará à obtenção de estimativas com baixa precisão. No entanto, amostras muito grande levam a um gasto de recurso e tempo desnecessários, mesmo que estas representem melhor a parcela (MOURA, 2008).

Sabe-se que diversos fatores interferem no tamanho de amostra, como a variabilidade dos dados populacionais da característica avaliada e a precisão amostral estipulada pelo pesquisador, ou seja, o grau de confiança desejado à priori (CARGNELUTTI FILHO et al., 2009). Devido à importância das técnicas amostrais na experimentação agrícola são encontrados na literatura diversos estudos sobre a determinação de tamanhos de amostras para diferentes culturas (CARGNELUTTI FILHO et al., 2011b; LEITE et al., 2009; MARTIN et al., 2007; SANTOS et al., 2012). Na maioria dos trabalhos na literatura verifica-se que com o aumento do tamanho de amostra tem-se um aumento da precisão experimental.

2.2 Métodos para estimação do tamanho de parcela e de amostra

Quando se deseja estimar tamanho de parcela e de amostra faz-se necessário subdividir a unidade experimental em unidades básicas (ub), que podem ser constituídas por plantas da parcela ou amostras pré-estabelecidas, das quais se realiza a mensuração da variável de interesse. Por meio do agrupamento destas unidades básicas é possível verificar a relação existente entre os parâmetros genéticos e o tamanho ideal de parcela e amostra.

Existem diversos métodos empregados tanto para a determinação do tamanho ótimo de parcelas quanto para o tamanho de amostras. Cada método apresenta particularidades na estimativa do tamanho da unidade experimental a partir do qual o ganho em precisão é pequeno (LORENTZ; ERICHSEN; LÚCIO, 2012; PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009). Porém, a escolha de qual método utilizar deve ser baseada em uma avaliação crítica dos resultados e também levar em consideração os conhecimentos práticos e técnicos da cultura (PARANAÍBA; MORAIS; FERREIRA, 2009).

Algumas metodologias são baseadas somente nas estimativas do coeficiente de variação (CV%), obtidos entre as análises de variâncias realizadas com tamanhos de unidades experimentais distintas (SILVA et al., 2005). A partir do ponto que o aumento do tamanho da unidade experimental não leva a maior precisão, um aumento desta poderá ser obtido com o uso de maior número de repetições (CARGNELUTTI FILHO et al., 2012a).

A maioria dos estudos de tamanho de parcela é realizada com base em experimentos de uniformidade (ensaios em branco), a partir dos quais são determinadas as variâncias e os coeficientes de variação dos diferentes tamanhos de parcela (VIANA et al., 2002). Neste caso, toda área experimental é plantada com uma única cultivar, submetida ao mesmo método de cultivo, sem efeito de tratamento e sem existência de delineamento experimental. Embora os resultados obtidos em experimentos em branco forneçam informações úteis à generalização dos resultados obtidos é limitada, devido ao fato de estes serem válidos apenas para um local específico (ANDRADE, 2002).

Como já comentado, a determinação do tamanho de parcela experimental pode ser feita de várias maneiras. Com o passar dos anos as metodologias se tornaram mais eficientes e específicas, devido ao uso de técnicas estatísticas acuradas que possibilitam obtenção de estimativas mais precisas dos parâmetros de interesse dos pesquisadores (LEITE, 2007).

Para a cultura da cana-de-açúcar, Peixoto e Ricci (1984), utilizando análise da variância seguida pelo teste de Tukey, demonstraram que o número de plantas na parcela pode ser determinado pelo ponto a partir do qual houve a estabilização das médias dos tratamentos.

Dentre os métodos de estimação do tamanho ótimo de parcela mais utilizados destaca-se o método da curvatura máxima modificada (MEIER; LESSMAN, 1971). Este método consiste em representar a relação entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela. A determinação do ponto de máxima curvatura é feita de forma algébrica, considerando a máxima curvatura e o vértice da curva. Desse modo, o aumento no número de unidades básicas promove ganhos significativos na precisão experimental, visto que o vértice da curva do coeficiente de variação experimental tende a ocorrer sempre na região de tamanhos reduzidos. No entanto, Chaves (1985) constatou que o valor da abscissa máxima no ponto de máxima curvatura deve ser interpretado como o limite mínimo de tamanho de parcela e não como o tamanho ótimo.

A determinação do tamanho ideal de parcela para a cultura da mandioca por meio do método da máxima curvatura é ressaltado por Viana et al. (2002) como um método que fornece resultados mais precisos, pois estabelece uma equação que explica a relação entre os coeficientes de variação e os tamanhos da parcela.

Outros dois métodos propostos recentemente por Paranaíba, Ferreira e Moraes (2009) vêm sendo amplamente utilizados para estimação do tamanho de parcela, são eles os métodos do modelo linear segmentado com platô e da curvatura máxima do coeficiente de variação.

O método do modelo linear segmentado com platô estabelece uma relação entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela. Esta relação é obtida por meio de dois segmentos, dos quais o primeiro descreve uma reta crescente ou decrescente, dependendo do valor do coeficiente angular, até uma

determinada altura em que o coeficiente de variação se estabiliza e este valor do coeficiente de variação é verificado como o ponto correspondente ao platô. O tamanho ótimo de parcela corresponde ao ponto em que o modelo linear se transforma em platô.

Com o intuito de simplificar os laboriosos procedimentos de agrupamento de unidades básicas experimentais necessárias para o método da máxima curvatura e para o modelo linear segmentado com platô, Paranaíba, Ferreira e Moraes (2009) propuseram o método da curvatura máxima do coeficiente de variação. Este método é vantajoso, pois é mais simples, requer poucos cálculos e resulta em estimativas com elevada acurácia.

Foram verificados resultados semelhantes entre o método do modelo linear de resposta com platô e o método da curvatura máxima do coeficiente de variação aos tamanhos de parcelas experimentais utilizados em experimentos com a cultura do arroz (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009), trigo e mandioca (PARANAÍBA; MORAIS; FERREIRA, 2009). No entanto, foi observado por Cargnelutti Filho et al. (2011a) a não concordância entre estes métodos. Porém, os autores ponderaram que o método da curvatura máxima do coeficiente de variação pode ser considerado mais promissor pela sua simplicidade de uso, mas o modelo linear segmentado com platô não deve ser avaliado como inferior aos demais.

Os resultados do tamanho de parcela obtidos por meio do emprego do modelo linear segmentado com platô foram considerados como inconsistentes por Oliveira, G. et al. (2011), pelo motivo de ter determinado tamanhos de parcela semelhantes para diferentes variáveis dendométricas em candeia (*Eremanthus erythropappus*), sendo que elas apresentaram coeficientes de variação muito distintos, o que indica que este método não apresentou resultados consistentes com a variabilidade dos dados.

Outra técnica que teve seu uso ampliado para o estudo do dimensionamento do tamanho de parcela é o emprego da reamostragem (CARGNELUTTI FILHO et al., 2012b). Ela foi empregada para determinar tamanhos ótimos de parcela para as culturas de cana-de-açúcar (LEITE et al., 2009) e para diferentes caracteres da cultura do milho (CARGNELUTTI FILHO et al., 2010).

Com objetivo de identificar as causas da variação nas estimativas do tamanho de parcelas obtidas por diferentes métodos e as repercussões na precisão dos experimentos com a cultura do milho, Storck et al. (2006) concluíram que a produção nas parcelas não interfere na estimativa do tamanho de parcela, no entanto o número de plantas que compõem a unidade básica interfere no tamanho da parcela estimado. Em estudo com cana-de-açúcar realizado por Leite et al. (2009) pode-se verificar que a variável estudada também interfere no tamanho de parcela.

Com a cultura do cafeeiro já foram realizados trabalhos para determinação do tamanho de parcela, no entanto a maioria avaliou caracteres vegetativos por meio de experimentos de uniformidade. Por meio do uso do método da máxima curvatura modificado, em mudas de café, foi visualizado que o número de plantas a serem avaliadas para caracteres vegetativos varia de dois a oito mudas por parcela (CIPRIANO et al., 2012). Já na avaliação da altura de planta, diâmetro de caule e diâmetro da copa, foi verificado que as parcelas deveriam ser constituídas por 10, 20 e 12 plantas respectivamente (MORAIS et al., 2005). No entanto, ao considerar a produção de café cereja, foi verificada ampla oscilação do tamanho de parcela estimado por diferentes métodos, variando entre três e seis plantas (VIANA et al., 2000).

Os diversos métodos levam a diferentes estimativas de tamanhos de parcela, assim como foi já observado por diversos autores (CARGNELUTTI FILHO; STORCK, 2007; DONATO et al., 2008; HENRIQUES NETO et al.,

2009; LEITE et al., 2009). Essas diferenças ocorrem mesmo entre métodos que se baseiam em princípios semelhantes, pelo fato dos métodos considerarem os parâmetros de maneira distinta (LORENTZ; ERICHSEN; LÚCIO, 2012). Portanto, se faz necessário determinar o número de plantas para compor a unidade experimental de forma precisa e eficiente para que proporcione uma redução do erro.

Do mesmo modo como foi demonstrado para a determinação do tamanho de parcela, os métodos do modelo linear segmentado com platô e o método da máxima curvatura do coeficiente de variação (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009) também podem ser empregados no estudo do tamanho de amostra. O mesmo acontece com a metodologia da reamostragem, a qual foi primeiramente utilizada com o intuito de estimar o tamanho de amostra por Xie e Mosjidis (1997, 1999). A técnica de “bootstrap”, baseado na reamostragem das amostras de diferentes tamanhos simulados, juntamente com o método da máxima curvatura modificada, foi utilizada por Leite et al. (2009) em cana-de-açúcar e Nunes et al. (2006) em melão, para determinar o tamanho ótimo amostral. Para a cultura do meloeiro, Moura (2008) constatou que a variação nas estimativas reduz à medida que o tamanho da amostra aumenta.

Ao determinar um plano de amostragem para a cultura do milho Martin et al. (2007) verificaram que os mesmos tamanhos de amostras, para diferentes tipos de tratamentos, são possíveis de serem utilizados, porém deve-se manter fixo o grau de precisão e o número de repetições.

Semelhantemente ao que foi comentado para o tamanho de parcela é importante que seja determinado o tamanho de amostra com a finalidade de obter estimativas precisas e confiáveis da produção de grãos.

3 MATERIAL E MÉTODOS

O presente trabalho foi realizado com as finalidades de estimar o tamanho ótimo de parcela experimental e o tamanho de amostra adequado para obtenção do rendimento de grãos de café arábica.

3.1 Tamanho de parcela

Foram utilizados dois experimentos de Validação de Cultivares da Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG), implantados em propriedades particulares, no município de Serra do Salitre (SS) e no município de Santo Antônio do Amparo (SAA), ambos no Estado de Minas Gerais (Tabela 1).

Os experimentos foram constituídos de 12 tratamentos implantados no delineamento de blocos casualizados com três repetições e 50 plantas por parcela no espaçamento de 3,5 x 0,6 m. A relação dos tratamentos está apresentada na Tabela 1A (Anexo A).

Tabela 1 Caracterização e variáveis climáticas dos locais de instalação dos experimentos. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

Variáveis climáticas	Municípios	
	Santo Antônio do Amparo	Serra do Salitre
Altitude (m)	1050	1200
Temperatura média (°C)	19,8	20,7
Precipitação média anual (mm)	1670	1570
Latitude	20°56' S	19°06' S
Longitude	44°55' O	46°41' O

3.1.1 Característica avaliada

A colheita manual foi realizada nos meses de julho e agosto de 2012, tendo início quando a maioria dos frutos de cada parcela atingiu o estágio de maturação cereja. Foi avaliada a produção de frutos, em quilogramas de café, por planta e cada planta constituiu uma unidade experimental básica (ub).

Para a cultura do cafeeiro, o ideal é a mensuração da produtividade de grãos e não somente da produtividade de frutos. No entanto, neste trabalho não foi possível secar e beneficiar a produção de café de todas as plantas da parcela, dessa forma, por ocasião da colheita foram retiradas amostras aleatórias de três quilogramas de café por parcela, as quais posteriormente foram secadas e beneficiadas para verificar o percentual do rendimento de grãos e efetuar a conversão do peso de frutos para peso de café beneficiado por planta.

A produção de café beneficiado de cada planta foi estimada por meio do rendimento de grãos obtido da amostra que foi retirada de cada parcela, desse modo realizou-se a seguinte conversão:

$$\mathbf{PCB}_{in} = \mathbf{PF}_{in} \times \% \mathbf{Rendimento}_i$$

em que:

PCB_{in}: produção de café beneficiado por planta n (n= 1, 2, 3, ... , 50) da parcela i (i=1, 2, 3, ..., 36);

PF_{in}: produção de frutos da planta n da parcela i;

%Rendimento_i: porcentagem do rendimento de grãos da parcela i.

3.1.2 Análises estatísticas

Para análise da produção de frutos por planta de cada experimento individual, foi utilizado o seguinte modelo estatístico:

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

em que:

Y_{ijk} : valor observado referente à planta k que recebeu a cultivar i no bloco j ;

μ : constante inerente a cada observação;

t_i : efeito da cultivar i ($i = 1, 2, 3, \dots, 12$);

b_j : efeito do bloco j ($j = 1, 2, 3$), $b_j \sim N(0, \sigma_b^2)$;

$e_{(ij)}$: efeito do erro experimental no nível de parcela, $e_{(ij)} \sim N(0, \sigma_e^2)$;

$d_{(ij)k}$: efeito da planta k dentro da parcela ij ($k = 1, 2, 3, \dots, 50$), $d_{(ij)k} \sim N(0, \sigma_d^2)$.

O esquema da análise de variância e as esperanças dos quadrados médios para o modelo estatístico da análise individual apresentado anteriormente, em que se consideram as informações de indivíduos dentro da parcela (RAMALHO; FERREIRA; OLIVEIRA, 2012), está apresentado na Tabela 2.

Tabela 2 Esquema da análise de variância para o delineamento em blocos casualizados completos mostrando fonte de variação (FV), graus de liberdade (GL) e esperanças de quadrado médio (E (QM))

FV	GL	QM	E (QM)
Bloco	r-1	QMB	$\sigma_d^2 + n\sigma_e^2 + nt\sigma_b^2$
Tratamentos	t-1	QMC	$\sigma_d^2 + n\sigma_e^2 + nr\phi_c$
Entre tratamentos	(r-1)(t-1)	QME	$\sigma_d^2 + n\sigma_e^2$
Dentro	(n-1)rt	QMD	σ_d^2

A partir das análises foram calculadas as estimativas dos componentes de variância segundo Ramalho, Ferreira e Oliveira (2012). Outros parâmetros de interesse como o coeficiente de variação experimental (CVe%), acurácia seletiva (r_{gg}) e coeficiente de determinação genotípico (r^2) também foram obtidos por meio dos estimadores:

$$CVe\% = \frac{\sqrt{QME/n}}{\bar{X}} \times 100 \quad r_{gg} = \sqrt{1 - 1/F}$$

$$r^2 = \frac{QMT - QME}{QMT}$$

Foi realizada a análise de variância conjunta da produção por planta dos diferentes locais (multilocal). Essa foi realizada após correção para heterogeneidade de variâncias pela multiplicação dos dados de cada local pela razão entre o desvio padrão ambiental médio (Se_m) para todos os locais pelo desvio padrão no local (Se_i) (RESENDE, 2007; SILVA; DUTKOWSKI; BORRALHO, 2005).

A análise multilocal foi realizada considerando o seguinte modelo estatístico:

$$Y_{ijklk} = \mu + t_i + a_l + (ta)_{il} + b_{j(l)} + e_{ij(l)} + d_{ijk(l)}$$

em que:

Y_{ijklk} : valor observado referente à planta k da cultivar i no bloco j no local l;

μ : constante inerente a cada observação;

t_i : efeito da cultivar i (i = 1, 2, 3, ..., 12);

a_l : efeito do local l (l = 1, 2);

$(ta)_{il}$: efeito da interação da cultivar i com o local l;

$b_{j(l)}$: efeito do bloco j dentro do local l (j = 1, 2, 3), $b_{j(l)} \sim N(0, \sigma_b^2)$;

$e_{ij(l)}$: efeito do erro experimental do associado à observação da parcela ij no local l, $e_{ij(l)} \sim N(0, \sigma_e^2)$;;

$d_{ijk(l)}$: efeito da planta k dentro da parcela ij dentro do local l (k = 1, 2, 3, ..., 50), $d_{ijk(l)} \sim N(0, \sigma_d^2)$;

O esquema da análise de variância multilocal e as esperanças dos quadrados médios estão apresentados na Tabela 3. Para esta análise também foram obtidas as estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros utilizados como medidas da precisão experimental, coeficiente de variação experimental (CVe%), acurácia seletiva e coeficiente de determinação genotípico.

Tabela 3 Esquema da análise de variância multilocal para o delineamento em blocos casualizados completos mostrando fonte de variação (FV), graus de liberdade (GL) e esperanças de quadrado médio (E (QM))

FV	GL	QM	E (QM)
Tratamentos (C)	t-1	QMC	$\sigma_d^2 + n\sigma_e^2 + nr\phi_C$
Locais (L)	l-1	QML	$\sigma_d^2 + n\sigma_e^2 + nt\sigma_{\frac{L}{E}}^2 + nrt\phi_L$
Bloco/Local	l(r-1)	QMB/L	$\sigma_d^2 + n\sigma_e^2 + nt\sigma_{\frac{L}{E}}^2$
C x L	(t-1)(l-1)	QMCxL	$\sigma_d^2 + n\sigma_e^2 + nr\phi_{C \times L}$
Erro médio (entre)	(r-1)(t-1)	QME	$\sigma_d^2 + n\sigma_e^2$
Dentro	(n-1)rt	QMD	σ_d^2

Como primeira etapa, para os dois locais, foi necessária a obtenção dos estratos a serem comparados considerando cada planta como uma unidade básica. O procedimento de reamostragem foi feito por meio da simulação de diferentes tamanhos de parcela. O uso da simulação na estimação do tamanho da parcela leva em consideração um maior número de informações, o que permitirá obter um tamanho adequado de parcela que possibilite estimar os parâmetros de forma mais precisa (LEITE et al., 2009).

Para os experimentos em Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, as unidades básicas foram agrupadas da seguinte maneira:

- i) As unidades básicas amostradas foram sorteadas aleatoriamente, formando estratos de tamanho variando de duas até 50 plantas, sendo que neste momento foi retirada apenas uma amostra para cada tamanho.
- ii) Foi realizada uma análise de variância para cada agrupamento de unidades básicas seguindo os modelos estatísticos já comentados, com a finalidade de obter as seguintes estimativas: quadrado médio do erro entre parcelas, quadrado médio do erro dentro de parcelas, quadrado médio de blocos, coeficientes de variação experimental e acurácia

seletiva. Obteve-se também a classificação dos tratamentos em cada tamanho reamostrado. Portanto, foram realizadas 49 análises de variância correspondentes a cada agrupamento de unidades básicas;

- iii) Os itens i e ii foram repetidos 1.000 vezes, ou seja, foram realizadas 1.000 reamostragens para cada tamanho de parcela e realizadas as análises de variância para cada reamostragem, permitindo desse modo, obter os intervalos de confiança para cada estimativa.

Para a análise multilocal, o agrupamento das unidades básicas foi realizado do mesmo modo para cada local individual.

3.1.3 Métodos para estimação do tamanho de parcela

Na literatura existem diversos métodos para estimar o tamanho de parcela experimental. No presente trabalho foram utilizados o método da reamostragem, o método da curvatura máxima do coeficiente de variação e o método do modelo linear segmentado com platô.

3.1.3.1 Método da reamostragem

Com base nas estimativas dos componentes de variância ambiental entre parcelas e de blocos, simulados para cada tamanho de parcela, é possível verificar o comportamento das estimativas com o aumento e/ou diminuição do número de plantas utilizadas. Desse modo, pode-se inferir qual o tamanho mais adequado de parcela para que sejam obtidas estimativas confiáveis dos parâmetros propostos.

Por meio dos coeficientes de variação experimental (C_{Ve}) e das acurácias seletivas obtidas nas reamostragens para cada tamanho de parcela

estudou o comportamento das estimativas em função do tamanho de parcela. Para que fosse determinado o tamanho de parcela ideal foram estabelecidos limiares, tanto para o CVe quanto para a acurácia, pois as faixas de classificação destas estimativas permitem pré-fixar valores que levam a maior precisão experimental e a maior confiabilidade nos resultados obtidos (CARGNELUTTI FILHO; BRAGA JUNIOR; LÚCIO, 2012; CARGNELUTTI FILHO et al., 2012c).

O limiar máximo estabelecido para o CVe foi de 25%, uma vez que na avaliação da produtividade de frutos do cafeeiro os valores de CVe normalmente obtidos são da ordem de 35 a 45 % (OLIVEIRA, A. et al., 2011; PAIVA et al., 2012; PINTO et al., 2012a, 2012b). Portanto o tamanho de parcela que fornecem estimativas de CVe inferiores à este limiar seria o tamanho de parcela ideal para obter maior precisão, pois quanto menor for a estimativa maior a precisão experimental (GOMES, 2009). Já para a acurácia seletiva quanto maior esta estimativa, maior será a precisão experimental. Dessa forma o limiar mínimo foi de 0,75, valor este considerado de alta precisão de acordo com Resende e Duarte (2007).

Outro enfoque que pode ser dado a reamostragem é a verificação do comportamento dos tratamentos quanto ao seu desempenho. Para cada reamostragem dos tamanhos de parcela são ordenadas as médias de produção por planta dos tratamentos. Considerando o tamanho máximo de parcela (50 plantas) foi realizado o teste de agrupamento de Scott-Knott. Com base no resultado do teste podem-se verificar quantos e quais são os tratamentos que compõem o melhor grupo, ou seja, o grupo que apresenta maior média de produtividade. Desse modo, dentro deste grupo as médias dos tratamentos não apresentam diferenças significativas.

Posteriormente verificou-se a correspondência na classificação dos melhores tratamentos nos diferentes tamanhos de parcela simulados com o

agrupamento realizado pelo teste de Scott Knott. Assim, foi possível verificar a porcentagem de coincidência entre classificação dos tratamentos que compõem o melhor grupo com o tamanho máximo adotado.

3.1.3.2 Método da curvatura máxima do coeficiente de variação

Este método foi proposto por Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) e consiste em considerar o coeficiente de variação entre os totais de parcelas de tamanho X , que é função do número de unidades básicas. Assim, a expressão do $CV_{(X)}$ entre totais é:

$$CV_{(X)} = \frac{\sqrt{(1 - \hat{\rho}^2) S^2 / \bar{Z}^2}}{\sqrt{X}} \times 100$$

em que:

X : tamanho da parcela em unidades básicas;

S^2 : variância do erro experimental;

\bar{Z} : média da parcela;

$\hat{\rho}$: coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem.

A partir das estimativas dos $CV_{(X)}$ aplica-se a primeira e a segunda derivadas em relação a X e obtém-se a função da curvatura K pela seguinte expressão:

$$K = \frac{75 \sqrt{(1 - \hat{\rho}^2) S}}{\sqrt{\bar{Z}^2} X^{2,5} \left(1 + 2500 \frac{(1 - \hat{\rho}^2) S^2}{X^3 \bar{Z}^2} \right)^{3/2}}$$

O ponto de máxima da função de curvatura é obtido pela expressão X_0 :

$$\hat{X}_0 = 10 \frac{\sqrt[3]{2(1 - \hat{\rho}^2)S^2\bar{Z}}}{Z}$$

em que:

\hat{X}_0 : ponto de máxima curvatura do coeficiente de variação (CV%);

Esta metodologia não necessita do agrupamento das unidades básicas experimentais para estimar o tamanho ótimo de parcela. Desse modo, a variância do erro experimental será considerada como a variância do erro dentro de parcelas (σ_d^2) obtida por meio da análise de variância considerando todas as 50 plantas na parcela tanto para as análises individuais quanto para a análise multilocal.

O coeficiente de autocorrelação espacial utilizado para estimação do tamanho de parcela ($\hat{\rho}$) é a ausência de aleatoriedade da variável em estudo devido à sua distribuição espacial, ou seja, uma variável apresenta autocorrelação espacial quando é possível prever o valor que ela assume a partir do valor estimado em parcelas próximas espacialmente (ZUQUIM, 2012). A presença desta correlação pode permitir a obtenção de estimativas e previsões mais precisas aumentando assim a eficiência da análise estatística (RESENDE; STURION, 2003).

O coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem ($\hat{\rho}$) é estimado pela seguinte expressão, apresentada por Lúcio et al. (2012):

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{1c} (\hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon})(\hat{\epsilon}_{i-1})}{\sum_{i=1}^{1c} (\hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon})^2}$$

em que:

$\hat{\varepsilon}_i$ é o erro experimental associado à cada observação do experimento;

$\bar{\varepsilon}$ é o erro experimental médio.

Primeiramente estimou-se o coeficiente entre plantas adjacentes de cada uma das linhas de plantio do experimento e o coeficiente das colunas (entre as linhas), por meio dos erros associados às plantas que compõem estas linhas e colunas. Então, obtiveram-se as médias das linhas e colunas e a estimativa gerada foi utilizada para determinar o tamanho de parcela.

3.1.3.3 Método do modelo linear segmentado com platô

O método consiste em aplicar a teoria dos modelos lineares segmentados com platô no contexto de dimensionamento de tamanhos ótimos de parcela. Para isso, Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) consideraram o seguinte modelo:

$$CV_{(X)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon_x & \text{se } X \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_x & \text{se } X > X_0 \end{cases}$$

em que:

$CV_{(X)}$: coeficiente de variação entre totais de parcela de tamanho X ;

X : número de unidades experimentais básicas agrupadas;

X_0 : tamanho ótimo de parcelas para o qual o modelo linear se transforma em um platô em relação à abscissa;

CVP : coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô;

β_0 e β_1 : intercepto e coeficiente angular, respectivamente, do segmento linear;

ϵ_x : erro associado ao $CV_{(x)}$ supostamente normal e independentemente distribuído com média zero e variância constante.

Para se obter a continuidade entre o segmento linear e o platô, esses devem ser igualados no ponto X_0 . Assim o estimador de X_0 é:

$$X_0 = \frac{(CVP - \beta_0)}{\beta_1}$$

Para o ajuste desse modelo, utilizou-se o método dos quadrados mínimos para modelos não lineares com intuito de estimar $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$ e o \hat{CVP} (GALLANT, 1987).

Dessa maneira, o valor X_0 é considerado como tamanho ótimo de parcela, por estabilizar o CV% em um nível mínimo CVP. Este ponto corresponde ao ponto em que o platô se estabiliza e tem-se então uma reta horizontal, indicando que acima deste ponto não há aumento em precisão com incremento do número de plantas por parcela.

O modelo linear segmentado com platô é ajustado com base nos coeficientes de variação estimados para cada tamanho de parcela, portanto, este método é dependente do agrupamento das unidades básicas. Os coeficientes de variação foram obtidos por meio da simulação dos tamanhos de parcelas, e posteriormente obteve-se a média dos CVe obtidos das 1.000 reamostragens para cada tamanho.

3.2 Tamanho de amostra

Foram utilizados experimentos do programa de melhoramento do cafeeiro da EPAMIG implantados em fazendas experimentais nos municípios de São Sebastião do Paraíso (SSP) e Três Pontas (TP), MG (Tabela 4).

Nos dois locais, os experimentos foram constituídos de 25 progênies F₄ (Mundo Novo x Mundo Novo) de café no delineamento de blocos casualizados completos, com três repetições e 10 plantas por parcela no espaçamento de 3,5 x 0,8 m. A colheita dos experimentos foi realizada no mês de julho de 2012.

Tabela 4 Caracterização e variáveis climáticas dos locais de instalação dos experimentos. São Sebastião do Paraíso e Três Pontas, MG, 2012

Variáveis climáticas	Municípios	
	São Sebastião do Paraíso	Três Pontas
Altitude (m)	890	935
Temperatura média (°C)	19,2	18,6
Precipitação média anual (mm)	1590	1564
Latitude	21°55' S	21°19' S
Longitude	47°07' O	45°28' O

3.2.1 Características avaliadas

Foram avaliados o peso de frutos, peso de café seco e peso de café beneficiado por amostra. Foram colhidas todas as plantas da parcela e, posteriormente, a produção de frutos da parcela foi particionada em amostras de 0,5 litros de café que foram pesadas, ou seja, obtiveram-se os pesos de frutos por amostra (g.amostra⁻¹). Cada amostra constituiu uma unidade básica (ub).

O número máximo de amostras obtidas em cada parcela foi dependente da produção total da mesma. Todas as amostras foram secas e beneficiadas com finalidade de obter o peso de café beneficiado (g.amostra⁻¹). Após o beneficiamento de todas as amostras obteve-se o rendimento de grãos (%) pela relação entre peso de café beneficiado e o peso de frutos das amostras.

3.2.2 Análises estatísticas

Os dados foram analisados de acordo com o seguinte modelo estatístico:

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

em que:

Y_{ijk} : valor observado referente à amostra k que da progênie i no bloco j;

μ : constante inerente a cada observação;

t_i : efeito da progênie i (i = 1, 2, 3, ..., 25);

b_j : efeito do bloco j (j = 1, 2, 3), $b_j \sim (N, \sigma_b^2)$;

e_{ij} : efeito do erro experimental associado à observação da parcela ij,

$e_{ij} \sim (N, \sigma_e^2)$;

$d_{(ij)k}$: efeito do erro entre amostras (k = 1, 2, 3, ..., n), $d_{(ij)k} \sim (N, \sigma_d^2)$.

O esquema da análise de variância e as esperanças dos quadrados médios esta apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 Esquema da análise de variância para o delineamento em blocos casualizados completos mostrando fonte de variação (FV), graus de liberdade (GL) e esperanças de quadrado médio (E(QM))

FV	GL	QM	E(QM)
Bloco	r-1	QMB	$\sigma_a^2 + n\sigma_e^2 + nt\sigma_b^2$
Progênies	t-1	QMP	$\sigma_a^2 + n\sigma_e^2 + nr\phi_F$
Erro experimental	(r-1)(t-1)	QME	$\sigma_a^2 + n\sigma_e^2$
Erro amostral	(n-1)bt	QMA	σ_a^2

Devido ao grande desbalanceamento do número de amostras entre os locais, optou-se por não realizar a análise multilocal.

O coeficiente de variação experimental (CVe%) e coeficiente de variação amostral (CVa%) foram obtidos por meio dos seguintes estimadores:

$$CVe\% = \frac{\sqrt{\frac{QME}{n}}}{\bar{X}} \times 100 \qquad CVa\% = \frac{\sqrt{QMA}}{\bar{X}} \times 100$$

Para o agrupamento das amostras foi utilizado o seguinte procedimento:

- a) As amostras de cada parcela foram agrupadas variando de uma unidade básica até o máximo que a parcela possibilitou, em que as n amostras agrupadas foram sorteadas aleatoriamente sem reposição;
- b) Foi realizada uma análise de variância para cada agrupamento de unidades básicas considerando o modelo estatístico já definido;
- c) Realizou-se 500 reamostragens com o intuito de gerar 500 conjuntos de dados para cada agrupamento de unidades básicas e, posteriormente, realizou-se a análise de variância para cada tamanho simulado;
- d) Foram obtidas as variâncias experimentais, variâncias amostrais e os coeficientes de variação experimental e amostral para cada agrupamento de unidades básicas.

3.2.3 Métodos para estimação do tamanho de amostra

Para estimar o tamanho de amostra foram utilizados os mesmos métodos da estimação do tamanho de parcela. Os métodos da curvatura máxima do coeficiente de variação e o método do modelo linear segmentado com platô. Segue-se a mesma sistemática, porém deve-se ressaltar que nos lugares em que se refere à parcela tem que considerá-la como amostra.

Já o método da reamostragem apresenta algumas diferenças em relação ao anteriormente apresentado para estimação do tamanho de parcela, uma vez que nesse caso o objetivo é obter um tamanho de amostra que represente o rendimento de grãos da parcela. A partir da estimativa do tamanho de amostra ideal pode-se obter o rendimento de grãos sem a necessidade de secar e beneficiar a parcela toda, o que reduziria o tempo e o custo nessas etapas.

Para estimar o tamanho de amostra que representa o rendimento da parcela foi verificada a associação entre rendimento de grãos total da parcela e o rendimento estimado pelos diferentes tamanhos de amostras simulados. A associação foi verificada por meio do coeficiente de correlação linear de Pearson (r).

Para cada tamanho de amostra foram obtidas 500 estimativas de correlação e foram determinados os valores dos percentis 2,5% e 97,5% que compõem o intervalo de confiança com 95% de probabilidade. Por meio dos valores desse intervalo obtido, foi determinado o tamanho de amostra a partir do qual o coeficiente de correlação encontra-se inserido neste intervalo com intuito de verificar os tamanhos de amostra que apresentaram maior correlação com o rendimento real.

Todas as análises deste trabalho foram realizadas utilizando o software R (R CORE TEAM, 2012). As rotinas utilizadas encontram-se no ANEXO B.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Tamanho de parcela

A produtividade de grãos de cada planta foi obtida por meio da conversão do peso de frutos por planta, multiplicado pelo rendimento de grãos estimado de cada parcela do experimento. Desse modo, estimou-se a correlação fenotípica (0,9865; $P < 0,01$) entre a produtividade de frutos da planta e a produtividade de grãos beneficiados, evidenciando que é possível efetuar as análises com base na produtividade de frutos. Assim, no presente trabalho, optou-se por efetuar as análises com base na produção de frutos por planta, pois se pode atenuar o efeito de amostragem e é um caráter de fácil mensuração.

O resumo das análises de variância individual relativos à avaliação dos tratamentos para o caráter produtividade de frutos nos locais em que foram conduzidos os experimentos, em Santo Antônio do Amparo (SAA) e em Serra do Salitre (SS), está apresentado na Tabela 6.

Verificaram-se diferenças significativas ($P < 0,01$) para a fonte de variação tratamentos em Serra do Salitre, no entanto, para Santo Antônio do Amparo, não se encontrou diferenças significativas. A média da produção das plantas em Santo Antônio do Amparo (3,88) foi 2,47 vezes a média em Serra do Salitre, o que evidencia que o desempenho médio dos tratamentos foi bastante distinto entre os locais.

Como o pressuposto de homogeneidade de variâncias não foi atendido, à análise multilocal foi realizada utilizando a correção para heterogeneidade de variâncias indicada por Resende (2007) e Silva, Dutkowski e Borralho (2005). A correção foi feita pela ponderação dos dados dos experimentos individuais pela relação entre os desvios ambientais de cada local e o desvio médio dos locais. Após a ponderação dos dados fenotípicos procedeu-se a análise.

Tabela 6 Resumo das análises de variância individual dos tratamentos referente à produtividade de frutos (kg.planta⁻¹). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

FV	GL	Quadrados Médios	
		Santo Antônio do Amparo	Serra do Salitre
Blocos	2	64,74	4,20
Tratamentos	11	22,73 ^{ns}	23,77 ^{**}
Entre	22	20,33	1,35
Dentro	1764	2,48	0,51
Total	1799	-	-
Média		3,88	1,57

^{**}, * Significativo pelo teste F a 1% e 5% de probabilidade, respectivamente.

^{ns} Não significativo pelo teste F a 5% de probabilidade.

As fontes de variação tratamentos, locais, e interação tratamentos x locais foram significativas ($P < 0,01$) para a produtividade de frutos (Tabela 7). A presença da interação evidencia que os tratamentos apresentaram comportamento diferenciado de acordo com as mudanças proporcionadas pelos locais, o que está de acordo com o que foi visualizado com base na média de produtividade em cada local e também segue a mesma tendência dos níveis de significância das fontes de variação testadas, os quais sofreram grandes alterações o que indica que a grande diferença do valor absoluto entre as estimativas dos quadrados médios influencia o resultado dos testes de significância.

Na Tabela 8, estão apresentadas as estimativas dos parâmetros de interesse que pode fornecer inferências sobre as condições do experimento e a precisão experimental das três situações, que são a análise de Santo Antônio do Amparo, análise de Serra do Salitre e análise multilocal.

Tabela 7 Resumo da análise de variância multilocal dos tratamentos referente à produtividade de frutos (kg.planta⁻¹). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

FV	GL	Quadrados Médios
Tratamentos	11	115,60**
Locais	1	2367,00**
Tratamentos x Local	11	87,60**
Blocos/Local	4	34,10
Entre	44	10,80
Dentro	3528	2,71
Total	3599	-
Média		3,65

** , * Significativo pelo teste F a 1% e 5% de probabilidade, respectivamente.

Os coeficientes de variação experimental (CVe%) podem ser considerados baixos e coerentes para a variável estudada, resultado este semelhante ao encontrado para o mesmo caráter para a cultura do cafeeiro, tanto para as análises individuais quanto para a análise multilocal (BOTELHO et al., 2007; PAIVA et al., 2012; PINTO et al., 2012a, 2012b).

Tabela 8 Estimativas de parâmetros para produtividade de frutos (kg.planta⁻¹), avaliadas nos dois locais e para a análise multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

Parâmetros	Situações		
	Santo Antônio do Amparo	Serra do Salitre	Multilocal
σ_b^2	0,0740	0,0048	0,0388
σ_a^2	0,3570	0,0168	0,1618
σ_d^2	2,4800	0,5100	2,7100
σ_d^2 / σ_a^2	6,9468	30,3571	16,7491
CVe%	16,4343	10,4660	12,7331
r_{EG}^2	0,3249	0,9712	0,9521
r^2	0,1056	0,9432	0,9065

σ_b^2 : variância de blocos; σ_d^2 : variância ambiental dentro de parcelas; σ_e^2 : variância ambiental entre parcelas; CVe%: coeficiente de variação experimental; R^2 : acurácia seletiva; r^2 : coeficiente de determinação genotípico.

Em Santo Antônio do Amparo como não se detectou diferença significativa para efeito de tratamentos, a estimativa da acurácia foi menor. Esta baixa estimativa, no entanto, não remete a falha de precisão experimental, pois o fato pode estar relacionado a não existência de diferença significativa entre os tratamentos. Assim sendo, as baixas estimativas do coeficiente de determinação genotípico (0,1056) e da acurácia (0,3249) ocorrem devido ao fato dos parâmetros apresentam relação com variação entre os tratamentos.

As estimativas da acurácia foram de elevada magnitude (>0,95) indicando alta precisão experimental tanto para Serra do Salitre com para a análise multilocal. Esta alta precisão pode ser evidenciada pelas altas estimativas do coeficiente de determinação genotípico.

4.1.1 Estimativa do tamanho de parcela pelo método da reamostragem

Pela reamostragem das unidades básicas foi possível visualizar a dispersão das estimativas dos parâmetros de interesse. Foi detectado um elevado número de estimativas negativas para os componentes de variância de blocos e variância ambiental entre parcelas nas 1.000 reamostragens realizadas (Tabela 9). Isto pode ser indício de que a amostragem, o modelo matemático ou método de estimação usado não foi o mais adequado para as situações analisadas. Neste contexto, a determinação do tamanho de parcela fica condicionada ao momento em que as estimativas negativas não mais são detectadas. Por meio do componente de variância de blocos o tamanho de parcela ficou entre 25 (SAA) a 40 (SS), já para o componente de variância do erro o número de plantas variou de 9 (SAA) a 31 (SS). Desta forma, esse método leva a estimativas elevadas de

tamanho de parcela, mostrando não ser adequada para esta finalidade o que indica que as variâncias não são influenciadas somente pelo tamanho de parcela.

O problema da amostragem mal efetuada pode ser detectado também quando se verifica valores de variância dentro de parcelas superiores às estimativas de variância entre parcelas, contudo quando se depara com essas situações deve-se optar por tamanhos de parcela maiores.

Tabela 9 Número de estimativas negativas encontradas para variância de blocos (σ_b^2) e para variância ambiental entre parcelas (σ_e^2) nas 1.000 simulações realizadas para Santo Antônio do Amparo (SAA), Serra do Salitre (SS) e para a análise multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

Tamanho	σ_b^2			σ_e^2		
	SAA	SS	Multilocal	SAA	SS	Multilocal
2	420	541	430	277	464	360
3	348	510	374	182	408	297
4	302	474	318	88	387	206
5	262	432	265	39	352	171
6	187	415	244	20	316	93
7	165	389	203	12	298	108
8	155	376	172	8	275	50
9	136	382	153	0	221	32
10	96	312	105	0	206	21
11	84	297	107	0	185	11
12	70	274	68	0	154	8
13	42	240	69	0	138	3
14	35	235	46	0	135	2
15	39	216	41	0	103	1
16	33	186	42	0	84	0
17	28	162	21	0	56	0
18	16	158	15	0	70	0
19	15	153	27	0	50	0
20	10	132	11	0	45	0
21	5	119	9	0	28	0
22	2	120	6	0	30	0
23	5	80	5	0	18	0
24	3	77	2	0	11	0

25	0	59	2	0	9	0
26	1	52	2	0	4	0

“Tabela 9, conclusão”

Tamanho	σ_h^2			σ_e^2		
	SAA	SS	Multilocal	SAA	SS	Multilocal
27	0	59	3	0	5	0
28	0	43	1	0	2	0
29	0	34	0	0	1	0
30	0	37	0	0	1	0
31	0	31	1	0	0	0
32	0	19	0	0	0	0
33	0	16	0	0	0	0
34	0	10	0	0	0	0
35	0	11	0	0	0	0
36	0	3	0	0	0	0
37	0	10	0	0	0	0
38	0	2	0	0	0	0
39	0	1	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0
41	0	0	0	0	0	0
42	0	0	0	0	0	0
43	0	0	0	0	0	0
44	0	0	0	0	0	0
45	0	0	0	0	0	0
46	0	0	0	0	0	0
47	0	0	0	0	0	0
48	0	0	0	0	0	0
49	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0

Para auxiliar na decisão quanto ao tamanho de parcela utilizou-se a dispersão das estimativas do coeficiente de variação experimental (CVe%) e da acurácia seletiva (F_{ss}) para a produção de frutos nas situações em que foram estudadas para o Santo Antônio do Amparo, Serra do Salitre e multilocal nas 1.000 reamostragens de tamanhos diferentes. A utilização deste método é de

grande valia, pois estes parâmetros são os mais utilizados como medidas da precisão experimental.

Com intuito de verificar o tamanho de parcela por meio da dispersão do coeficiente de variação experimental e da acurácia seletiva, foram utilizados valores de referência encontrados na literatura que possibilitam a obtenção de uma elevada precisão experimental e alta confiabilidade nos resultados. Esses valores pré-estabelecidos foram 25% para CVe, ou seja, valores abaixo são considerados bons, e 0,75 para acurácia, indicando que acima deste valor tem-se também uma boa precisão experimental.

A tendência da dispersão dos coeficientes de variação mostra que a variação dentro das 1.000 estimativas aumenta à medida que o tamanho da parcela diminui. Ao considerar um CVe de 25%, observa-se que um tamanho de parcela de 10 ub é o suficiente tanto para o Santo Antônio do Amparo com para Serra do Salitre e também para a análise multilocal (Gráfico 1). Quando verifica a dispersão da acurácia há uma semelhança ao comportamento do CVe pois quanto maior o número de plantas menor a variação das 1.000 estimativas da acurácia.

Para Santo Antônio do Amparo foi observado uma maior variação das estimativas da acurácia (Gráfico 2). A tendência do comportamento das estimativas para este local foi contrária à das outras situações (Serra do Salitre e multilocal). Em Santo Antônio do Amparo percebe-se uma redução na média destas estimativas com o aumento do número de plantas que compõem a parcela experimental. Este fato é devido a não existência de diferença significativa entre tratamentos neste local, o que reforça a ideia de que a acurácia é realmente vantajosa como medida da precisão experimental quando se tem diferença significativa entre os tratamentos (RESENDE; DUARTE, 2007).

Pela visualização do comportamento das estimativas do CVe e da acurácia, quando se considera 10 ub, este tamanho de parcela é suficiente para

obter uma alta precisão experimental, com 95% das estimativas de CV_e inferiores a 25% e acurácia acima de 0,75.

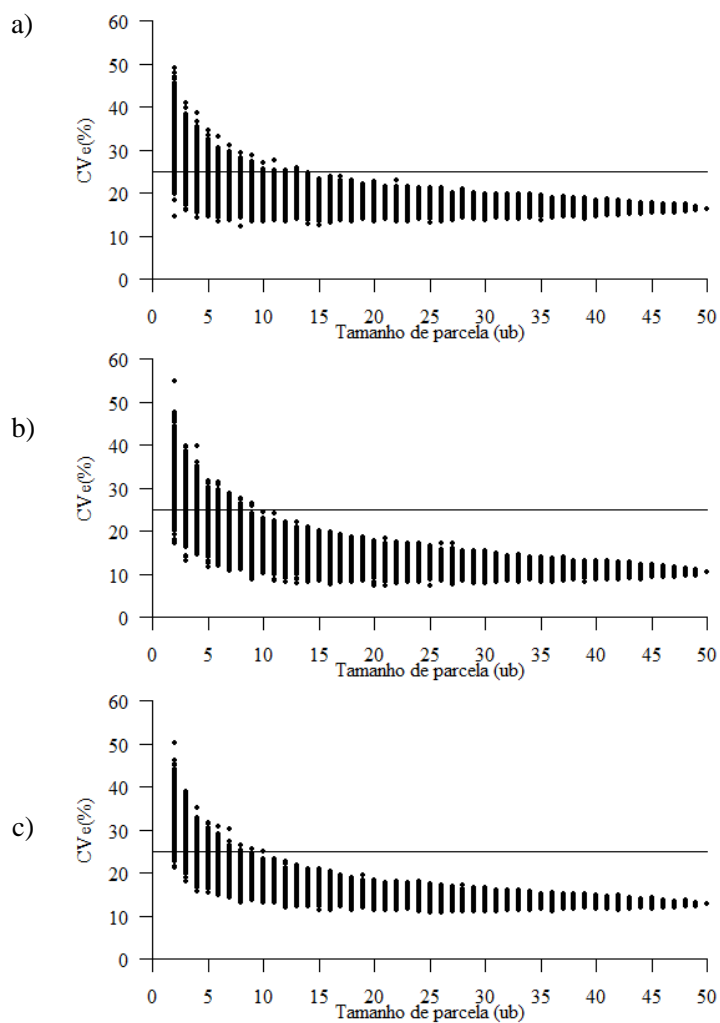


Gráfico 1 Dispersão das 1.000 estimativas do coeficiente de variação experimental relativos ao caráter produção de frutos em função do tamanho de parcela

Nota: As linhas paralelas ao eixo das abcissas indicam os valores pré-fixados. a) Santo Antônio do Amparo; b) Serra do Salitre e c) Multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.

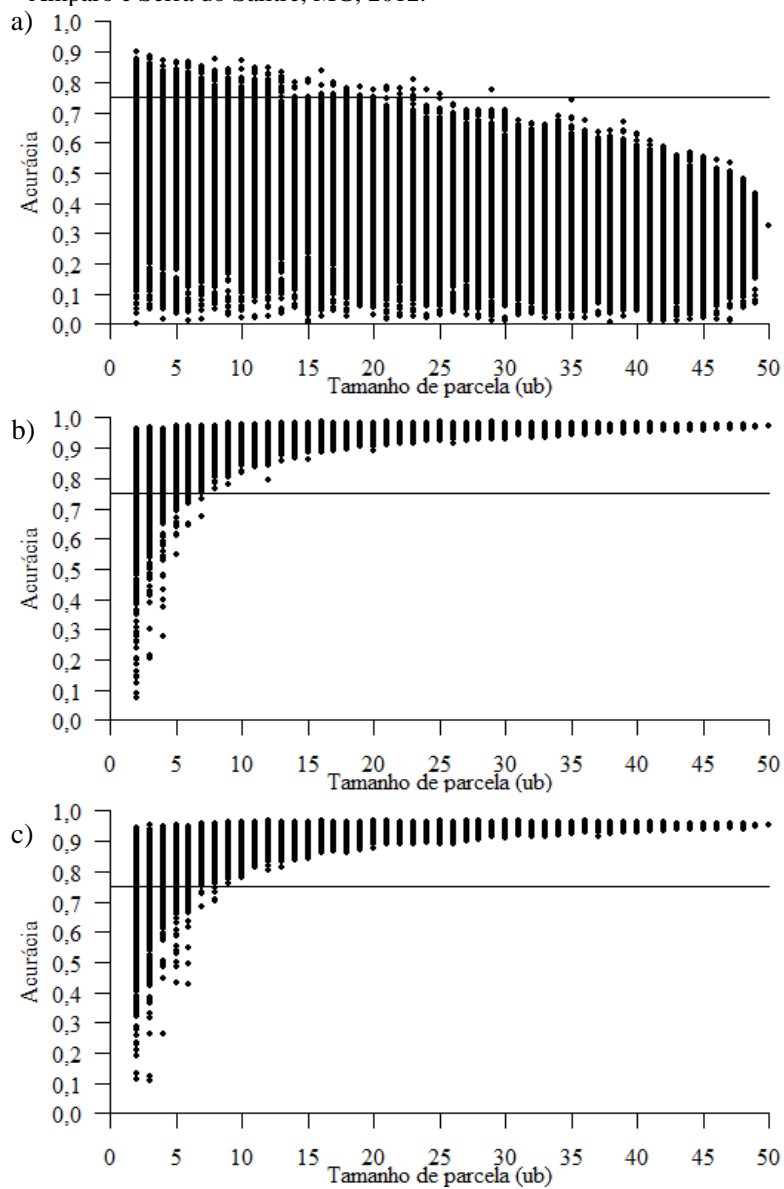


Gráfico 2 Dispersão das 1.000 estimativas da acurácia seletiva relativas ao caráter produção de frutos em função do tamanho de parcela

Nota: As linhas paralelas ao eixo das abcissas indicam os valores pré-fixados. a) Santo Antônio do Amparo; b) Serra do Salitre e c) Multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.

A coincidência dos tamanhos de parcela obtidos pelas dispersões do CVe e da acurácia é de grande importância pelo fato destes dois parâmetros terem estimadores distintos, pois para o cálculo do coeficiente de variação é levado em conta o quadrado médio do erro e a média experimental, já a acurácia é estimada em função da estatística F (de Snedecor) associada aos tratamentos, que representa a razão de variâncias para os efeitos de tratamentos associado à análise de variância (RAMALHO; FERREIRA; OLIVEIRA, 2012; RESENDE; DUARTE, 2007).

Com o auxílio da reamostragem, outra abordagem que pode ser realizada com o intuito de determinar o tamanho de parcela é por meio da correspondência do ranqueamento dos tratamentos nas simulações dos diferentes tamanhos de parcelas com o tamanho máximo (50 ub). No entanto, a aplicação deste procedimento só é possível quando o efeito de tratamento for significativo, ou seja, exista diferença significativa entre os tratamentos, o que foi visualizado para o Serra do Salitre e para a análise multilocal, assim para essas duas situações foi verificado a porcentagem de coincidência.

Foi realizado o teste de agrupamento de Scott-Knott para o tamanho máximo de parcela com intuito de ranquear os tratamentos com melhor desempenho, ou seja, maiores médias, e assim possibilitar a comparação com os diversos tamanhos simulados, pois é preciso verificar a coincidência dos tratamentos classificados dentro do melhor grupo (Tabela 10). Em SS dois tratamentos foram classificados no melhor grupo e já na análise multilocal cinco tratamentos estão no grupo dos melhores.

Para Serra do Salitre a porcentagem de coincidência dos dois melhores tratamentos dentro das 1.000 reamostragens para cada tamanho com o tamanho máximo foi superior a 95% somente a partir do tamanho de 19 ub (Tabela 11).

Para a análise multilocal a coincidência dos cinco melhores tratamentos foi superior a 95% a partir do tamanho de parcela composta por 17 ub (Tabela 12).

Tabela 10 Médias dos tratamentos de café avaliados para o caráter produção de frutos (kg.planta^{-1}) considerando a análise de todas as 50 plantas na parcela. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

Serra do Salitre		Multilocal	
Tratamento	Média	Tratamento	Média
8	2,140 a	8	4,514 a
1	2,098 a	1	4,341 a
10	1,887 b	7	4,182 a
6	1,846 b	6	4,127 a
7	1,762 b	10	4,126 a
4	1,649 b	12	3,730 b
5	1,625 b	4	3,601 b
12	1,481 c	5	3,546 b
2	1,154 d	2	2,966 c
3	1,108 d	9	2,961 c
9	1,069 d	3	2,840 c
11	1,050 d	11	2,836 c

Médias seguidas pela mesma letra nas colunas pertencem a um mesmo grupo pelo teste de Scott-Knott no nível de 5% de probabilidade.

Nota-se que houve uma semelhança dos tamanhos de parcela ao agrupar os tratamentos de melhor desempenho dentro das simulações para o Serra do Salitre e para a análise multilocal. Isto já era esperado, uma vez que estão sendo comparados tratamentos que foram alocados nos grupos com maior média e que não existe diferença significativa entre os tratamentos de mesmo grupo. Porém, estes resultados não estão de acordo com os obtidos pela dispersão do coeficiente de variação experimental e da acurácia seletiva nas 1.000 reamostragens realizadas, onde foram considerados valores pré-fixados para verificar o número de ub para compor a parcela experimental.

Tabela 11 Porcentagem de coincidência entre a classificação do primeiro e segundo tratamento com maior média para cada tamanho de parcela reamostrado em relação ao tamanho máximo (50 ub), Serra do Salitre, MG, 2012

Tamanho	1 ^a	2 ^a	Tamanho	1 ^a	2 ^a
2	62	55	27	100	100
3	67	61	28	100	99
4	73	68	29	100	100
5	76	71	30	100	100
6	80	73	31	100	100
7	82	77	32	100	100
8	85	80	33	100	100
9	88	83	34	100	100
10	90	83	35	100	100
11	90	86	36	100	100
12	92	87	37	100	100
13	93	88	38	100	100
14	94	90	39	100	100
15	95	93	40	100	100
16	96	92	41	100	100
17	97	94	42	100	100
18	98	94	43	100	100
19	98	95	44	100	100
20	98	96	45	100	100
21	99	96	46	100	100
22	99	97	47	100	100
23	98	97	48	100	100
24	99	98	49	100	100
25	100	98	50	100	100
26	99	99			

Depreende-se então que o estudo da porcentagem de coincidência do ranqueamento dos tratamentos leva a obtenção de tamanhos de parcela muito elevados. Isto pode estar associado a outros problemas do planejamento experimental, como número de repetições ou até mesmo pela pequena variação entre os tratamentos.

Tabela 12 Porcentagem de coincidência entre a classificação da primeira à quinta cultivar ranqueada com maior média para cada tamanho de parcela (T) reamostrado em relação ao tamanho máximo (50 ub) pela análise multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

T	1 ^a	2 ^a	3 ^a	4 ^a	5 ^a	T	1 ^a	2 ^a	3 ^a	4 ^a	5 ^a
2	94	89	84	74	59	27	100	100	100	100	100
3	98	94	87	78	62	28	100	100	100	100	100
4	100	97	92	82	67	29	100	100	100	100	100
5	100	98	94	86	69	30	100	100	100	100	100
6	100	99	96	89	72	31	100	100	100	100	100
7	100	99	97	92	74	32	100	100	100	100	100
8	100	100	97	93	75	33	100	100	100	100	100
9	100	100	99	95	82	34	100	100	100	100	100
10	100	100	99	96	83	35	100	100	100	100	100
11	100	100	100	98	87	36	100	100	100	100	100
12	100	100	100	99	88	37	100	100	100	100	100
13	100	100	100	99	91	38	100	100	100	100	100
14	100	100	100	99	93	39	100	100	100	100	100
15	100	100	100	100	93	40	100	100	100	100	100
16	100	100	100	100	94	41	100	100	100	100	100
17	100	100	100	100	96	42	100	100	100	100	100
18	100	100	100	100	96	43	100	100	100	100	100
19	100	100	100	100	96	44	100	100	100	100	100
20	100	100	100	100	98	45	100	100	100	100	100
21	100	100	100	100	98	46	100	100	100	100	100
22	100	100	100	100	99	47	100	100	100	100	100
23	100	100	100	100	99	48	100	100	100	100	100
24	100	100	100	100	99	49	100	100	100	100	100
25	100	100	100	100	100	50	100	100	100	100	100
26	100	100	100	100	100						

Portanto, o método da correspondência do ranqueamento de tratamentos pela reamostragem mostra-se pouco adequado para estimar o número de plantas para compor a parcela experimental. Alguns autores comentam que métodos que dependem de teste de comparações entre médias não são adequados para avaliar a precisão experimental e, por conseguinte, estimar o tamanho de parcelas (CARGNELUTTI FILHO; BRAGA JUNIOR; LÚCIO, 2012; CARGNELUTTI FILHO et al., 2012c; RESENDE; DUARTE, 2007).

4.1.2 Estimativa do tamanho de parcela pelo método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MMCCV)

Para estimar o tamanho de parcela pelo método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MMCCV) foram calculados os coeficientes de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ). Estes foram determinados para cada local por meio do arranjo dos experimentos individuais. As estimativas desses coeficientes estão dispostas na Tabela 13, juntamente com as variáveis necessárias para o cálculo do tamanho de parcela pelo método em questão.

Tabela 13 Estimativas da autocorrelação espacial de primeira ordem $\hat{\rho}$, média geral dos experimentos (\bar{X}) e variância dentro (σ_d^2). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

Estimadores	Santo Antônio do Amparo	Serra do Salitre	Multilocal
$\hat{\rho}$	0,083	0,012	0,000
\bar{X}	3,880	1,570	3,650
σ_d^2	2,480	0,510	2,710

Para a análise multilocal considerou-se o parâmetro de autocorrelação (ρ) igual à zero, uma vez que as unidades básicas nos dois locais são

consideradas independentes. Ao utilizar $\hat{\rho}=0$ obtém-se uma estimativa do tamanho de parcela mais conservadora, ou seja, quando este valor é igual à zero, o tamanho estimado será o maior possível (PARANAÍBA; MORAIS; FERREIRA, 2009).

Por meio da equação proposta neste método foram obtidos os tamanhos de parcela para os locais e para análise multilocal. A relação existente entre o coeficiente de variação experimental e o tamanho de parcela para a produção de frutos possibilita obter-se os pontos de máximo da curvatura entre os coeficientes de variação e os tamanhos de parcela (ub) agrupados.

Para Santo Antônio do Amparo o tamanho estimado foi menor, tendo como o tamanho ideal da parcela de 6,88 ub, para Serra do Salitre foi de 7,45 ub e para a análise multilocal de 7,42 ub (Gráfico 3). Observa-se que houve uma pequena variação entre os tamanhos de parcela estimados pelo método da curvatura máxima do coeficiente de variação entre as situações analisadas, variação esta menor que uma unidade. O interessante é que mesmo havendo interação Tratamentos x Locais este método possibilitou obter estimativas de tamanho de parcela equivalentes.

Desta forma parcelas formadas por aproximadamente 8 ub, ou seja, oito plantas, engloba as três situações apresentadas para avaliação da produção de frutos do cafeeiro.

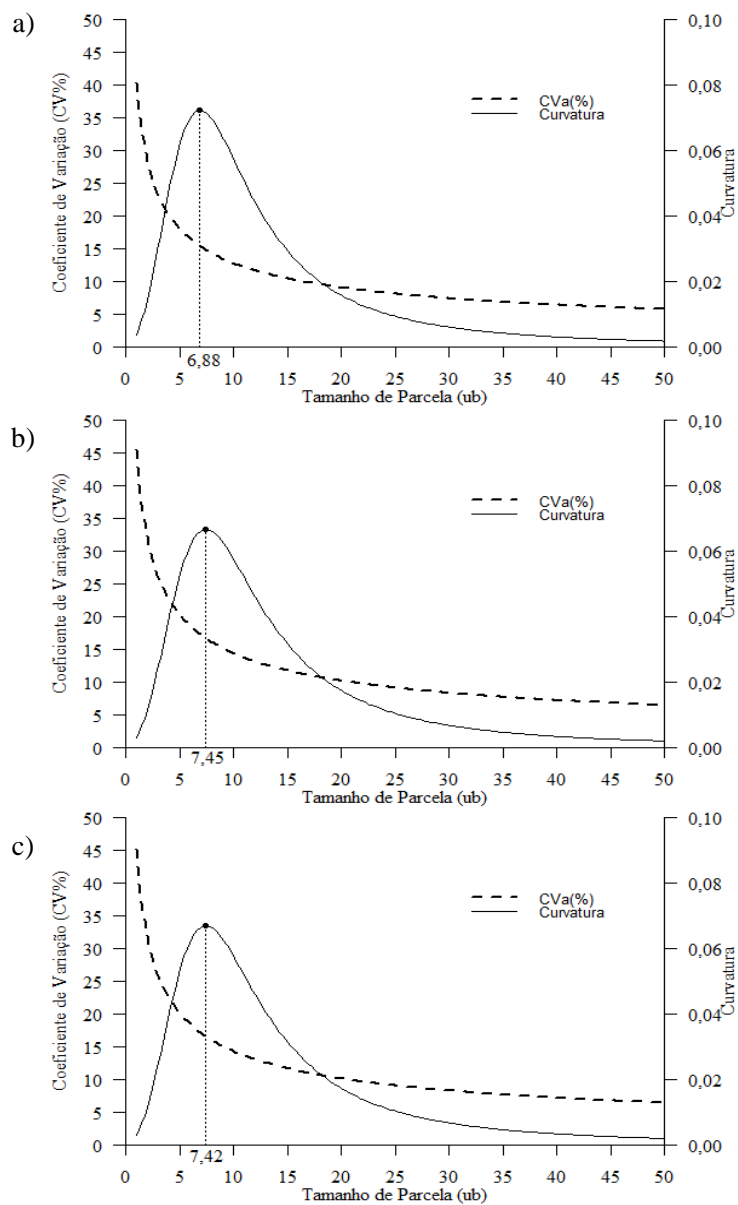


Gráfico 3 Relação entre coeficiente de variação experimental (CVe) e tamanho de parcela (ub) e Relação entre a curvatura (Y) e tamanho de parcela (X). a) Santo Antônio do Amparo; b) Serra do Salitre e c) Multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

4.1.3 Estimativa do tamanho de parcela pelo método do modelo linear segmentado com platô (MMLSP)

De posse das estimativas dos coeficientes de variação experimental (CVe%) obtidos para cada tamanho de parcela nas 1.000 simulações de diferentes tamanhos foi possível obter as médias destas estimativas para cada tamanho.

Os CVe variaram de 32,05% a 16,41% para Santo Antônio do Amparo; 32,83% a 10,44% para Serra do Salitre e de 33,49% a 12,76% para a análise multilocal. Observou-se a redução no CVe em consequência do aumento do tamanho da parcela, ou seja, os valores dos CVe foram inversamente proporcionais ao tamanho da parcela (Tabela 14). Esse comportamento foi relatado por Morais et al. (2005) em caracteres vegetativos para a cultura do cafeeiro e por Viana et al. (2000) para a produção de café cereja.

De acordo com os tamanhos de parcela e os respectivos CVe estimados, foram obtidos os valores de β_0 , β_1 , CVP e X_0 do modelo linear com platô, apresentados na Tabela 15. Os coeficientes de determinação do modelo foram elevados, variando de 89,9% a 90,2%, o que revela um bom ajuste dos dados ao modelo e, conseqüentemente, elevada confiabilidade nas estimativas do tamanho de parcela. Resultados semelhantes foram encontrados por Silva et al. (2012) para a cultura do rabanete, Cargnelutti Filho et al. (2011a) ao avaliarem híbridos de milho e Donato et al. (2008) para a cultura da bananeira.

Por meio do ajuste do modelo os tamanhos de parcela estimados foram de 10,78 ub para Santo Antônio do Amparo, 12,83 ub para Serra do Salitre e 11,86 ub para a análise multilocal (Gráfico 4).

Tabela 14 Coeficientes de variação experimental médios (CVe%) obtidos por meio do agrupamentos de ubs pela reamostragem computacional para as análises de Santo Antônio do Amparo (SAA), Serra do Salitre (SS) e Multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

CVe%							
Tamanho	SAA	SS	Multilocal	Tamanho	SAA	SS	Multilocal
2	32,05	32,83	33,49	27	17,23	12,00	14,06
3	27,43	27,29	28,15	28	17,23	11,89	13,92
4	24,95	23,99	24,98	29	17,06	11,68	13,85
5	23,69	21,62	22,89	30	17,02	11,62	13,78
6	22,42	20,14	21,53	31	16,99	11,59	13,69
7	21,49	18,89	20,08	32	16,94	11,46	13,62
8	20,98	17,83	19,36	33	16,93	11,42	13,56
9	20,34	17,17	18,55	34	16,87	11,28	13,44
10	19,86	16,30	17,99	35	16,82	11,23	13,43
11	19,73	15,82	17,55	36	16,76	11,15	13,35
12	19,11	15,34	16,93	37	16,77	11,10	13,32
13	18,85	14,87	16,72	38	16,71	11,01	13,25
14	18,76	14,50	16,30	39	16,67	11,00	13,18
15	18,60	14,14	16,00	40	16,66	10,91	13,17
16	18,32	13,91	15,74	41	16,63	10,85	13,13
17	18,16	13,63	15,46	42	16,59	10,81	13,08
18	18,06	13,38	15,26	43	16,56	10,74	12,99
19	17,86	13,25	15,16	44	16,54	10,67	12,97
20	17,75	12,98	14,89	45	16,52	10,67	12,94
21	17,72	12,78	14,80	46	16,51	10,59	12,89
22	17,59	12,61	14,59	47	16,47	10,58	12,86
23	17,51	12,43	14,52	48	16,45	10,52	12,83
24	17,42	12,26	14,36	49	16,43	10,47	12,79
25	17,37	12,27	14,25	50	16,41	10,44	12,76
26	17,36	12,07	14,16				

Tabela 15 Estimativas de β_0 , β_1 , CVP e X_0 do modelo linear e coeficiente de determinação (R^2) do modelo linear segmentado com platô (MMLSP). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

Parâmetros	Santo Antônio do Amparo	Serra do Salitre	Multilocal
β_0	31,71	31,32	32,65
β_1	-1,34	-1,52	-1,57
CVP	17,30	11,86	14,05
X_0	10,78	12,77	11,86
R^2 (%)	89,90	90,20	90,10

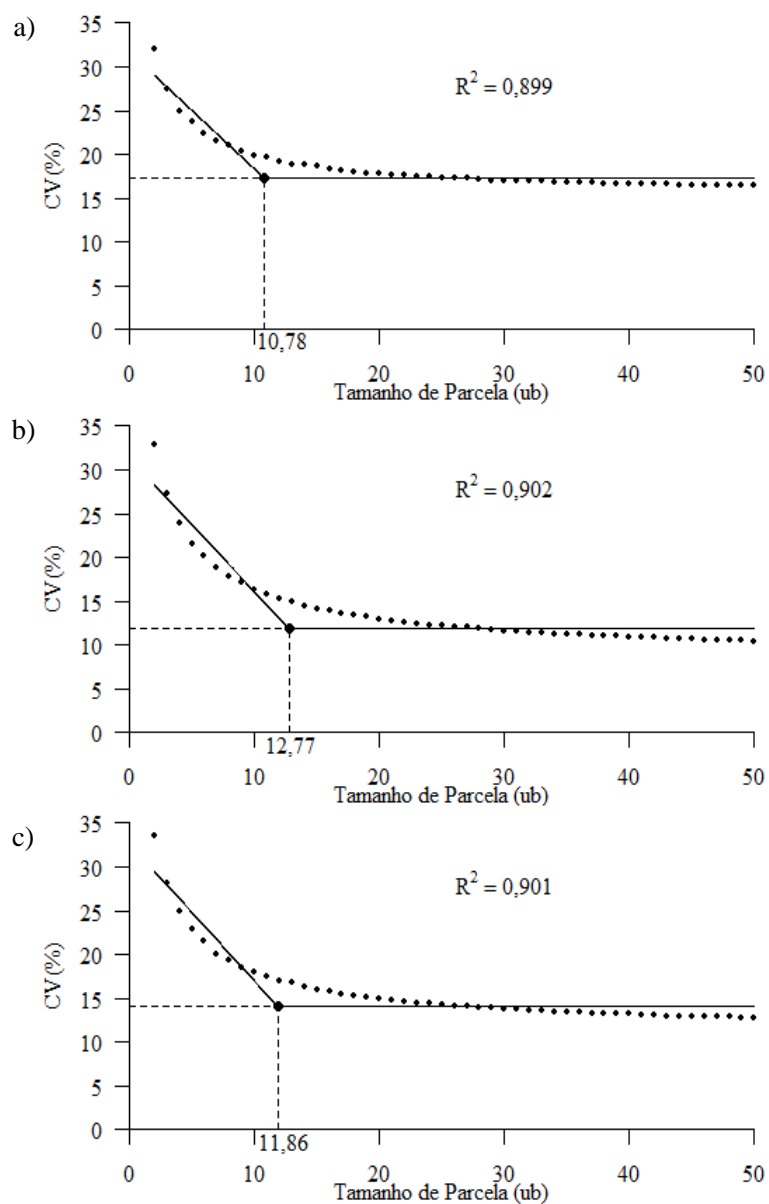


Gráfico 4 Relação entre o coeficiente de variação experimental (CVe%) e o tamanho de parcela (ub) pelo MMLSP. a) Santo Antônio do Amparo; b) Serra do Salitre e c) Multilocal. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

Quando se compara os métodos, verifica-se que o MMCCV foi o que obteve menores estimativas de tamanho de parcela (Tabela 16). Para as culturas de mandioca e trigo, Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) detectaram que este método foi o mais adequado para obtenção do tamanho de parcela. Outro fato que esses autores comentam é a praticidade de obter a estimativa por não depender do agrupamento prévio das unidades básicas e da qualidade dos ajustes ao modelo.

Diferentemente do encontrado por Paranaíba, Morais e Ferreira (2009) ao compararem o MMCCV com o MMLSP, observou-se elevada variação do tamanho de parcela obtido em todas as situações. Esta diferença entre as estimativas do obtidas pelo MMCCV e MMLSP já foi relatada para a cultura do milho (CARGNELUTTI FILHO et al., 2011a).

Mesmo havendo diferença entre as estimativas de tamanho de parcela obtidas, não cabe aqui avaliar qual método de estimação é mais preciso. Mesmo o MMLSP apresentando tamanhos de parcela maiores, este deve ser levado em consideração assim como os outros e não ser avaliado como inferior aos demais.

Dentro do mesmo método a variação das estimativas do tamanho de parcela foi pequena entre as diferentes situações (Santo Antônio do Amparo, Serra do Salitre e multilocal).

A comparação dos resultados obtidos com outros trabalhos torna-se difícil pelo fato de as variáveis estudadas e os métodos de estimação do tamanho de parcela ser distintos. No entanto, em estudo de mudas de café foi visualizado por meio do uso do método da máxima curvatura modificado, que o número ideal de plantas a serem avaliadas para caracteres vegetativos varia de 2 a 8 mudas por parcela (CIPRIANO et al., 2012).

Contudo, resultados distintos com a cultura do cafeeiro também foram obtidos ao avaliar altura de planta, diâmetro de caule e diâmetro da copa, em que foi verificado que parcelas constituídas por 10, 20 e 12 plantas respectivamente,

mostrando que a variável de interesse pode influenciar na estimativa do tamanho ideal de parcela (MORAIS et al., 2005).

Ao se avaliar produtividade, os relatos encontrados na literatura assemelham-se aos resultados apresentados, pois também verificam ampla variação do número de plantas estimado por diferentes métodos, oscilando entre 3 e 6 plantas para a produção de café cereja (VIANA et al., 2000).

De acordo com os resultados obtidos fica evidente que a utilização de mais de um método de dimensionamento do tamanho de parcela é importante, pois cada método apresenta uma peculiaridade assim como foi relatado também por Lúcio et al. (2012). Para todas as situações, se adotar a lei do mínimo, na qual todas as condições são aceitas, o tamanho ótimo de parcelas seria 13 ub, portanto as parcelas experimentais seriam constituídas por 13 plantas.

Tabela 16 Tamanho estimado da parcela experimental (ub) para as análises em Santo Antônio do Amparo, Serra do Salitre e Multilocal, pelos métodos da reamostragem, da curvatura máxima do coeficiente de variação (MMCCV) e do modelo linear segmentado com platô (MMLSP). Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012

Situações	Reamostragem		MMCCV	MMLSP
	CVe	Acurácia		
Santo Antônio do Amparo	10,00	-	6,88	10,78
Serra do Salitre	10,00	10,00	7,45	12,77
Multilocal	10,00	10,00	7,42	11,86

4.2 Tamanho de amostra

O resumo das análises de variância individual relativo à avaliação das progênies para as variáveis peso de frutos (PF) peso de café seco (PCS) e peso de café beneficiado (PCB) por amostra para os dois locais encontra-se na Tabela 17.

O número máximo de amostras de cada parcela nos dois locais foi determinado em função da produção total da parcela, pois como foram retiradas amostras de 0,5 litros de frutos de café por ocasião da colheita, este número variou de acordo com o quanto a parcela experimental produziu. Para São Sebastião do Paraíso o número de amostras nas parcelas variou de 25 a 160, já em Três Pontas este número variou de 4 a 50 amostras.

O efeito de progênies foi significativo ($P < 0,05$) apenas para PF em São Sebastião do Paraíso e para PCB em Três Pontas, evidenciando presença de variabilidade genética para estas características e a possibilidade de identificação de genótipos superiores.

Nota-se que há indícios da presença de interação progênies x locais o que dificulta a seleção das melhores progênies. Não foi possível realizar a análise multilocal, uma vez que ocorreu um desbalanceamento muito grande entre os dois locais, o que inviabilizou a realização da análise, pois este acontecimento fez com que os pressupostos da análise de variância não fossem atendidos.

Os coeficientes de variação experimental (C_{Ve}) para os dois locais podem ser considerados de baixa magnitude para todas as características avaliadas, pois todos foram inferiores a 10%, valor este inferior ao apresentado por Pereira (2012), o que evidencia boa precisão experimental para todas as características (Tabela 17).

Tabela 17 Resumo das análises de variância individual das progênes e estimativas de parâmetros, referente à produtividade de frutos, café seco e de café beneficiado (g.amostra⁻¹). São Sebastião do Paraíso e Três Pontas, MG, 2012

São Sebastião do Paraíso				
Fontes de Variação	GL	Quadrados Médios		
		PF	PCS	PCB
Bloco	2	159356,00*	41234,00 ^{ns}	7365,00 ^{ns}
Progênes	24	86860,00*	17638,00 ^{ns}	6434,00 ^{ns}
Erro experimental	48	43980,00*	22265,00*	8561,00*
Erro amostral	6737	451,10	167,10	65,96
Média amostral		247,88	156,98	91,53
CVe (%)		6,68	7,46	7,94
CVa (%)		8,59	8,20	8,85
σ_{entre}^2		270,36	137,25	52,76
$\sigma_{amostral}^2$		451,14	167,12	65,96

Três Pontas				
Fontes de Variação	GL	Quadrados Médios		
		PF	PCS	PCB
Bloco	2	6873,00 ^{ns}	18709,00*	3418,00*
Progênes	24	9503,00 ^{ns}	3032,00 ^{ns}	1800,00*
Erro experimental	48	5724,00*	1738,00*	661,00*
Erro amostral	1270	653,30	306,90	100,50
Média amostral		226,38	163,60	91,86
CVe (%)		4,75	3,59	3,94
CVa (%)		11,34	10,68	10,85
σ_{entre}^2		101,41	28,63	11,20
$\sigma_{amostral}^2$		653,27	306,91	100,47

CVe: coeficiente de variação experimental; CVa: coeficiente de variação amostral; σ_{entre}^2 : variância entre parcelas; $\sigma_{amostral}^2$: variância amostral.

O coeficiente de variação amostral (CVa) apresentou magnitude maior que os CVe, porém estes foram semelhantes dentro de cada local para todas as características. O mesmo comportamento também foi verificado entre as estimativas dos componentes de variância experimental e de variância amostral.

Esta situação indica que existe maior variabilidade dentro da parcela do que entre parcelas (CARGNELUTTI FILHO et al., 2009).

4.2.1 Estimativa do tamanho de amostra pelo método da reamostragem

Por meio da reamostragem das unidades básicas (0,5 litros) foi possível fazer inferência acerca dos coeficientes de correlação linear de Pearson entre os percentuais de rendimento de grãos das amostras nas 500 simulações para os diferentes tamanhos de amostras e o percentual de rendimento total de grãos das parcelas para os dois locais.

Em Três Pontas os limites superior e inferior do coeficiente de correlação foram de $0,765 < r < 0,998$, assim pode-se considerar que a partir do tamanho de amostra de 8 ub ($r = 0,793$) obteve-se uma correlação elevada, que permite uma estimativa de rendimento de grãos da parcela com alta precisão (Tabela 18). Já em São Sebastião do Paraíso o tamanho de amostra necessário para estimar o rendimento de grãos de café com elevada precisão, dentro dos limites de confiança ($0,887 < r < 0,996$) foi também de 8 ub ($r = 0,887$) (Tabela 19).

A dispersão das correlações da simulação dos diferentes tamanhos de amostras para os dois locais está apresentada no Gráfico 5. Pode-se inferir que em ambas as situações com o aumento do tamanho da amostra há uma redução da variação dos coeficientes de correlação e, por consequente, quanto maior o tamanho da amostra maior a correlação entre os rendimentos de grãos.

Para os dois locais, amostras de 4 litros de frutos de café (8 ub) foram suficientes para estimar o rendimento de grãos das parcelas.

Tabela 18 Correlações médias entre o rendimento de grãos das 500 reamostragens estimado pelas amostras de diferentes tamanhos de amostra e o rendimento total da parcela. Três Pontas, MG, 2012

Tamanho	Correlação	Tamanho	Correlação
1	0,068	26	0,980
2	0,285	27	0,980
3	0,476	28	0,977
4	0,548	29	0,978
5	0,510	30	0,983
6	0,660	31	0,981
7	0,686	32	0,986
8	0,793	33	0,984
9	0,821	34	0,985
10	0,804	35	0,986
11	0,856	36	0,988
12	0,863	37	0,989
13	0,865	38	0,991
14	0,863	39	0,989
15	0,868	40	0,991
16	0,940	41	0,992
17	0,959	42	0,991
18	0,959	43	0,993
19	0,954	44	0,993
20	0,963	45	0,994
21	0,966	46	0,995
22	0,968	47	0,995
23	0,969	48	0,996
24	0,973	49	0,996
25	0,978	50	0,998

Tabela 19 Correlações médias entre o rendimento de grãos das 500 simulações estimado pelas amostras de diferentes tamanhos (Tam.) e o rendimento total da parcela. São Sebastião do Paraíso, MG, 2012

Tam.	Correlação	Tam.	Correlação	Tam.	Correlação	Tam.	Correlação
1	-0,076	41	0,971	81	0,987	121	0,990
2	0,356	42	0,970	82	0,986	122	0,991
3	0,481	43	0,964	83	0,986	123	0,992
4	0,553	44	0,973	84	0,984	124	0,992
5	0,699	45	0,966	85	0,986	125	0,991
6	0,779	46	0,973	86	0,984	126	0,991
7	0,830	47	0,968	87	0,987	127	0,992
8	0,887	48	0,963	88	0,987	128	0,991
9	0,887	49	0,977	89	0,987	129	0,992
10	0,887	50	0,976	90	0,989	130	0,991
11	0,896	51	0,977	91	0,988	131	0,992
12	0,901	52	0,977	92	0,989	132	0,992
13	0,902	53	0,977	93	0,989	133	0,993
14	0,899	54	0,978	94	0,986	134	0,992
15	0,906	55	0,971	95	0,989	135	0,993
16	0,909	56	0,977	96	0,988	136	0,993
17	0,920	57	0,980	97	0,987	137	0,992
18	0,932	58	0,978	98	0,989	138	0,993
19	0,925	59	0,981	99	0,989	139	0,994
20	0,939	60	0,980	100	0,988	140	0,993
21	0,933	61	0,979	101	0,989	141	0,994
22	0,942	62	0,978	102	0,989	142	0,993
23	0,941	63	0,982	103	0,989	143	0,994
24	0,950	64	0,981	104	0,990	144	0,993
25	0,941	65	0,981	105	0,990	145	0,993
26	0,944	66	0,982	106	0,989	146	0,994
27	0,949	67	0,981	107	0,990	147	0,994
28	0,955	68	0,983	108	0,989	148	0,994
29	0,958	69	0,979	109	0,989	149	0,994
30	0,955	70	0,984	110	0,989	150	0,994
31	0,959	71	0,983	111	0,990	151	0,994
32	0,961	72	0,982	112	0,990	152	0,994
33	0,963	73	0,984	113	0,991	153	0,995
34	0,969	74	0,984	114	0,991	154	0,994
35	0,961	75	0,982	115	0,991	155	0,995
36	0,969	76	0,984	116	0,992	156	0,995
37	0,959	77	0,985	117	0,990	157	0,995
38	0,966	78	0,982	118	0,990	158	0,995
39	0,968	79	0,985	119	0,991	159	0,995
40	0,970	80	0,986	120	0,992	160	0,995

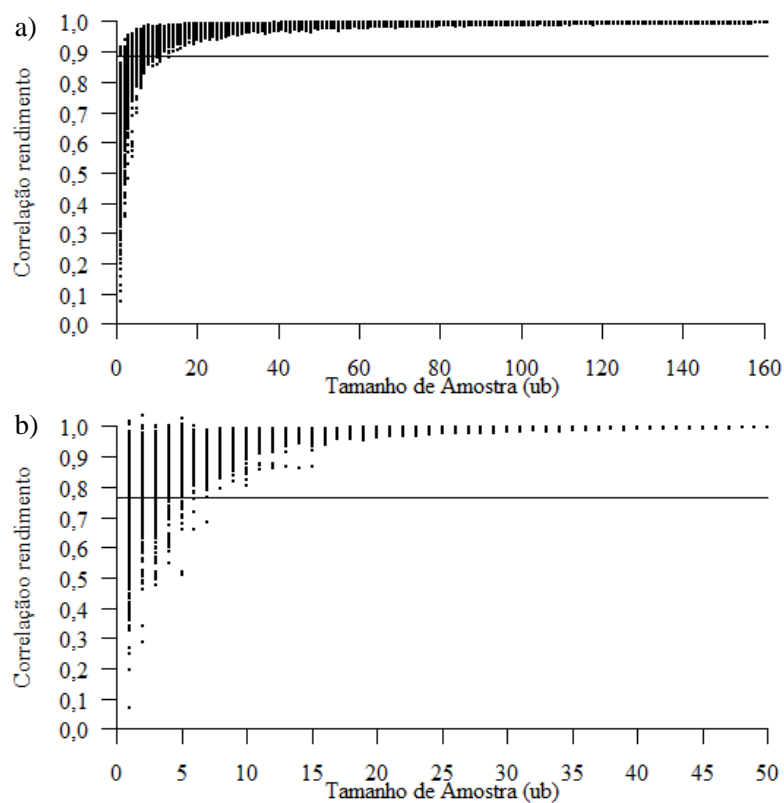


Gráfico 5 Dispersão das 500 estimativas do coeficiente de correlação linear de Pearson entre o rendimento de grãos dos diferentes tamanhos de amostra simulados e o rendimento de grãos total da parcela em função do tamanho de amostra

Nota: A linha paralela ao eixo da abcissa indica o limite inferior da correlação (Quantil 2,5%). a) São Sebastião do Paraíso e b) Três Pontas. São Sebastião do Paraíso e Três Pontas, MG, 2012.

4.2.2 Estimativa do tamanho de amostra pelo método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MMCCV)

Como já comentado este método não faz o uso de tamanhos de amostra pré-estabelecidos, ou seja, não se tem necessidade de agrupar previamente as

amostras. Nesse caso uma vez que as amostras (ub) foram consideradas independentes entre si, o coeficiente de autocorrelação foi estabelecido como sendo igual à zero ($\hat{\rho}=0$).

O tamanho de amostra para as características avaliadas variou de 2,38 a 2,51 ub em São Sebastião do Paraíso (Gráfico 6) e em Três Pontas de 2,84 a 2,94 ub (Gráfico 7), variação essa menor que uma unidade, tanto entre as características como entre locais.

Um fato que deve ser realçado é que mesmo havendo uma diferença grande no número de amostras nas parcelas experimentais entre os locais, os tamanhos estimados foram semelhantes. Segundo Lúcio et al. (2012) e Paranaíba, Ferreira e Morais (2009), o MMCCV proporciona estimativas semelhantes de tamanhos de amostras independentemente da característica avaliada e do número de amostras total da parcela.

Depreende-se que o tamanho de amostra de 3 ub seria o suficiente para determinar o rendimento de grãos do cafeeiro, ou seja, amostras de 1,5 litros de frutos de café devem ser tomadas de cada parcela experimental.

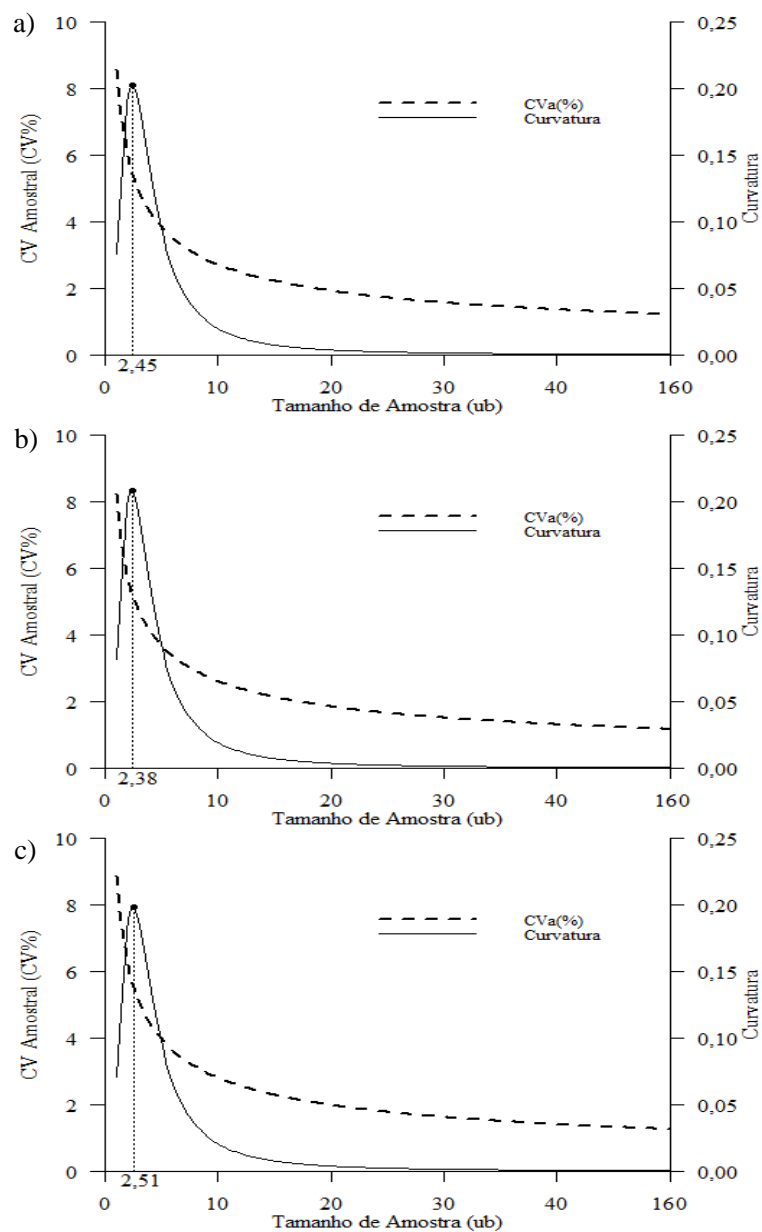


Gráfico 6 Relação entre coeficiente de variação (CV), tamanho de amostra (ub) e curvatura (K). a) PF; b) PCS e c) PCB. São Sebastião do Paraíso, MG, 2012

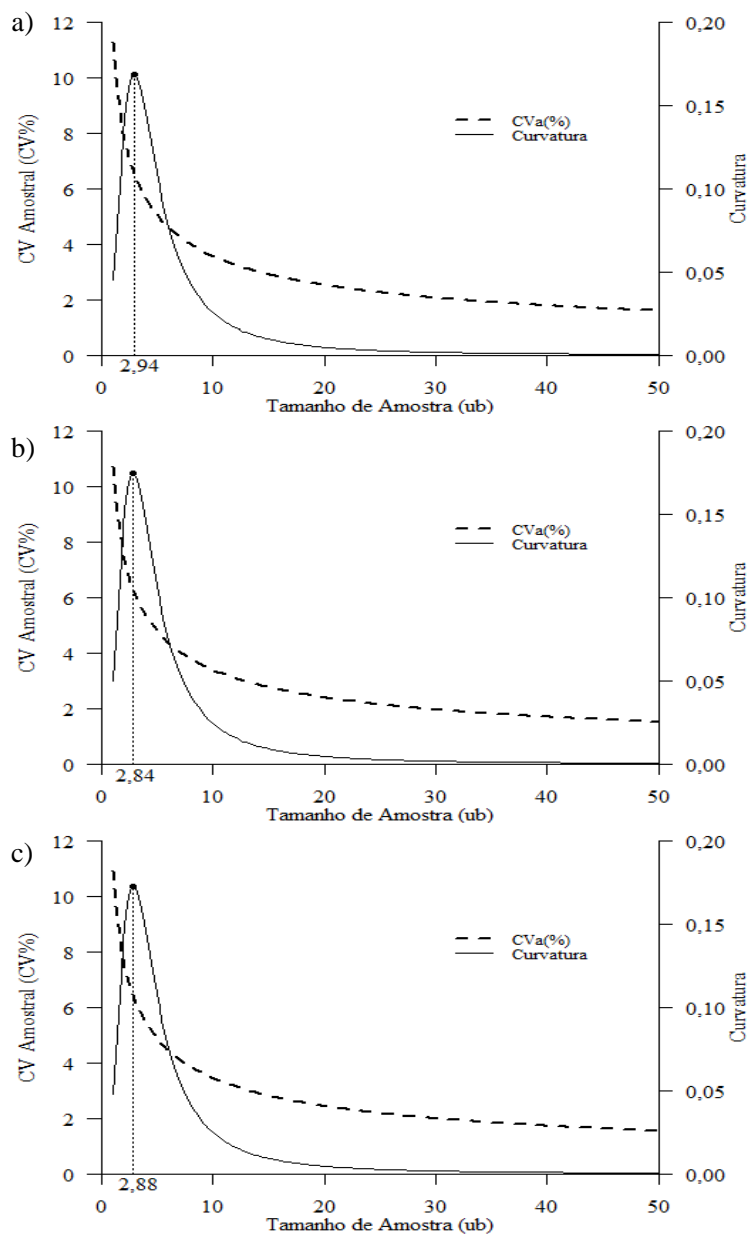


Gráfico 7 Relação entre coeficiente de variação (CV), tamanho de amostra (ub) e curvatura (K). a) PF; b) PCS e c) PCB. Três Pontas, MG, 2012

4.2.3 Estimativa do tamanho de amostra pelo método do modelo linear segmentado com platô (MMLSP)

Após a realização das 500 simulações para cada tamanho de amostra, foram obtidos os coeficientes de variação experimental (CVe%). Com o aumento do número de amostras houve uma redução no CVe, ou seja, são estimativas inversamente proporcionais (Gráficos 8 e 9).

De acordo com os tamanhos de amostra e os respectivos CVe estimados, foram obtidos os valores de β_0 , β_1 , P e X_0 do modelo linear com platô (Tabela 20). Os coeficientes de determinação do modelo foram elevados, variando de 88,19% a 91,25% nos locais, o que revela um bom ajuste dos dados ao modelo e, conseqüentemente, elevada confiabilidade nas estimativas do tamanho de amostra.

Entre os experimentos foi detectada discrepância entre as estimativas, pois o tamanho médio de amostra de São Sebastião do Paraíso foi de 4,56 ub e de Três Pontas de 7,23 ub. Deduz-se então, que este método não foi concordante entre os locais. Porém, com a finalidade de atender as exigências impostas pelo método para todos locais e características, amostras de 4 litros (8 ub) permitiu obter rendimento de grãos da parcela de maneira precisa e segura.

Como a finalidade do presente trabalho não foi comparar os métodos de estimação do tamanho de amostra optou-se propor como tamanho mínimo 8 ub (4 litros) para compor a amostra, a qual seria suficiente para obter o rendimento de grãos da parcela.

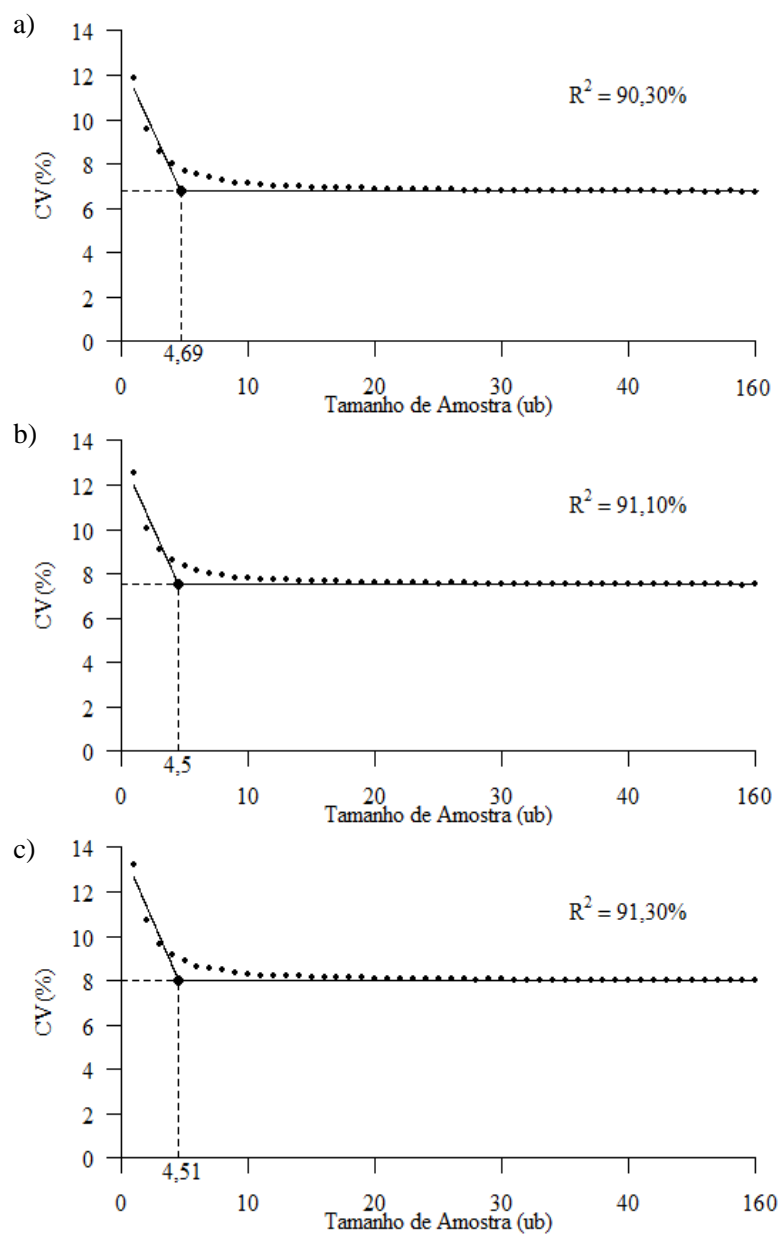


Gráfico 8 Relação entre o coeficiente de variação experimental (CVe%) e o tamanho de amostra (ub) pelo MMLSP. a) PF; b) PCS e c) PCB. São Sebastião do Paraíso, MG, 2012

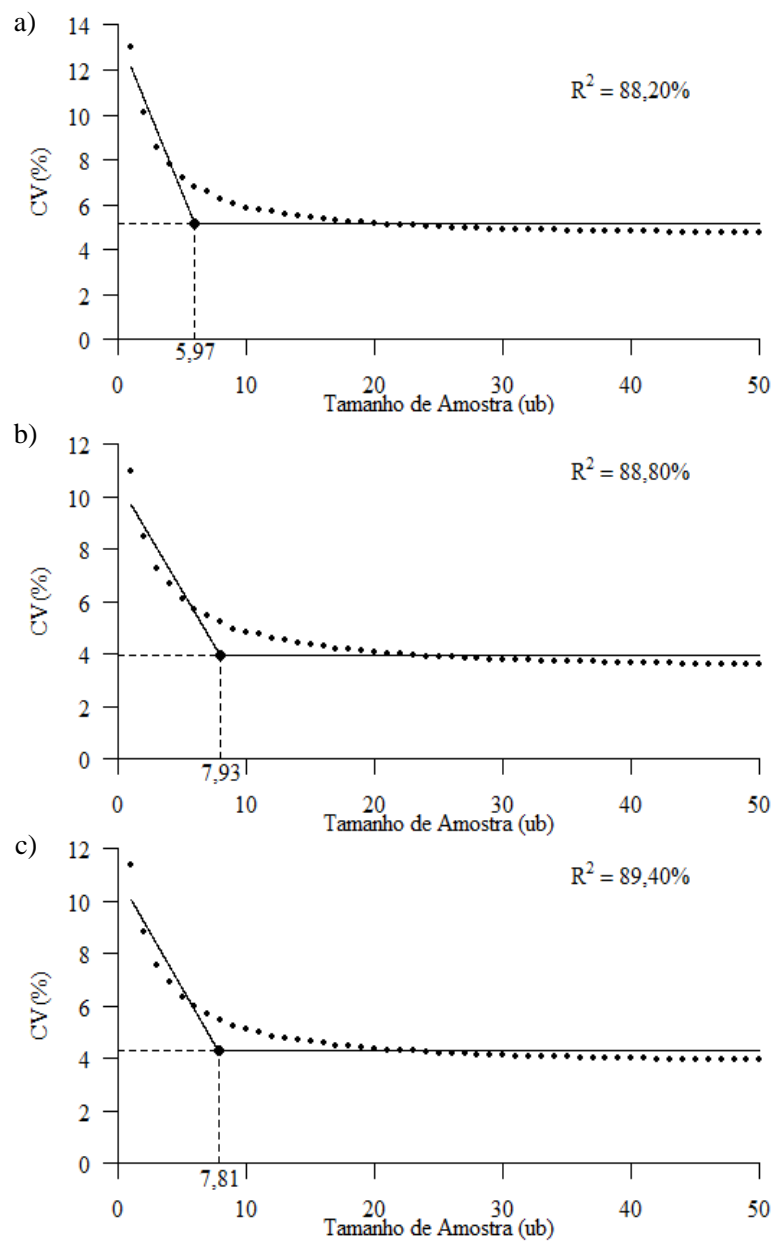


Gráfico 9 Relação entre o coeficiente de variação experimental (CVe%) e o tamanho de amostra (ub) pelo MMLSP. a) PF; b) PCS e c) PCB. Três Pontas, MG, 2012

Tabela 20 Estimativas de β_0 , β_1 , P e X_0 do modelo linear e coeficiente de determinação (R^2) do modelo linear segmentado com platô (MMLSP). São Sebastião do Paraíso e Três Pontas, MG, 2012

Estimativas	São Sebastião do Paraíso			Três Pontas		
	PF	PCS	PCB	PF	PCS	PCB
β_0	12,623	13,244	13,974	13,560	10,555	10,934
β_1	-1,250	-1,271	-1,322	-1,408	-0,830	-0,850
P	6,763	7,524	8,008	5,153	3,980	4,290
X_0	4,687	4,501	4,513	5,973	7,925	7,813
R^2 (%)	90,340	91,100	91,250	88,190	88,820	89,350

5 CONCLUSÕES

O uso de parcelas experimentais constituídas por 13 plantas é suficiente para obter estimativas fidedignas dos parâmetros de interesse, com elevada precisão experimental.

Há concordância na estimativa do tamanho de amostra de café para as variáveis peso de frutos, peso de café seco e peso de café beneficiado.

O tamanho de amostra sugerido para se obter o rendimento de grãos da parcela do cafeeiro é de 4 litros de frutos de café.

REFERÊNCIAS

ALVES, S. M. de F.; SERAPHIN, J. C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 2, p. 105-111, fev. 2004. Disponível em:

<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2004000200002&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt>. Acesso em: 20 nov. 2011.

AMARAL, J. F. T. do et al. Produtividade e eficiência de uso de nutrientes por cultivares de cafeeiro. **Coffee Science**, Lavras, v. 6, n. 1, p. 65-74, 2011.

ANDRADE, H. B. **Eficiência dos experimentos com clones na cultura do eucalipto**. 2002. 162 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2002.

BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. do N. **Experimentação agrícola**. 4. ed. Jaboticabal: FUNEP, 2006. 237p.

BOTELHO, C. E. et al. Seleção de progênies F 4 de cafeeiros obtidas pelo cruzamento de Icatu com Catimor. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 57, n. 3, p. 274-281, 2007.

BOTELHO, C. E.; REZENDE, J. C. de; CARVALHO, G. R. Adaptabilidade e estabilidade fenotípica de cultivares de café arábica em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 45, n. 12, p. 1404-1411, dez. 2010.

CARGNELUTTI FILHO, A.; BRAGA JUNIOR, R. L. do C.; LÚCIO, A. D. Medidas de precisão experimental e número de repetições em ensaios de genótipos de cana de açúcar. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 47, n. 10, p. 1413-1421, out. 2012.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Medidas de precisão experimental e número de repetições em ensaios de genótipos de arroz irrigado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 47, n. 3, p. 336-343, mar. 2012a.

_____. Métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de híbridos de milho simples, triplo e duplo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 41, n. 9, p. 1509-1516, set. 2011a.

_____. Tamanho de amostra de caracteres de genótipos de soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 39, n. 4, p. 983-991, jul./ago. 2009.

_____. Tamanho de amostra para a estimação da média do comprimento, diâmetro e massa de sementes de feijão de porco e mucuna cinza. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 42, n. 9, p. 1541-1544, set. 2012b.

_____. Tamanho de amostra para estimação do coeficiente de correlação de Pearson entre caracteres de Crambe abyssinica. **Ciência Agrônômica**, Fortaleza, v. 42, n. 1, p. 149-158, 2011b.

_____. Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de mamoneira. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 33, n. 3, p. 953-962, 2012c.

_____. Tamanho de amostra para estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 45, n. 12, p. 1363-1371, dez. 2010.

CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L. Estatísticas de avaliação da precisão experimental em ensaios de cultivares de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 42, n. 1, p. 17-24, jan. 2007.

CARVALHO, A. M. de et al. Correlação entre crescimento e produtividade de cultivares de café em diferentes regiões de Minas Gerais, Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 45, n. 3, p. 269-275, mar. 2010.

_____. Desempenho agrônômico de cultivares de café resistentes à ferrugem no Estado de Minas Gerais, Brasil. **Bragantia**, Campinas, v. 71, n. 4, p. 481-487, 2012.

CARVALHO, G. R. de et al. Avaliação de produtividade de progênies de cafeeiro em dois sistemas de plantio. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 30, n. 5, p. 838-843, set./out. 2006.

_____. Comportamento de progênies F4 obtidas por cruzamentos de 47 "ICATU" com "CATIMOR". **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 33, n. 1, p. 47-52, jan./fev. 2009.

CHAVES, L. J. **Tamanho da parcela para seleção de prole de milho (*Zea mays*)**. 1985. 148 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 1985.

CIPRIANO, P. E. et al. Suficiência amostral para mudas de café cv. Rubi. **Revista Agroambiental**, Pouso Alegre, v. 4, n. 1, p. 61-66, 2012.

DONATO, S. L. R. et al. Estimativas de tamanho de parcelas para avaliação de descritores fenotípicos em bananeira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 43, n. 8, p. 957-969, ago. 2008.

GALLANT, A. R. **Nonlinear statistical model**. New York: J. Wiley, 1987. 610 p.

GOMES, F. P. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: FEALQ, 2009. 451p.

GOMEZ, K. A.; GOMEZ, A. A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2nd ed. New York: J. Wiley, 1984. 680 p.

HENRIQUES NETO, D. et al. Tamanho de parcela para avaliação da produção em trigo irrigado, sob dois sistemas de plantio. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 40, n. 1, p. 86-93, 2009.

LEITE, M. S. de O. **Tamanho da amostra para seleção de famílias de cana-de-açúcar**. 2007. 51 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2007.

LEITE, M. S. de O. et al. Sample size for full-sib family evaluation in sugarcane. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 44, n. 12, p. 1562-1574, dez. 2009.

LORENTZ, L. H.; ERICHSEN, R.; LÚCIO, A. D. Proposta de método para estimação de tamanho de parcela para culturas agrícolas. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 59, n. 6, p. 772-780, 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-737X2012000600006&lng=pt&nrm=iso&tlng=en>. Acesso em: 10 fev. 2013.

LÚCIO, A. D. et al. Tamanhos de amostra e de parcela para variáveis de crescimento e produtivas de tomateiro. **Horticultura Brasileira**, Vitória da Conquista, v. 30, n. 4, p. 660-668, out./dez. 2012.

MARTIN, T. N. et al. Metodologia experimental para rendimento de grãos de soja em condições de restrição de espaço. **Bragantia**, Campinas, v. 66, n. 3, p. 521-526, 2007.

MARTIN, T. N.; STORCK, L.; LORENTZ, L. H. Plano amostral em parcelas de milho para avaliação de atributos de espigas. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 6, p. 1257-1262, nov./dez. 2005.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hoschst. **Crop Science**, Madison, v. 11, n. 5, p. 448-650, 1971.

MENDES, A. N. G.; GUIMARÃES, R. J. **Genética e melhoramento do cafeeiro**. Lavras: UFLA, 1998. 99 p.

MONACO, L. C. Efeito das lojas vazias sobre o rendimento do café mundo novo. **Bragantia**, Campinas, v. 19, n. 1, p. 1-12, 1960. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=1414516>>. Acesso em: 10 dez. 2012.

MORAIS, A. R. et al. Planos de amostragem no desenvolvimento inicial do cafeeiro. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 9, n. 4, p. 510-514, 2005.

MOURA, K. H. S. **Determinação do tamanho da amostra para avaliação de híbridos de melão amarelo**. 2008. 55 p. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) - Universidade Federal Rural do Semi-Árido, Mossoró, 2008.

NUNES, G. H. S. et al. Tamanho amostral para estimar o teor de sólidos solúveis totais em talhões de melão amarelo. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 19, n. 2, p. 117-122, 2006.

- OLIVEIRA, A. C. B. de et al. Prediction of genetic gains from selection in Arabica coffee progenies. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, Londrina, v. 11, n. 2, p. 106-113, 2011.
- OLIVEIRA, G. M. V. et al. Tamanho e forma de parcelas experimentais para *Eremanthus erythropappus*. **Cerne**, Lavras, v. 17, n. 3, p. 327-338, 2011.
- OLIVEIRA, S. J. R. et al. Plot size and experimental unit relationship. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 62, n. 6, p. 585-589, 2005.
- PAIVA, R. F. de et al. Comportamento de cultivares de cafeeiros *C. Arabica* L. enxertados sobre cultivar "Apoatã IAC 2258" (*Coffea canephora*). **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 42, n. 7, p. 1155-1160, jul. 2012.
- PALOMINO, E. C.; RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F. Tamanho da amostra para avaliação de famílias de meios-irmãos de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 7, p. 1433-1439, jul. 2000. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1806-66902012000100015&script=sci_arttext>. Acesso em: 25 fev. 2012.
- PARANAÍBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 27, n. 2, p. 255-268, 2009.
- PARANAÍBA, P. F.; MORAIS, A. R.; FERREIRA, D. F. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: comparação de métodos em experimentos de trigo e mandioca. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 27, n. 1, p. 81-90, 2009.
- PEIXOTO, T. C.; RICCI, J. R. A. Amostra mínima representativa para caracterização da variabilidade expressa na descendência de progenitores de cana-de-açúcar. **Boletim Técnico Copersucar**, Viçosa, MG, n. 28, p. 27-39, 1984.
- PEREIRA, S. P. et al. Crescimento, produtividade e bienalidade do cafeeiro em função do espaçamento de cultivo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 46, n. 2, p. 152-160, fev. 2011.

PEREIRA, T. B. **Seleção de progênies F4 de cafeeiros utilizando o procedimento REML / BLUP**. 2012. 59 p. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2012.

PETERSEN, R. G. **Agricultural field experiments**. New York: M. Dekker, 1994. 409 p.

PINTO, M. F. et al. Eficiência na seleção de progênies de cafeeiro avaliadas em Minas Gerais. **Bragantia**, Campinas, v. 71, n. 1, p. 1-7, 2012a.

_____. Seleção de progênies de cafeeiro derivadas de catuaí com icatu e híbrido de timor. **Coffee Science**, Lavras, v. 7, n. 3, p. 215-222, 2012b.

R CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2012. Disponível em: <<http://www.r-project.org/>>. Acesso em: 10 dez. 2012.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. de. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. 3. ed. Lavras: UFLA, 2012. 328 p.

RESENDE, M. D. V. de. **Matemática e estatística na análise de experimentos e no melhoramento genético**. Colombo: EMBRAPA Florestas, 2007. 561 p.

RESENDE, M. D. V. de; DUARTE, J. B. Precisão e controle de qualidade em experimentos de avaliação de cultivares. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 37, n. 3, p. 182-194, 2007.

RESENDE, M. D. V. de; STURION, J. A. Análise estatística espacial de experimentos via modelos mistos individuais com erros modelados por processos arima em duas dimensões. **Revista Matemática e Estatística**, São Paulo, v. 21, n. 1, p. 7-33, 2003.

ROSSETI, A. G. Influência da área da parcela e do número de repetições. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 4, p. 433-438, abr. 2002.

ROSSETI, A. G.; BARROS, L. de M.; ALMEIDA, J. I. L. de. Tamanho ótimo de parcelas para experimentos de campo com cajueiro-anão precoce. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 31, n. 12, p. 843-852, dez. 1996.

SANTOS, D. et al. Tamanho ótimo de parcela para a cultura do feijão-vagem. **Ciência Agrônômica**, Fortaleza, v. 43, n. 1, p. 119-128, 2012.

SEVERINO, L. S. et al. Associações da produtividade com outras características agrônômicas de café (*Coffea arabica* L. "Catimor"). **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 24, n. 5, p. 1467-1471, 2002.

SILVA, J. C. E.; DUTKOWSKI, G. W.; BORRALHO, N. M. G. Across-site heterogeneity of genetic and environmental variances in the genetic evaluation of *Eucalyptus globulus* trials for height growth. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 62, n. 2, p. 183-191, Mar. 2005.

SILVA, L. F. de O. da et al. Tamanho ótimo de parcela para experimentos com rabanetes. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 59, n. 5, p. 624-629, 2012.

SILVA, P. S. L. E. et al. Sample size for the estimation of some sorghum traits. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, Sete Lagoas, v. 4, n. 2, p. 149-160, 2005.

STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics a biometrical approach**. 3rd ed. New York: McGraw-Hill Book, 1997. 666 p.

STORCK, L. et al. **Experimentação vegetal**. 3. ed. Santa Maria: UFSM, 2011. 198 p.

_____. Sampling procedure for quantifying mites in soybeans. **Experimental & Applied Acarology**, Amsterdam, v. 57, n. 2, p. 117-126, 2012. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/22488238>>. Acesso em: 21 set. 2012.

_____. Tamanho ótimo de parcela em experimentos com milho relacionado a metodologias. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, Sete Lagoas, v. 5, n. 1, p. 48-57, 2006.

TOEBE, M. et al. Dimensionamento amostral para avaliar firmeza de polpa e cor da epiderme em pêssego e maçã. **Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 42, n. 4, p. 1026-1035, 2011.

VIANA, A. E. S. et al. Estimativas de tamanho de parcela em experimentos com mandioca. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 20, n. 1, p. 58-63, 2002.

_____. Tamanho da parcela em experimentos com cafeeiros (*Coffea arabica* L.). In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 1., 2000, Poços de Caldas. **Anais...** Poços de Caldas: EMBRAPA Café; MINASPLAN, 2000. p. 1064-1068.

XIE, C.; MOSJIDIS, J. A. Influence of sampling on precision of genetic correlations in red clover. **Crop Science**, Madison, v. 39, n. 3, p. 863-867, 1999.

_____. Influence of sampling on precision of heritability and expected selection in red clover. **Plant Breeding**, Berlin, v. 116, n. 1, p. 83-88, 1997.

ZANON, M. L. B.; STORCK, L. Tamanho ótimo de parcelas experimentais para *Eucalyptus saligna* Smith em dois estádios de desenvolvimento. **Cerne**, Viçosa, MG, v. 6, n. 2, p. 104-111, 2000.

ZUQUIM, G. **Padrões de autocorrelação espacial em plantas ao longo de igarapés da amazônia central**. Disponível em:
<http://pdbff.inpa.gov.br/cursos/efa/livro/2004/PDFs/41_final/gabizona.pdf>.
Acesso em: 13 maio 2012.

ANEXOS**ANEXO A - Tabelas**

Tabela 1A Relação das cultivares comerciais de cafeeiro. Santo Antônio do Amparo e Serra do Salitre, MG, 2012.

Tratamento	Cultivares
1	Araponga MG1
2	Catiguá MG1
3	Catiguá MG2
4	Catiguá MG3
5	Catuai Vermelho IAC 144
6	Catuai Vermelho IAC 144
7	Catucai 27/137
8	Oeiras MG1
9	Paraíso MG1 H419-1
10	Pau Brasil MG1
11	Sacramento MG1
12	Paraiso MG2

Obs.: A cultivar Catuai Vermelho IAC 144 é susceptível à ferrugem e por isso foi utilizada duas vezes com o objetivo de um dos tratamentos ser com o controle de ferrugem (tratamento 6) e o outro tratamento sem o controle de ferrugem (tratamento 5).

ANEXO B - Rotinas

Rotina 1B Rotina utilizada para realização das simulações do tamanho de parcela pela reamostragem para as análises de SAA, SS e multilocal, utilizando o programa R.

```
> nsmc <- 1000 # Número de simulações por tamanho
> variavel <- 'Peso'
> # Tamanhos de parcela simulados
> tamanho <- c(2:50)
> library(multicore) # carrega a biblioteca para implementações em paralelo
> library(reshape)
> plan <- transform(read.table('dados.txt',
+ head = TRUE, # cabeçalho
+ na.string = '.', # indicador de falha
+ sep = '\t', # separador <TAB>
+ dec = ',', # separador de decimais ',
+ Tratamento = factor(Tratamento), Bloco = factor(Bloco),
+ Parcela = factor(Parcela), Planta = factor(Planta))
> dados <- split(plan[,c('Tratamento', 'Bloco', 'variavel')], plan$Parcela)
> # FUNCAO 'amostra.func' -- retira 'tamanho' plantas por parcela
> amostra.func <- function(tamanho, dados) { # argumentos da funcao, o tamanho da amostra e os dados de
onde a amostra deve ser retirada...
+ return(dados[sample(1:nlevels(plan$Planta), tamanho, replace = F), ]) # retorno da funcao
+ # funcao sample: 'sample'(vetor de dados, tamanho da amostra, 'replace' igual a 'true' ou 'false' - com ou sem
reposição)
+ }
> # FUNÇÃO 'simula.parcelas' -- simula experimentos com 'n' plantas por parcelas
> simula.parcelas <- function(x) { # a função lapply deve ser aplicada a listas...
+ amostra.i <- do.call(rbind, lapply(dados, amostra.func, tamanho = area))
+ anova.i <- aov(eval(as.name(variavel)) ~ Bloco + Tratamento + Tratamento:Bloco, # ajuste do modelo
+ data = amostra.i, # conjunto de dados
+ contrasts = list(Bloco = contr.sum, Tratamento = contr.sum)) # especificação da restricao
+ X <- anova.i$contrast$Tratamento; aux <- anova.i$assign # matriz do delineamento e referência
+ mds <- c(X %>% coef(anova.i)[aux == 2] + coef(anova.i)[1]) # medias ajustadas
+ tab <- data.frame(Tratamento = 1:12, media = mds)[order(mds, decreasing = TRUE), ]
+ F.trat <- anova(anova.i)[2, 3] / anova(anova.i)[3, 3] # teste F para tratamentos Fcalc=QMT/QME
+ p.trat <- pf(F.trat, anova(anova.i)$Df[2], anova(anova.i)$Df[3], lower.tail = FALSE)
+ k <- area # k ̂ o número de Plantas por parcela...
+ r <- 3 # r numero de repetições
+ Ac <- sqrt(1 - 1/F.trat)
+ Vd <- anova(anova.i)$Mean[4]
+ Vb <- (anova(anova.i)$Mean[1] - anova(anova.i)$Mean[3]) / (12 * k)
+ Ve <- (anova(anova.i)$Mean[3] - anova(anova.i)$Mean[4]) / k
+ CVe <- (sqrt(anova(anova.i)$Mean[3] / k) / mean(mds)) * 100
+ media <- mean(mds)
+ return(c(F.trat, Vd, Vb, Ve, Ac, CVe, media, tab$Tratamento[1], tab$Tratamento[2],
tab$Tratamento[3], tab$Tratamento[4], tab$Tratamento[5], tab$Tratamento[6],
tab$Tratamento[7], tab$Tratamento[8], tab$Tratamento[9], tab$Tratamento[10],
tab$Tratamento[11], tab$Tratamento[12])) } # retorno da função
> ## SIMULACAO -- realiza 'nsmc' simulações com 'Plantas' Plantas na parcela para 'n' tamanhos
> simulacao <- vector('list', length = length(tamanho)) # lista das respostas
> for(i in 1:length(tamanho)) { # laco -- para todos tamanhos em 'n'
+ area <- tamanho[i] # atribui o tamanho de plantas na parcela
+ tamanho.i <- mclapply(1:nsmc, # número de 'nsmc'
```

```

+ simula.parcelas,
+ mc.preschedule = FALSE,
+ mc.set.seed = TRUE,          mc.cores = getOption('cores'))
+ simulacao[[i]] <- cbind(1:nsmc, do.call(rbind, tamanho.i)) # organiza os dados para tamanho.i
+ }
> # Organização dos dados
> resultado <- data.frame(cbind(rep(tamanho, each = nsmc), do.call(rbind, simulacao))) # saída da simulação
> colnames(resultado) <- c('t', 'i', 'F.trat','Vd','Vb','Ve','Ac','CVe','Media','X0','T1','T2','T3',
'T4','T5','T6','T7','T8','T9','T10','T11','T12') # nomes das colunas

```

Rotina 2B Rotina utilizada para a estimação do tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura do coeficiente de variação, utilizando o programa R.

```

> plan.1 <- transform(read.table('dados.txt', header = TRUE,
+ na.string = '.',
+ dec = ',',
+ sep = "\t"),
+ Tratamento = factor(Tratamento),
+ Bloco = factor(Bloco),
+ Planta = factor(Planta),
+ Parcela = factor(Parcela))
> ns <- function(dim1, dim2) { # função para atribuir 'no.linha' e 'no.coluna'
+ # dim1 é o número de 'linhas' da Área
+ # dim2 é o número de 'colunas' da Área
+ # indexadores do número linha
+ l1 <- 1:dim1; c1 <- dim2 # estruturas auxiliares dos indexadores
+ matriz.l <- matrix(NA, ncol = c1, nrow = dim1) # matriz auxiliar dos indexadores
+ for(i in 1:nrow(matriz.l)) {
+ # se linha e impar -- ordem normal; se impar -- ordem inversa
+ matriz.l[i,] <- sort((((l1[i] - 1)*c1)+1):(ncol(matriz.l)*l1[i]),
+ decreasing = ifelse(l1[i]%2 == 0, TRUE, FALSE))
+ }
+ # idem p/ número coluna
+ l2 <- 1:dim2; c2 <- dim1
+ matriz.c <- matrix(NA, ncol = c2, nrow = dim2)
+ for(i in 1:nrow(matriz.c)) {
+ matriz.c[i,] <- sort((((l2[i] - 1)*c2)+1):(ncol(matriz.c)*l2[i]),
+ decreasing = ifelse(l2[i]%2 == 0, TRUE, FALSE))
+ }
+ return(cbind(c(matriz.l), c(t(matriz.c)))) # resposta (matriz)
+ }
> id.planta <- ns(max(plan.1$Linha), max(plan.1$Coluna))
> id.planta
> seq.tamanhos <- 1:50 # sequencia de tamanhos (p/ gráficos)
> # Informações necessárias -- média, variância e resíduos
> modelo <- aov(Peso ~ Bloco + Tratamento + Bloco:Tratamento, data = plan.1) # ajuste do modelo **TESTE ERRADO**
> media <- mean(plan.1$Peso, na.rm = TRUE) # média geral do experimento
> residuos <- residuals(modelo, error.term = Bloco:Tratamento) # resíduos do modelo
> residuos
> sigma2 <- anova(modelo)[4,3] # variância media entre observações na mesma parcela 'sigma2' - variação dentro das parcelas media
> sigma2; anova(modelo)
> plan.3 <- data.frame(ID.x=id.planta[,1], ID.y= id.planta[,2], plan.1)

```

```

> # Estimativa da autocorrelação (primeira ordem) -- geral
> plan.lplanta <- plan.3[order(plan.3$ID.x),] #ordena a planilha por linhas
> plan.cplanta <- plan.3[order(plan.3$ID.y),] #ordena a planilha por colunas
> rho.lplanta <- arima(plan.lplanta$Peso, c(1, 0, 0))$coef[1] # calcula o 'rho' por linhas
> rho.lplanta
> rho.cplanta <- arima(plan.cplanta$Peso, c(1, 0, 0))$coef[1] # calcula o 'rho' por colunas
> rho.cplanta
> rho <- mean(c(rho.cplanta,rho.lplanta)) # 'rho' médio entre linhas e colunas
> # Função que calcula o CV em função do tamanho da parcela
> CV_x <- function(X, rho) 100 * sqrt(((1 - rho^2) * sigma2 / media^2) / sqrt(X))
> K <- function(X, rho) { # funcao da maxima curvatura do CV em funcao do tamanho da parcela
+ (75 * sqrt(((1-rho^2)*sigma2) / media^2)) / (X^2.5 * (1 + (2500*((1-rho^2)*sigma2)) / media^2) /
X^3)^(3/2))
+ }
> # Calcula o ponto de máxima curvatura do CV em função do tamanho da parcela
> (X0 <- (10 * (2 * (1 - rho^2) * sigma2 * media^(1/3)) / media) # máxima curvatura do CV -- geral
> seq.tamanhos <- seq(1, nlevels(plan.1$Planta), length.out = 200) # sequencia de tamanhos (p/ gráficos)
> ##### GRAFICO #####
> options(OutDec=",")
> plot.new()
> plot.window(xlim=c(0,50), ylim=c(0,50))
> lines(seq.tamanhos, CV_x(seq.tamanhos, rho), lty = 2, lwd=2)
> axis(1,pos=0,c(seq(from=0, to=50, by=5)), family="serif")
> axis(2,pos=0,c(seq(from=0, to=50, by=5)),las=2, family="serif")
> mtext("Tamanho de Parcela (ub)",side = 1,cex=1,line = 1.2, family="serif", font=1)
> mtext("Coeficiente de Variação (CV%)",side = 2,cex=1, line = 1.5,family="serif", font=1)
> par(new=TRUE)
> plot.window(xlim=c(0,50), ylim=c(0,0.10))
> lines(seq.tamanhos,K(seq.tamanhos,rho), lty = 1, lwd=1)
> axis(4,pos=50,c(seq(from=0, to=0.10, by=0.02)), las=2, family="serif")
> mtext("Curvatura",side = 4,cex=1, line = 1.2,family="serif", font=1)
> points(X0, K(X0, rho), pch=20)
> segments(X0, 0, X0, K(X0, rho), lty = 3)
> text(X0+2, K(X0, rho), label = round(X0, dig = 2), pos = 3,family="serif") # insere o valor tamanho
estimado

```

Rotina 3B Rotina utilizada para a estimação do tamanho de parcela pelo método do modelo linear segmentado com platô, utilizando o programa R.

```

> resultado.simulacao<-read.table("dadosresultadosimulacao.txt", h=T, dec=".", sep="\t")
> cv<-function(i){
+ z<-i
+ m<-mean(subset(resultado.simulacao,t==z)$CVe, na.rm=T)
+ }
> result.cv<-do.call(rbind,lapply(2:50,cv))
> t<-2:50
> CVe<-data.frame(cbind(t,result.cv))
> colnames(CVe)<-c("x","y")
> #####MLSP####
> LRP.fit <- function(x,y,a=1,b=2,p=2,precis = 1e-8,maxit = 500)
+ { montax <- function(n,X0)
+ {
+ x1 <- matrix(1,n,1)
+ x2 <- x
+ x3 <- matrix(0,n,1)

```

```

+ x1[x>X0] <- 0
+ x2[x>X0] <- 0
+ x3[x>X0] <- 1
+ X <- cbind(x1,x2,x3)
+ return(X)
+ }
+ iterge <- function(a,b,p)
+ {
+ X0 <- (p-a)/b
+ n <- length(x)
+ X <- montax(n,X0)
+ reg <- lm(y~X[,1]+X[,2]+X[,3]-1)
+ an <- reg$coefficients[1]
+ bn <- reg$coefficients[2]
+ pn <- reg$coefficients[3]
+ return(list(a=an,b=bn,p=pn))
+ }
+ cont <- 1
+ repeat
+ {
+ coefn <- iterge(a,b,p)
+ if (is.na(coefn$a)) aa <- 0 else aa <- coefn$a
+ if (is.na(coefn$b)) bb <- 0 else bb <- coefn$b
+ if (is.na(coefn$p)) pp <- 0 else pp <- coefn$p
+ diff <- max(abs(a-aa),abs(b-bb),abs(p-pp))
+ if (diff < precis)
+ {
+ if (is.na(coefn$a)) a <- aa else a <- a - 0.5*a
+ if (is.na(coefn$b)) b <- bb else b <- b - 0.5*b
+ if (is.na(coefn$p)) p <- pp else p <- p + 0.5*p
+ break
+ } else
+ {
+ if (is.na(coefn$a)) a <- aa else a <- a - 0.5*a
+ if (is.na(coefn$b)) b <- bb else b <- b - 0.5*b
+ if (is.na(coefn$p)) p <- pp else p <- p + 0.5*p
+ cont <- cont + 1
+ }
+ if (cont > maxit) break
+ }
+ if (cont > maxit)
+ {
+ mess <- "Convergence criterion failed"
+ X0 <- (p-a)/b
+ n <- length(x)
+ X <- montax(n,X0)
+ reg <- lm(y~X[,1]+X[,2]+X[,3]-1)
+ } else
+ {
+ mess <- "Convergence criterion met!"
+ X0 <- (p-a)/b
+ n <- length(x)
+ X <- montax(n,X0)
+ reg <- lm(y~X[,1]+X[,2]+X[,3]-1)
+ }
+ return(list(reg=reg,X0=X0,iter=cont,message=mess))
+ }
> LRPR <- LRP.fit(CVe$x,CVe$y,a=1,b=2,p=10,precis = 1e-8,maxit = 500)

```

```

> summary(LRPR$reg)
> confint(LRPR$reg)
> anava <- anova(LRPR$reg)
> n <- length(CVe$y)
> R2 <- 1 - anava$"Sum.Sq"[4]/(var(CVe$y)*(n-1))
> a <- LRPR$reg$coefficients[1];a
> b <- LRPR$reg$coefficients[2];b
> P <- LRPR$reg$coefficients[3];P
> X0 <- LRPR$X0;X0
> X <- seq(min(CVe$x), max(CVe$x), by = .01) # cria uma sequencia qualquer para a linha (tamanhos das
parcelas)
> dummy <- matrix(1, nrow = length(X), 1) # vetor variável 'dummy'
> dummy[X > X0] <- 0 # diferença 1/3 gica
> # 'dummy': nas posições de dummy que 'x < x0' dummy = 1, se 'x > x0' dummy = 0
> Y <- ifelse(dummy == 1, a + b*X*dummy, P) # vetor dos y (CVs)
> # aplica a regra: se 'dummy == 1' será a curva, se 'dummy == 0' será a reta do platô
> #####GRÁFICO PLATÔ####
> options(OutDec=",")
> plot.new()
> plot.window(xlim=c(0,50), ylim=c(0,35))
> lines(X,Y,lty = 1, lwd=1)
> axis(1,pos=0,c(seq(from=0, to=50, by=10)), family="serif")
> axis(2,pos=0,c(seq(from=0, to=35, by=5)),las=2, family="serif")
> segments(X0, 0, X0, P, lty = 2) # põe a linha pontilhada
> segments(0, P, X0, P, lty = 2) # idem
> points(X0, P, cex = 1, pch = 19) # coloca o ponto indicando o platô
> text(X0+3, P-4, pos = 3, label = round(X0, dig = 2), family="serif") # escreve o valor do platô
> R2 <- round(R2, dig=3);R2
> text(30,25, pos=3, label=expression(R^2==R2), family="serif") # escreve o valor do R2
> points(CVe$x,CVe$y,pch=19, cex=0.5) # insere os pontos observados
> mtext("Tamanho de Parcela (ub)",side = 1,cex=1,line = 1.2, family="serif", font=1)
> mtext("CV(%)",side = 2,cex=1, line = 1.5,family="serif", font=1)

```

Rotina 4B Rotina utilizada para realização das simulações do tamanho de amostra pela reamostragem para as análises de SSP e TP, utilizando o programa R.

```

> nsmc <- 500 # Número de simulações por tamanho
> variavel1 <- 'variavel_resposta1'
> variavel2 <- 'variavel_resposta2'
> library(multicore)
> library(reshape)
> plan <- transform(read.table('dados.txt',
+                               head = TRUE,
+                               na.string = '.',
+                               sep = '\t',
+                               dec = ','),
+                 Tratamento = factor(Tratamento),
+                 Bloco = factor(Bloco),
+                 Parcela = factor(Parcela),
+                 Amostra=factor(Amostra))
> tamanho <- c(1:160) # Tamanhos de parcela simulados
> ## atribuir NA as observacoes perdidas -- ZERO
> plan$rend <- (plan$Pesobenef/plan$Pesoroca)
> medias.rend <- tapply(plan$rend, plan$Tratamento, mean)
> tab.rend.total <- data.frame(Tratamento = 1:25, media.rend = medias.rend)

```



```

> dados <- split(plan[,c('Tratamento','Bloco',variavel1,variavel2,variavel3) ],plan$Parcela)
> # FUNÇÃO 'amostra.func' -- retira Amostras de tamanho 'n' por parcela
> amostra.func <- function(tamanho, dados) { # argumentos da função, o tamanho da amostra e os dados de
onde a amostra deve ser retirada...
+ return(dados[sample(1:nlevels(plan$Amostra), tamanho, replace = F), ]) }
> # FUNÇÃO 'simula.parcelas' -- simula experimentos com 'n' Amostras por parcelas
> simula.parcelas <- function(x) {
+ amostra.i <- do.call(rbind, lapply(dados, amostra.func, tamanho = area))
+ #####Peso beneficiado#####
+ anova.i.1 <- aov(eval(as.name(variavel)) ~ Bloco + Tratamento + Tratamento:Bloco, # ajuste do modelo
+ data = amostra.i, # conjunto de dados
+ contrasts = list(Bloco = contr.sum, Tratamento = contr.sum)) # especificação da restrição
+ X <- anova.i.1$contrast$Tratamento; aux <- anova.i.1$assign # matriz do delineamento e referencia
+ mds <- c(X %%% coef(anova.i.1)[aux == 2] + coef(anova.i.1)[1]) # medias ajustadas
+ tab <- data.frame(Tratamento = 1:12, media = mds)[order(mds, decreasing = TRUE), ]
+ #o comando 'decreasing=TRUE' coloca as médias em ordem decrescente pois dessa forma pode-se
selecionar as duas melhores...
+ k<-area # k é o número de Amostras por parcela...
+ r<-3 # r número de repetições
+ Vd<-anova(anova.i.1)$Mean[4]
+ Ve<- (anova(anova.i.1)$Mean[3]-anova(anova.i.1)$Mean[4])/k
+ CVe<- (sqrt(anova(anova.i.1)$Mean[3]/k)/mean(mds))*100
+ CVa<- (sqrt(anova(anova.i.1)$Mean[4])/mean(mds))*100
+ media <- mean(mds)
+ #####Peso coco#####
+ anova.i.3 <- aov(eval(as.name(variavel2)) ~ Bloco + Tratamento + Tratamento:Bloco, # ajuste do modelo
+ data = amostra.i, # conjunto de dados
+ contrasts = list(Bloco = contr.sum, Tratamento = contr.sum)) # especificação da restrição
+ X.3 <- anova.i.3$contrast$Tratamento; aux <- anova.i.3$assign # matriz do delineamento e referencia
+ mds.3 <- c(X.3 %%% coef(anova.i.3)[aux == 2] + coef(anova.i.3)[1]) # medias ajustadas
+ tab.3 <- data.frame(Tratamento = 1:12, media = mds.3)[order(mds.3, decreasing = TRUE), ]
+ #o comando 'decreasing=TRUE' coloca as médias em ordem decrescente pois dessa forma pode-se
selecionar as duas melhores...
+ k<-area # k é o número de Amostras por parcela...
+ r<-3 # r número de repetições
+ Vd.3 <- anova(anova.i.3)$Mean[4]
+ Ve.3 <- (anova(anova.i.3)$Mean[3]-anova(anova.i.3)$Mean[4])/k
+ CVe.3 <- (sqrt(anova(anova.i.3)$Mean[3]/k)/mean(mds.3))*100
+ CVa.3 <- (sqrt(anova(anova.i.3)$Mean[4])/mean(mds.3))*100
+ media.3 <- mean(mds.3)
+ #####COVARIANCIA E CORRELAÇÃO#####
+ tabela.1.3 <- data.frame(Tratamento = 1:25, benef=mds, coco=mds.3, soma=(mds+mds.3),
rend=(mds/mds.3)) #tabela medias variáveis beneficiado e roca
+ covar.1.3 <- (0.5*(var(tabela.1.3$soma, na.rm=T)-var(tabela.1.3$benef, na.rm=T)-var(tabela.1.3$coco,
na.rm=T))) #covariância entre medias beneficiado e roca
+ correl.1.3 <- (covar.1.3/(sqrt(var(tabela.1.3$benef, na.rm=T))*sqrt(var(tabela.1.3$coco, na.rm=T))))#
correlacao entre medias beneficiado e roca
+ tabela.rend <- data.frame(Tratamento = 1:25, rend.total=tab.rend.total$media.rend
,rend.amostras=tabela.1.2$rend, soma=(tab.rend.total$media.rend+tabela.1.2$rend)) #tabela rendimento de
graos total(todas amostras) e rendimento amostras simuladas
+ covar.rend <- (0.5*(var(tabela.rend$soma, na.rm=T)-var(tabela.rend$rend.total, na.rm=T)-
var(tabela.rend$rend.amostras, na.rm=T)))#covariância entre rendimentos amostra e total
+ correl.rend <- (covar.rend/(sqrt(var(tabela.rend$rend.total,
na.rm=T))*sqrt(var(tabela.rend$rend.amostras,na.rm=T))))# correlação entre rendimentos amostra e total
+ #####Retornar os valores estimados em tabela unica#####
+ return(c(Vd,Ve,CVe,CVa,media,Vd.3,Ve.3,CVe.3,CVa.3,media.3,covar.1.3,
correl.1.3,covar.rend,correl.rend))
+ }

```

```
> ## SIMULACAO -- realiza 'nsmc' simulações com 'n' Amostras na parcela para 'n' tamanhos
> simulacao <- vector('list', length = length(tamanho)) # lista das respostas
> for(i in 1:length(tamanho)){ # laco -- para todos tamanhos em 'n'
+ area <- tamanho[i] # atribui o tamanho de Amostras na parcela
+ tamanho.i <- mclapply(1:nsmc, # numero de nsmc
+ simula.parcelas, # aplica a função -- faz a simulacao
+ mc.preschedule = FALSE,
+ mc.set.seed = TRUE,
+ mc.cores = getOption('cores'))
+ simulacao[[i]] <- cbind(1:nsmc, do.call(rbind, tamanho.i)) # organiza os dados para tamanho.i
+ }
```