



GABRIEL MARCOS VIEIRA OLIVEIRA

**TAMANHO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS
PARA *Eremanthus erythropappus***

**LAVRAS – MG
2011**

GABRIEL MARCOS VIEIRA OLIVEIRA

TAMANHO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS PARA
Eremanthus erythropappus

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, área de concentração em Ciências Florestais, para obtenção do título de Mestre.

Orientador

Dr. José Márcio de Mello

LAVRAS – MG
2011

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

Oliveira, Gabriel Marcos Vieira.

Tamanho de parcelas experimentais para *Eremanthus erythropappus* / Gabriel Marcos Vieira Oliveira. – Lavras: UFLA, 2011.

119 p. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2011.

Orientador: José Márcio de Mello.

Bibliografia.

1. Candeia. 2. Tamanho ótimo de parcelas. 3. Ensaio de uniformidade. 4. Simulação por reamostragem. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 634.9283

GABRIEL MARCOS VIEIRA OLIVEIRA

TAMANHO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS PARA
Eremanthus erythropappus

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, área de concentração em Ciências Florestais, para obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 25 de fevereiro de 2011.

Dr. Lucas Rezende Gomide UFLA

Dr. Marcelo Silva de Oliveira UFLA

Dr. José Márcio de Mello
Orientador

LAVRAS – MG
2011

*Aos meus pais, Mateus e Eva; a minha irmã Thaysa; a minha namorada Thiza,
pelo vínculo sublime na minha vida e pelo amor em seu pleno significado.*

*Ao professor José Márcio de Mello, por ser um orientador
na mais literal das definições.*

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela certeza de sempre estar ao meu lado, certamente sem O qual jamais chegaria aqui.

A Universidade Federal de Lavras (UFLA), ao Departamento de Ciências Florestais (DCF), ao Laboratório de Estudos em Manejo Florestal (LEMAF) e ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais, pela oportunidade de realização do curso de mestrado.

Ao meu orientador, professor José Márcio de Mello, pelos ensinamentos e conhecimento repassados, disponibilidade sempre que precisei, além do incentivo e apoio nos momentos de incerteza e reconhecimento aos trabalhos realizados.

Ao convênio IEF/UFLA/FUNDECC, por meio do professor José Roberto S. Scolforo e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior (CAPES), pelas concessões das minhas bolsas de estudos.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, pelo conhecimento compartilhado.

Aos funcionários do departamento, em especial à Vanessa, à Thaisa, e à Gláucia, pela disponibilidade e paciência.

Aos membros da banca de qualificação; José Márcio de Mello, Natalino Calegario e Renato Ribeiro de Lima e aos membros da banca examinadora José Márcio de Mello, Lucas Rezende Gomide e Marcelo Silva de Oliveira, pelas valiosas contribuições para a melhoria deste trabalho.

Aos amigos e colegas dos cursos de mestrado e doutorado, pelo convívio, auxílio, amizade, pelos momentos de descontração e companheirismo. Principalmente ao Sérgio, ao Calango, ao Curió, ao Charles, ao Vinícius e especialmente ao Antônio Manga e a Bel.

Aos estagiários do laboratório, principalmente a Amanda e ao Indira.

Aos colegas e amigos do Laboratório de Ciência e Tecnologia da Madeira, principalmente, ao Allan e ao Thiago.

A minha namorada Thiza, por estar presente em mais essa etapa da minha vida, certamente sem seu amor tudo seria mais difícil. Obrigado pelo carinho, amizade, incentivo e principalmente por ser minha principal base de apoio nessa caminhada aqui em Lavras. Amo-te muito!

Aos meus pais; Mateus e Eva pela vida, amor, educação, incentivo, valores, apoio incondicional e principalmente pelos sacrifícios que fizeram e fazem para que eu possa realizar meus sonhos. Amo vocês mais do que tudo no mundo!

A minha irmã Thaysa, pelo carinho, incentivo e pressão para que eu terminasse os estudos e pudesse saldar o mais rapidamente minha dívida.

Aos meus demais parentes, especialmente a minha tia e madrinha Zuzu.

Em fim, a todos que de alguma maneira contribuíram para que eu pudesse chegar até aqui e realizar esse trabalho.

“A ciência é árvore ranheta que só dá frutos solta no campo, muito manipulada, fenece.”

Oswaldo U. Lopes

RESUMO

Definir o tamanho e a forma das parcelas experimentais para candeia é uma alternativa para garantir interpretações corretas e conclusões bem fundamentadas sobre o cultivo dessa espécie. Assim, os objetivos foram: avaliar diferentes métodos e procedimentos para determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais para *Eremanthus erythropappus*; estimar o tamanho ótimo e forma adequada de parcelas para avaliação das principais características dendrométricas em um experimento; e testar uma nova metodologia baseada em simulação por reamostragem. Para isso foi utilizado um ensaio de uniformidade, localizado no município de Aiuruoca-MG, contendo 400 plantas, as quais tiveram a circunferência, a altura e o volume determinados. Sendo possíveis 31 combinações de tamanho/forma de parcelas. Para estimativa do tamanho mais adequado das parcelas foram testados cinco métodos de máxima curvatura, o método do modelo linear segmentado com platô, o método da curvatura empírica e o método de Hatheway. A forma adequada foi determinada a partir do critério de informação relativa. Dentre os principais resultados e conclusões obtidas tem-se: o modelo de Lessman e Atkins (1963) é o que melhor estabelece a relação entre o coeficiente de variação e o tamanho das parcelas, sendo desnecessária a linearização e ponderação pelos graus de liberdade; todos os métodos de máxima curvatura e de platô apresentaram-se inconsistentes ou resultavam em parcelas de tamanho reduzido; as melhores estimativas foram obtidas pelos métodos da curvatura empírica e de Hatheway; o método de simulação por reamostragem apresentou bom desempenho e permite um número infinito de iterações e de tamanhos de parcelas, tem potencial para representar a verdadeira tendência média de variabilidade da população, além de reduzir a dependência espacial entre as plantas; o tamanho das parcelas experimentais para candeia de modo a permitir análise das principais características dendrométricas deve ser de 50 plantas úteis, sendo a conformação retangular mais adequada.

Palavras-chave: Candeia. Ensaio de uniformidade. Simulação por reamostragem. Tamanho ótimo de parcelas.

ABSTRACT

An alternative to assure correct interpretations and well-founded conclusions about *Eremanthus erythropappus* (candeia) cultivation is the correct definition of the size and shape of experimental plots. Therefore, the objectives of this study were: to evaluate different methods and procedures for determining the optimum plot size for candeia; to estimate the optimum size and appropriate shape of plots for evaluating the main dendrometric features in an experiment; and to test a new methodology based on resampling simulation. It was conducted a test of uniformity, in Aiuruoca (Minas Gerais, Brazil), in which 400 plants had the circumference, height and volume measured. 31 combinations of size/shape of plots were possible. To estimate the most appropriate plots size, there were tested five methods of maximum curvature, the segmented linear model with plateau, the empirical curvature and the Hatheway method. The proper form was determined by using the relative information criterion. The main results and conclusions were: Lessman and Atkins (1963) model is the one that best establishes the relationship among the coefficient of variation and plots size, being linearization and weighting by degrees of freedom unnecessary; all the maximum curvature and plateau methods were inconsistent or resulted in reduced size plots; the best estimates were obtained by empirical curvature and Hatheway methods; resampling simulation method presents a good performance, enables infinite iterations and plots sizes, has potential to represent the real average tendency of the population variability and reduces the spatial dependence between plants; finally, in order to analyze candeia main dendrometric features, the experimental plot size must be 50 useful plants, being rectangular conformation the most appropriate.

Keywords: Candeia. Test of uniformity. Resampling Simulation. Optimum plot size.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Esquema de um ensaio em branco, sendo x_{ij} o valor de uma observação da variável de interesse na i -ésima linha e j -ésima coluna.....	25
Figura 2	Agrupamentos de unidades básicas adjacentes para formação de parcelas 2×1	30
Figura 3	Tendência da relação (CV_{x_s}, X) e determinação visual do tamanho ótimo da parcela (X_0).....	30
Figura 4	Representação do método algébrico de Barros e Tavares (1995).....	35
Figura 5	Esquema de um modelo linear segmentado com platô	37
Figura 6	Esquema do método de curvatura empírica	41
Figura 7	Localização geográfica da área de estudo	43
Figura 8	Esquema do ensaio em branco para candeia (sem bordadura), em que (O) representa uma planta útil.....	45
Figura 9	Esquema de reamostragens executadas para composição dos diferentes tamanhos de parcelas.....	55
Figura 10	Limitação do método de máxima curvatura de Barros e Tavares (1995) quanto a dimensão da maior parcela cabível no ensaio em branco.....	77

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Tendência do coeficiente de variação das três variáveis dendrométricas em função do tamanho da parcela	60
Gráfico 2	Ajuste do modelo de Lessman e Atkins (1963) pela estratégia de linearização e ponderação pelos graus de liberdade.....	61
Gráfico 3	Ajuste do modelo de Barros e Tavares (1995) pela estratégia de linearização e ponderação pelos graus de liberdade.....	62
Gráfico 4	Ajuste do modelo de Smith (1938) pela estratégia de linearização e ponderação pelos graus de liberdade.....	63
Gráfico 5	Ajuste do modelo de Lessman e Atkins (1963) pela estratégia não linear e não ponderada pelos graus de liberdade.....	65
Gráfico 6	Ajuste do modelo de Barros e Tavares (1995) pela estratégia não linear e não ponderada pelos graus de liberdade.....	66
Gráfico 7	Ajuste do modelo de Smith (1938) pela estratégia não linear e não ponderada pelos graus de liberdade.....	67
Gráfico 8	Gráficos de resíduos para a variável <i>CAP</i> considerando duas estratégias de ajuste. Sendo: B&T = modelo de Barros e Tavares (1995); L&A = modelo de Lessman e Atkins (1963).....	71
Gráfico 9	Gráficos de resíduos para a variável <i>HT</i> considerando duas estratégias de ajuste. Sendo: B&T = modelo de Barros e Tavares (1995); L&A = modelo de Lessman e Atkins (1963).....	72
Gráfico 10	Gráficos de resíduos para a variável <i>VT</i> considerando as duas estratégias de ajuste. Sendo: B&T = modelo de Barros e Tavares (1995); L&A = modelo de Lessman e Atkins (1963).....	73
Gráfico 11	Indicação do tamanho ótimo pelos métodos MC1 e MC3	79
Gráfico 12	Ajuste do modelo de linear segmentado com platô.....	80

Gráfico 13	Estabilidade da estimativa do tamanho ótimo em função do tamanho máximo da parcela simulada pelo método do modelo linear segmentado com platô.....	82
Gráfico 14	Indicação do tamanho ótimo da parcela pelo método de curvatura empírica para um ângulo de 178°.....	84
Gráfico 15	Ângulo de inclinação (α) resultante da interseção do coeficiente de variação (CV_x) com o incremento corrente do tamanho ótimo da parcela X_0 para cada incremento de α ($ICX_{0\alpha}$).....	85
Gráfico 16	Indicação do tamanho ótimo da parcela pelo método de curvatura empírica para um ângulo de 175,5°.....	88
Gráfico 17	Variação do tamanho ótimo em função do maior tamanho simulado da parcela experimental.....	89
Gráfico 18	Estimativa do coeficiente de heterogeneidade b	94
Gráfico 19	Tendência do coeficiente de variação (CV_x) com o aumento do tamanho X da parcela para simulações com e sem reposição.....	100
Gráfico 20	Gráficos de resíduos a partir de simulações com e sem reposição.....	102
Gráfico 21	Discrepância entre da variabilidade no ensaio em branco e na simulação com reposição.....	104
Gráfico 22	Estabilidade do tamanho estimado da parcela experimental pelo método da curvatura empírica (MCE).....	109

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Combinação das unidades básicas para formação dos diferentes tamanhos de parcelas.....	45
Tabela 2	Modelos de variabilidade em função do tamanho da parcela e modelos de máxima curvatura utilizados.....	47
Tabela 3	Parâmetros utilizados para simulação do tamanho conveniente das parcelas experimentais.....	49
Tabela 4	Coefficiente de variação (CV_x) e variância unitária (V_{xu}) para os diferentes tamanhos e formas das parcelas experimentais..	58
Tabela 5	Estatísticas de ajuste para os modelos utilizados considerando duas estratégias de ajuste.....	68
Tabela 6	Tamanhos ótimos (X_θ) indicados pelos cinco métodos de máxima curvatura considerando duas formas de ajuste dos modelos.....	75
Tabela 7	Tamanho ótimo da parcela pelo método do modelo linear segmentado com platô.....	81
Tabela 8	Tamanho da parcela pelo método da curvatura empírica considerando um ângulo de 178°	83
Tabela 9	Tamanho da parcela pelo o método da curvatura empírica considerando um ângulo ótimo de $175,5^\circ$	87
Tabela 10	Análise da forma adequada de parcela compostas de 60 plantas para as variáveis dendrométricas.....	91
Tabela 11	Análise da forma adequada de parcela compostas de 36 plantas para as variáveis dendrométricas.....	92
Tabela 12	Tamanhos convenientes das parcelas experimentais para candeia.....	96
Tabela 13	Parâmetros ajustados e estatísticas de ajustes para as simulações baseadas em reamostragem com e sem reposição.....	101
Tabela 14	Comparação do número de interações entre o ensaio em branco e a simulação baseada em reamostragem.....	106

Tabela 15 Tamanhos estimados das parcelas experimentais para
candeia utilizando o método da curvatura empírica (MCE)
com base em simulação por reamostragem com reposição.... 107

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	17
2	REFERENCIAL TEÓRICO	19
2.1	Tamanho e forma da parcela experimental	19
2.2	Experimentos em campo com candeia	23
2.3	Ensaio de uniformidade	24
2.4	Métodos para determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais	25
2.4.1	Método empírico de Smith	25
2.4.2	Método da máxima curvatura por inspeção visual	28
2.4.3	Método da máxima curvatura modificado	31
2.4.4	Outros métodos algébricos de máxima curvatura	33
2.4.5	Método do modelo linear segmentado com platô	36
2.4.6	Método de Hatheway	38
2.4.7	Método da curvatura empírica	40
3	MATERIAL E MÉTODOS	42
3.1	Descrição da área de estudo	42
3.2	Variáveis dendrométricas analisadas	43
3.3	Ensaio de uniformidade	44
3.4	Métodos utilizados na estimativa do tamanho e forma das parcelas experimentais	46
3.4.1	Métodos algébricos de máxima curvatura	46
3.4.2	Método do modelo linear segmentado com platô	48
3.4.3	Método de Hatheway	49
3.4.4	Método da curvatura empírica	50
3.4.5	Determinação da forma adequada das parcelas experimentais	51
3.4.6	Nova metodologia de simulação com reamostragem	52
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	57
4.1	Análise preliminar dos dados	57
4.2	Métodos algébricos de máxima curvatura	60
4.2.1	Ajuste dos modelos por linearização e ponderação	61
4.2.2	Ajuste não linear e sem ponderação	64
4.2.3	Estatísticas de ajuste	68
4.2.4	Tamanhos ótimos das parcelas experimentais	74
4.3	Método do modelo linear segmentado com platô	79
4.4	Método da curvatura empírica	83
4.5	Forma adequada da parcela experimental	90
4.6	Método de Hatheway	93
4.7	Método de simulação por reamostragem	99

4.7.1	Reamostragem com e sem reposição	99
4.7.2	Comparação do ensaio em branco com a simulação	103
4.7.3	Estimativa do tamanho da parcela experimental	107
4.7.4	Número adequado de iterações	108
5	CONCLUSÕES	110
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	111
	REFERÊNCIAS	112

1 INTRODUÇÃO

Durante décadas algumas espécies do gênero *Eremanthus* sp., conhecidas popularmente como candeia, são utilizadas para produção de moirões de cercas devido a sua grande durabilidade natural. Outro uso comum é a extração do seu óleo essencial para obtenção do álcool alfabisabolol; esse componente possui propriedades anti-inflamatórias, antimicóticas, bactericidas, antiespasmódicas, dermatológicas e compõe diversos produtos cosméticos e medicamentos comerciais.

Os produtos obtidos da candeia são altamente valorizados no mercado. A madeira de candeia é mais valorizada quando comercializada para extração de óleo do que para moirões (SCOLFORO et al., 2008; OLIVEIRA et al., 2009).

Infelizmente, a obtenção desses produtos, na maioria das situações é advinda da exploração predatória de candeais nativos e na melhor das hipóteses amparadas por planos de manejo. Porém, a crescente demanda desses produtos pelas empresas beneficiadoras de óleo e produtores de moirões, aliado ao fortalecimento das políticas ambientais, tem tornado o acesso aos candeais nativos cada vez mais restritos.

A alternativa que tanto o meio acadêmico como algumas empresas já adotam é o plantio de candeais. Pouco se sabe sobre o seu cultivo, suas exigências e tolerâncias, todas as informações até então vieram dos candeais nativos ou de experimentos em nível de casa de vegetação ou viveiro (ALTOÉ, 2009).

A experimentação em nível de campo para a candeia praticamente inexistente na literatura. Mas é de se esperar que experimentos como esses se intensifiquem, tendo em vista o potencial econômico dessa espécie. Com destaque para a Universidade Federal de Lavras, trabalhos vêm sendo

desenvolvidos buscando respostas ao manejo e tratos silviculturais dessa espécie.

Mais importante que a instalação do experimento em si, fatores como tamanho e forma de parcelas experimentais, forma de bloco, número de repetições, delineamento experimental, forma de condução do experimento, ou ainda, o planejamento adequado do experimento como um todo é fundamental para o desenvolvimento técnico e científico dessa espécie.

Porém, esses planejamentos são definidos empiricamente com base apenas na experiência ou conhecimento dos pesquisadores, já que não há referências sobre o tamanho ótimo ou forma adequada de parcelas experimentais para a candeia.

Desse modo, definir adequadamente o tamanho e a forma das parcelas experimentais para candeia é uma alternativa para se reduzir o erro experimental, melhorar a precisão, otimizar a área para instalação dos experimentos e garantir interpretações corretas e conclusões bem fundamentadas sobre o cultivo dessa espécie.

Assim, os objetivos desse trabalho foram:

- a) Avaliar diferentes métodos e procedimentos para determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais para *Eremanthus erythropappus* (candeia);
- b) Estimar o tamanho e a forma adequada das parcelas experimentais para candeia por meio de avaliações das principais variáveis dendrométricas em um experimento;
- c) Testar uma nova metodologia baseada em simulação com reamostragem para determinação do tamanho das parcelas experimentais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico resume-se a uma revisão de literatura geral sobre tamanho e forma das parcelas experimentais, experimentação com a espécie de estudo, caracterização dos ensaios de uniformidade e, por fim, uma abordagem sobre os principais métodos empregados para estimativa do tamanho adequado das parcelas experimentais.

2.1 Tamanho e forma da parcela experimental

Em experimentos convencionais, independentemente dos seus objetivos, procura-se detectar diferenças significativas entre tratamentos testados, o que é fortemente afetado pela precisão experimental. A precisão experimental por sua vez é influenciada por vários fatores: tamanho e forma de parcelas, forma de bloco, número de repetições, delineamento experimental, falhas de plantas nas parcelas e forma de condução do experimento. Desse modo, o tamanho e a forma da unidade de coleta de dados ou parcela experimental, bem como, o número de repetições a ser utilizado, constituem preocupações de cunho prático quando se planejam experimentos. A caracterização adequada desses fatores contribui para auferir precisão nos ensaios experimentais (DONATO, 2007).

Segundo Viana et al. (2002), a adoção de um tamanho de parcela adequado é uma das maneiras de reduzir o erro experimental. Esse tamanho ótimo da parcela é muitas vezes recomendado por meio de estudos empíricos feitos para uma região ou cultura específica. A parcela experimental e o delineamento estatístico, muitas vezes, são definidos de acordo com as necessidades e a experiência do pesquisador (SILVA et al., 2003).

Os experimentos devem ser planejados adequadamente, para terem alta precisão com menor área possível. A melhoria da precisão experimental pode ser

obtida usando-se parcelas experimentais com dimensões adequadas e número de repetições apropriado para cada situação (STORCK et al., 2006).

A parcela experimental é a unidade básica de informação sobre a qual a experimentação se fundamenta. No caso da experimentação vegetal, essa parcela pode ter diversos tamanhos, formas e, ainda, constituir-se de um número diferente de plantas ou partes de planta (BARROS; TAVARES, 1995).

De acordo com Storck, Bisognin e Oliveira (2005), o erro experimental pode advir de várias fontes, como a heterogeneidade do material experimental, as competições intra e interparcelar e a heterogeneidade do solo.

O controle do erro pode ser realizado por meio do uso de observações simultâneas e delineamento experimental, adequando tamanho e forma de parcelas. O controle do erro pelo delineamento experimental consiste em planejar o experimento visando ao controle da variação que ocorre na área experimental (ZANON; STORCK, 2000).

Os métodos de determinação do tamanho ótimo da parcela buscam estimar quais os tamanhos mais convenientes para reduzir o erro experimental (BARROS; TAVARES, 1995).

A forma da parcela também influencia na redução do erro experimental. Essa influência é mais significativa em parcelas maiores que em parcelas menores. A melhor forma da parcela será, para cada caso, a que melhor controlar as variações aleatórias e que se adapte aos tratamentos do estudo (FERREIRA, 2000).

Gomez e Gomez (1984) consideram que a escolha da forma da parcela depende do gradiente de fertilidade do solo. Nesse sentido, parcelas longas e estreitas devem ser usadas para áreas com distinto gradiente de fertilidade, com o comprimento da parcela perpendicular ao referido gradiente. Se o padrão de fertilidade for desconhecido ou irregular, as parcelas devem ser as mais quadradas possíveis.

Na literatura podem ser encontrados diversos métodos para a determinação do tamanho e forma das parcelas experimentais. Dentre os mais encontrados pode-se citar: Método de Smith; Método da Máxima Curvatura; Método da Máxima Curvatura Modificado; Método da Otimização; Método da Informação Relativa; Método da Regressão Múltipla; Método de Hatheway; Método de Pimentel Gomes; Método de Comparação de Variâncias; Eficiência Relativa; Regressão Linear com Platô, e outras.

Cada método possui suas peculiaridades sendo uns derivados e aprimorados de outros. A maior parte deles fornece resultados diferenciados entre si para determinação do tamanho ou forma das parcelas. Cabe ao pesquisador decidir pelos mais adequados de acordo com seus objetivos, bom senso e conhecimento.

Segundo Simplicio et al. (1996), na área florestal o problema que surge na escolha das dimensões das parcelas experimentais a serem utilizadas, é tanto para o desenvolvimento de pesquisas quanto para a realização de inventários e manejo de florestas. A escolha criteriosa de um tamanho de parcela reduz o efeito da variabilidade ambiental sobre os resultados experimentais melhorando a qualidade dos dados, contribuindo assim para o sucesso da pesquisa.

Embora os trabalhos básicos envolvendo a determinação do tamanho de parcelas tenham sido desenvolvidos para a experimentação com culturas agrícolas, a metodologia pode ser adaptada para espécies florestais. Nesse sentido, vários estudos sobre tamanho e forma de parcelas foram conduzidos na área florestal utilizando os diversos métodos (SIMPLÍCIO et al., 1996; MUNIZ et al., 1999).

Nos experimentos florestais, as parcelas são evidentemente muito maiores do que nos ensaios com culturas agrícolas. Como consequência, o tamanho da parcela, torna-se de grande importância quando se passa a trabalhar com árvores. A experimentação e a teoria demonstram que, na quase totalidade

dos casos, o coeficiente de variação decresce quando se aumenta o tamanho das parcelas (GOMES, 1984). Isso levou muitos experimentadores a preferir parcelas grandes, para trabalhar com coeficiente de variação menor, sem perceber que as parcelas excessivamente grandes, acarretam necessariamente menor número de repetições, podendo reduzir a precisão do experimento (GOMES, 1991).

A área das parcelas limita o número de repetições, diminuindo a medida que aumenta a área da unidade experimental. Esta redução é proporcional, sendo, assim, preferível sacrificar a área da parcela em favor do número de repetições (FERREIRA, 2000). Aliado a isso, se são esperadas pequenas diferenças entre os tratamentos em estudo, o aumento no número de repetições é crítico para que se possa medi-las com precisão. A esse respeito, Lin e Binns (1984, citado por DONATO, 2007) acrescentam que o número de repetições requerido pode ser muito elevado, o que torna necessário buscar outras formas de aumentar a precisão, como alterações no tamanho da parcela.

Na experimentação florestal, de modo geral, o pesquisador deve estar atento a fatores envolvendo a técnica experimental, tais como: escolha criteriosa do delineamento, locais de instalação dos ensaios, número de repetições, forma de condução do experimento, tamanho e forma das parcelas, etc.. A preocupação com esses fatores é importante, pois os cuidados na instalação e condução dos experimentos melhoram a precisão dos resultados, reduzindo o erro experimental, aumentando as chances de se detectar diferenças entre os tratamentos (MUNIZ et al., 1999).

É possível otimizar significativamente a área destinada aos experimentos florestais, através de estudo do tamanho da parcela, sem, contudo afetar a precisão do experimento (GOMES; COUTO, 1985).

Para a Estatística é fundamental saber como o tamanho e forma de parcela interferem na precisão experimental. Consequentemente, o tamanho e a

forma adequada da unidade experimental são os que auferem resultados mais precisos e possibilitam detectar diferenças estatísticas significativas entre os tratamentos testados (DONATO, 2007).

2.2 Experimentos em campo com candeia

Ensaio experimentais em campo utilizando a candeia (*Eremanthus* sp.) são relativamente recentes e praticamente restritos a projetos e trabalhos desenvolvidos pela Universidade Federal de Lavras.

Altoé (2009), com o objetivo de avaliar os efeitos de adubos comerciais e da omissão de nutrientes no crescimento de candeia (*Eremanthus erythropappus*) sob regime de poda e não poda, implantou um experimento numa área de 0,6 hectare sendo dividida em 4 blocos com bordadura dupla, que por sua vez, foram divididos em 10 tratamentos. Cada um disposto em uma linha com 50 plantas úteis. Destas 50 plantas, metade foi submetida à poda, ou seja, um tratamento homogêneo possui na verdade 25 plantas úteis.

Silva (2009) com o objetivo de avaliar o comportamento da candeia (*Eremanthus erythropappus*), para candeais plantados em diferentes espaçamentos com e sem podas, instalou seu experimento em quatro blocos, divididos em quatro parcelas, as quais foram subdivididas em quatro subparcelas com 56 plantas de área útil, com bordadura dupla. Os tratamentos consistiam de diferentes espaçamentos (parcelas) e diferentes tratamentos silviculturais (subparcelas).

Freitas (2009), com o objetivo de testar diferentes espaçamentos para candeia (*Eremanthus erythropappus*) no desenvolvimento em diâmetro e ajustar um modelo matemático para fins de melhores estratégias de manejo, desenvolveu um experimento numa área experimental de 3,77 ha. Composto por cinco blocos e quatro tratamentos, com bordadura dupla, e cada tratamento

(parcela) é composta por três sub-parcelas cada qual com 56 plantas, com diferentes sistemas de manejos.

Em síntese, são áreas experimentais relativamente grandes variando 0,6 há até 3,77 ha, com quatro ou cinco blocos, número de plantas úteis de 25 a 56 plantas dispostas em parcelas retangulares, quadradas ou em linhas, com bordadura dupla e de quatro a dez tratamentos.

Os trabalhos citados acima são alguns dos poucos existentes na literatura. Porém os tamanhos de parcelas por eles adotados foram definidos empiricamente baseados nos conhecimentos e experiência dos pesquisadores e não em ensaios para definição do tamanho ótimo ou forma das parcelas. O estudo de tamanho e forma ideais poderia otimizar a área experimental, o número de repetições, padronizando os tamanhos e formas a serem adotados a partir de então.

2.3 Ensaios de uniformidade

Vários métodos são empregados para estimar o tamanho da parcela experimental e a maioria deles está baseada na utilização de ensaios em branco, também conhecidos como ensaios de uniformidade, nos quais toda a área experimental é plantada com uma única espécie, utilizando-se práticas idênticas de cultivo, sem efeitos de tratamentos (PARANAÍBA, 2007).

De acordo com Igue et al. (1991), a avaliação da característica de interesse do ensaio é feita por partes constituídas de áreas de dimensões pré-estabelecidas chamadas unidades básicas (UB). Parcelas de diferentes tamanhos podem ser construídas agrupando as unidades básicas adjacentes, as quais tendem a ser correlacionadas, dependendo do grau de homogeneidade do solo.

Love (1943, citado por SIMPLÍCIO et al., 1996) mostrou que os ensaios de uniformidade além de estimarem a heterogeneidade do solo, servem ainda

para determinar o tamanho e a forma das parcelas, bem como o número de repetições.

Um esquema simples de um ensaio em branco pode ser visto na Figura 1 formando uma matriz com i linhas e j colunas.

x_{11}	x_{12}	x_{13}	...	x_{1j}
x_{21}	x_{22}	x_{23}	...	x_{2j}
x_{31}	x_{32}	x_{33}	...	x_{3j}
\vdots	\vdots	\vdots		\vdots
x_{i1}	x_{i2}	x_{i3}	...	x_{ij}

Figura 1 Esquema de um ensaio em branco, sendo x_{ij} o valor de uma observação da variável de interesse na i -ésima linha e j -ésima coluna

2.4 Métodos para determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais

Os métodos descritos a seguir são compostos pelos mais clássicos, os mais utilizados e os mais atuais da literatura para estudos de tamanho de parcelas experimentais.

2.4.1 Método empírico de Smith

A lei empírica de Smith (1938), que estabeleceu uma relação entre a variância e o tamanho de parcela, foi precursora de vários métodos de determinação do tamanho de parcela. Essa relação é descrita pelo seguinte modelo:

$$V_{ww} = \frac{V_e}{n} + \sigma^2, \quad (1)$$

em que:

V_{xu} = variância unitária, dada por V_x/X^2 , sendo V_x a variância entre parcelas de tamanho X unidades básicas (UB);
 V_1 = a variância entre as parcelas compostas de uma UB;
 X = tamanho da parcela em UB;
 b = parâmetro a ser estimado como índice de heterogeneidade do solo;
 ϵ = erro aleatório.

A proximidade do valor de b com a unidade indica alta heterogeneidade na área experimental e, nestes casos, recomenda-se o uso de parcelas maiores (STORCK et al., 2006). Quanto maior o valor de b , que varia de zero a um, menor a correlação entre as unidades básicas (IGUE et al., 1991).

Gomez e Gomez (1984) consideram as questões de ordem prática referentes a manejo no campo, a natureza e a magnitude da variabilidade, relacionadas ao índice de heterogeneidade do solo, as condições principais da escolha do tamanho da parcela.

A variabilidade das respostas de um tratamento em parcelas experimentais e a magnitude do erro experimental relacionam diretamente com o grau de heterogeneidade do solo (MUNIZ et al., 1999).

O índice de heterogeneidade do solo pode ser estimado como um coeficiente de regressão linear, pela linearização da Equação 1:

$$\log V_{xu} = \log V_1 - b \log X \quad \therefore y = a + b'X, \quad (2)$$

em que:

$$y = \log V_{xu};$$

$$a = \log V_1;$$

$$b' = -b;$$

$$X = \log X.$$

O parâmetro b' da Equação 2 pode ser estimado pelo modelo abaixo ponderando pelos graus de liberdade associado ao tamanho de parcela:

$$b' = -b = -\frac{\sum w_i w_i x_i - \frac{(\sum w_i x_i)(\sum w_i y_i)}{\sum w_i}}{\sum w_i w_i x_i^2 - \frac{(\sum w_i x_i)^2}{\sum w_i}}, \quad (3)$$

em que:

$$b' = -b;$$

w_i = graus de liberdade associado ao número de parcelas cabíveis de tamanho X unidades básicas ($N_x - 1$);

$$x_i = \log X;$$

$$y_i = \log V_x.$$

O parâmetro a da Equação 2 pode ser estimado da seguinte forma:

$$a = \bar{y} - b'\bar{x}, \quad (4)$$

em que:

$$\bar{y} = \text{m\u00e9dia das observa\u00e7\u00f5es de } y, \text{ dada por } \bar{y} = \frac{\sum w_i y_i}{\sum w_i};$$

$$\bar{x} = \text{m\u00e9dia das observa\u00e7\u00f5es de } x, \text{ dada por } \bar{x} = \frac{\sum w_i x_i}{\sum w_i}.$$

Na realidade b pode ser determinado de outras formas. Conforme Hatheway e Williams (1958), na estimativa de b , se pode utilizar o m\u00e9todo dos quadrados m\u00ednimos para modelos n\u00e3o lineares, por se tratar de um modelo essencialmente n\u00e3o linear. Alves e Seraphin (2004) apresentam alternativas para estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo a partir do coeficiente de correla\u00e7\u00e3o intraclasse, em diferentes estruturas de delineamentos experimentais. J\u00e1 que consideram que a maioria dos m\u00e9todos para estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo \u00e9 muito complexa.

Ainda, segundo o m\u00e9todo de Smith (1938), o melhor tamanho da parcela \u00e9 aquele que permite obter o m\u00e1ximo de informa\u00e7\u00f5es pelo menor custo poss\u00edvel:

$$C_x = K_1 + XK_2, \quad (5)$$

em que:

C_x = custo por parcela com X unidades básicas de tamanho;

K_1 = o custo associado com o número de parcelas;

K_2 = custo por unidade de área;

X = número de unidades básicas.

O custo mínimo por unidade de informação é dado por:

$$X = \frac{bK_1}{(1-b)K_2}, \quad (6)$$

em que:

X = número de unidades básicas;

K_1 = o custo associado com o número de parcelas;

K_2 = custo por unidade de área;

b = índice de heterogeneidade do solo.

Marani (1963, citado por IGUE et al., 1991), relata que, em diversas pesquisas relacionadas com o tamanho da parcela, os valores de K_1 e K_2 estão sendo usados de forma indevida, talvez pela dificuldade na avaliação dos valores desses termos nos ensaios de uniformidade.

Pela dificuldade de determinação e relatividade dos custos K_1 e K_2 , esse método dificilmente é utilizado integralmente. Sendo apenas o conceito de heterogeneidade do solo, b , ainda utilizado e empregado em diversos outros métodos para determinação do tamanho ótimo de parcelas.

2.4.2 Método da máxima curvatura por inspeção visual

O método da máxima curvatura utiliza dados provenientes de ensaios em branco para estimar o tamanho ótimo de parcela, determinando-se o ponto de

desaceleração da curva dos coeficientes de variação associados ao tamanho de parcela (BARROS; TAVARES, 1995).

Cada coeficiente de variação CV_x para cada tamanho de parcela contendo X unidades básicas, formam um par coordenado e são plotados em um gráfico (CV_x, X) . O CV_x pode ser calculado utilizando-se a equação seguinte:

$$CV_x = \frac{s_x}{\bar{y}_x} \times 100, \quad (7)$$

em que:

CV_x = coeficiente de variação entre parcelas de tamanhos X , dada em porcentagem;

s_x = desvio padrão entre as parcelas de X unidades básicas;

\bar{y}_x = média das parcelas de X unidades básicas.

Paranaíba (2007), para ilustrar o cálculo do coeficiente de variação, referentes as parcelas 2×1 (linha \times colunas) apresentou o esquema de acordo com a Figura 2, ilustrando o agrupamento das unidades básicas para composição das parcelas. Para parcelas 2×1 , são obtidos $ij/2$ parcelas com duas unidades básicas, cada uma formada pela soma dos valores de duas observações. Da mesma forma são calculados os coeficientes de variação para os demais tamanhos de parcelas com X unidades básicas. Posteriormente os pares de dados $(CV_x$ e X) são plotados num gráfico conforme a Figura 3.

Originalmente, o tamanho ótimo da parcela é determinado visualmente de modo que o ponto onde a curva inicia sua desaceleração corresponde a um valor X_0 na abscissa, que indica o tamanho ótimo da parcela. Segundo Silva et al. (2003), deve-se selecionar o valor em que o aumento no número de plantas na parcela não provoque mudanças drásticas na estimativa do coeficiente de variação.

x_{11}	x_{12}	x_{13}	x_{14}	...	$x_{(j-1)1}$
x_{21}	x_{22}	x_{23}	x_{24}	...	$x_{(j-1)2}$
x_{31}	x_{32}	x_{33}	x_{34}	...	$x_{(j-1)3}$
x_{41}	x_{42}	x_{43}	x_{44}	...	$x_{(j-1)4}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots		\vdots
$x_{(i-1)1}$	$x_{(i-1)2}$	$x_{(i-1)3}$	$x_{(i-1)4}$...	$x_{(i-1)j}$
x_{i1}	x_{i2}	x_{i3}	x_{i4}		x_{ij}

Figura 2 Agrupamentos de unidades básicas adjacentes para formação de parcelas 2×1

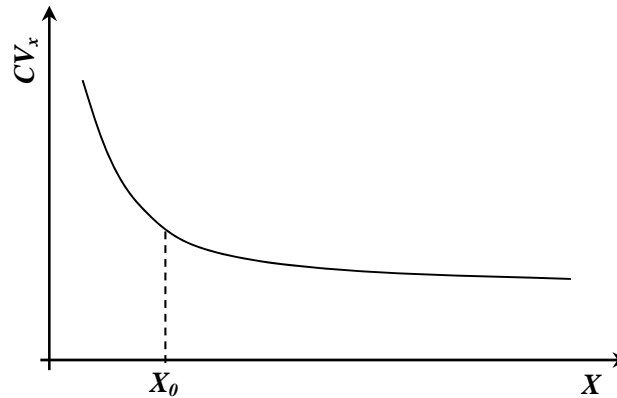


Figura 3 Tendência da relação (CV_x, X) e determinação visual do tamanho ótimo da parcela (X_0)

A forma ótima, segundo Bakke (1988), é definida após determinar o tamanho ótimo. A melhor forma da parcela corresponde à conformação $i \times j$ que forneça o menor coeficiente de variação.

O método de Inspeção Visual da Curvatura Máxima é bastante simples e de fácil utilização. Entretanto, o fato de o ponto correspondente ao tamanho ótimo da unidade experimental ser determinado visualmente constitui uma fonte de erro e discrepância na estimação do tamanho de parcela por este método, pois

não existe um critério único no estabelecimento da localização desse ponto sobre a curva (PARANAÍBA, 2007).

Segundo Barros e Tavares (1995), a determinação do ponto por inspeção visual, induz a erros, interpretações diferentes quando analisados por várias pessoas e ainda provocando diferentes interpretações do ponto, caso a escala de traçado do gráfico seja modificada.

Atualmente esse método está em desuso pelos problemas apresentados e também em função do avanço das ferramentas computacionais matemáticas e estatísticas.

2.4.3 Método da máxima curvatura modificado

O aperfeiçoamento do método da máxima curvatura, chamado de Método da Máxima Curvatura Modificado, foi desenvolvido primeiramente por Lessman e Atkins (1963), que estabeleceram uma função do tipo:

$$y = \frac{a}{x^b} + \epsilon \quad \Delta \quad CV_x = \frac{a}{x^b} + \epsilon, \quad (8)$$

em que:

$y = CV_x$ = coeficiente de variação entre parcelas de tamanho X unidades básicas;

X = tamanho da parcela, em unidades básicas;

a e b = parâmetros a serem estimados.

ϵ = erro aleatório.

Com o intuito de explicar a relação entre coeficiente de variação (CV_x) e tamanho da parcela (X), permitiu que o ponto que corresponde ao tamanho ótimo da parcela fosse determinado algebricamente, dando maior precisão aos resultados obtidos (VIANA et al., 2002).

O método da máxima curvatura modificado consiste em representar graficamente os coeficientes de variação de cada parcela contra os respectivos tamanhos, assim como no método da máxima curvatura convencional (Figura 3). Viana (1999) ressalta que o método modificado fornece resultados mais precisos, pois estabelece uma equação de regressão para explicar a relação entre os coeficientes de variação e os respectivos tamanhos de parcelas.

Os parâmetros a e b podem ser estimados por meio de uma regressão linear ponderada pelos graus de liberdade e aplicada na linearização da Equação 8, ou pode-se utilizar o método dos quadrados mínimos para modelos não-lineares de Gauss-Newton (ZANON; STORCK, 2000).

Para encontrar o tamanho ótimo de parcela por este método é preciso definir uma função de curvatura referente à Equação 8. Para isso, são necessários conceitos de geometria diferencial e movimento curvilíneo de acordo com Leithold (1994, citado por PARANAÍBA, 2007). Após a dedução, o ponto de curvatura máxima de Lessman e Atkins (1963) é dado por:

$$X_0 = 2b + 2\sqrt{\frac{a^2b^2}{b+1}} \quad (9)$$

em que:

X_0 = valor da abscissa no ponto de máxima curvatura correspondente ao tamanho ótimo da parcela em unidades básicas;

a e b = parâmetros estimados da Equação 8.

No entanto, Meier e Lessman (1971) redefiniram o modelo de máxima curvatura de Lessman e Atkins (1963) para estimativa do tamanho ótimo, resultando em:

$$X_0 = \left[\frac{a^2b^2(2b+1)}{b+1} \right]^{\frac{1}{2}}, \quad (10)$$

Chaves (1985) verificou um possível erro na Equação 10 que subestimaria o tamanho da parcela e propôs uma correção:

$$X_0 = \left[\frac{a^2 + b^2 - 1}{2a} \right]^{1/2} \quad (11)$$

Segundo Silva et al. (2003), o método da máxima curvatura modificado de Meier e Lessman (1971) é um dos mais utilizados para determinar o tamanho das unidades amostrais. Entretanto, da forma como foi concebido, ele pode apresentar um inconveniente. A propriedade do método consiste em determinar o ponto de máxima curvatura, de forma algébrica, considerando a máxima curvatura e o vértice da curva, mas não o ponto de estabilização dos valores do coeficiente de variação experimental. Deste modo, o aumento no número de plantas na parcela promove ganho significativo na precisão experimental, visto que o vértice da curva do coeficiente de variação experimental tende a ocorrer sempre na região das pequenas parcelas. Assim, este método tende a subestimar o número ótimo de plantas por parcela, interferindo na análise e, conseqüentemente, na predição do desempenho do teste.

2.4.4 Outros métodos algébricos de máxima curvatura

Outros métodos para determinação do ponto de máxima curvatura baseado em cálculos algébricos para determinação do tamanho ótimo da parcela podem ser citados.

Um dos métodos descrito por Thomas (1974) relaciona o tamanho ótimo de parcela com a relação empírica de Smith (1938) (Equação 1), resultando no modelo abaixo para definição da máxima curvatura:

$$X_0 = \left[\frac{bV_l(2b+1)}{b-2} \right]^{\frac{1}{b-1}}, \quad (12)$$

em que:

X_0 = tamanho ótimo da parcela experimental em unidades básicas;

V_l = variância entre as parcelas compostas de uma unidade básica de tamanho;

X = tamanho da parcela em unidades básicas;

b = índice de heterogeneidade do solo segundo Smith (1938).

Lopes et al. (2005) relatam também que o método proposto por Thomas (1974) apresentam estimativas de tamanho de parcela que não condizem com os resultados normalmente encontrados, e nem com tamanhos de parcela utilizados na prática. De acordo com Storck et al. (2006), a fórmula apresentada por Thomas (1974), comparadas ao método da máxima curvatura modificada de Meier e Lessman (1971), subestimam o tamanho ótimo de parcela, porque aumentam o número de repetições para manter mesma precisão do experimento.

Barros e Tavares (1995) também propondo cálculos algébricos para determinação da máxima curvatura, correlacionaram analogamente ao modelo de Smith (1938) (Equação 1) o modelo abaixo:

$$CV_x = \frac{CV_1}{X^b} + \epsilon, \quad (13)$$

em que:

CV_x = coeficiente de variação entre parcelas de tamanho X unidades básicas;

CV_1 = coeficiente de variação entre parcelas compostas de uma unidade básica;

X = tamanho da parcela em unidades básicas;

b = parâmetro a ser estimado.

ϵ = erro aleatório.

O método consiste em determinar o ponto na curva que possui a mesma inclinação de uma reta que liga os extremos. Na Figura 4 foi representado um esquema do método.

O ponto de máxima curvatura correspondente ao tamanho ótimo da parcela é definido pela Equação 14. Barros e Tavares (1995) afirmam que o método é preciso e coincide com o ponto de máxima desaceleração do valor de CV_x da curva (CV_x, X) . Porém o ponto pode vir a corresponder a um coeficiente de variação ainda alto, o que desaconselhará o uso desse método.

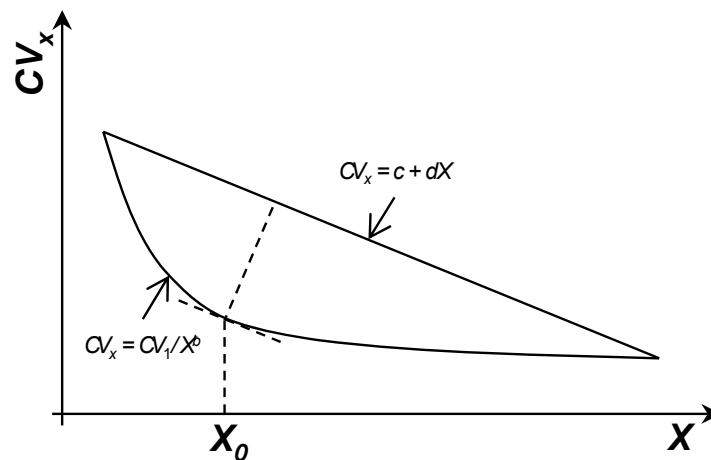


Figura 4 Representação do método algébrico de Barros e Tavares (1995)

$$X_0 = \left(\frac{-d}{b \cdot CV_1} \right)^{\frac{1}{b-1}}, \quad (14)$$

em que:

X_0 = tamanho ótimo da parcela em unidades básicas;

CV_1 = coeficiente de variação entre parcelas compostas de uma unidade básica;

b = parâmetro estimado da Equação 13;

d = coeficiente de regressão linear (inclinação) da uma reta que liga os dois pontos extremos da curva gerada pela Equação 13, sendo originalmente ponderado pelos graus de liberdade associado ao número de parcelas cabíveis para cada tamanho X da parcela $(N_x - 1)$.

2.4.5 Método do modelo linear segmentado com platô

O uso de modelos lineares segmentados com platô para estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais é um dos mais atuais e foi proposto por Paranaíba, Ferreira e Moraes (2009). Os autores afirmaram que o método mostrou-se adequado para a obtenção do tamanho ótimo de parcelas experimentais, uma vez que obtiveram tamanhos similares para a maioria dos experimentos utilizados.

Esse método é amplamente utilizado para estudos de suficiência amostral, para determinação do tamanho ou área mínima de amostragem para representação da população. Diversos trabalhos foram desenvolvidos com essa mesma finalidade, como por exemplo, Gama et al. (2001), Gomide et al. (2005), Reis et al. (2007), Silva et al. (2007), Costa Junior et al. (2008).

O modelo platô de resposta linear descreve dois segmentos uma reta crescente ou decrescente (dependendo do valor de a da Equação 15), até uma determinada altura P que é o platô. A partir desse ponto, o valor Y assume um valor constante P , que é o segundo segmento (FERREIRA, 2005). O modelo platô de resposta linear é dado pelas equações abaixo:

$$Y = a + bX + \epsilon \text{ se } X \leq X_0, \quad (15)$$

$$Y = P + \epsilon \text{ se } X > X_0, \quad (16)$$

em que:

Y = variável dependente (resposta);

a = intercepto do modelo linear simples do segmento anterior ao Platô;

b = coeficiente angular neste mesmo segmento;

P = Platô;

X_0 = ponto de junção dos dois segmentos;

ϵ = erro aleatório.

Segundo FERREIRA (2005), o uso de uma variável binária *Dummy* (Equação 17) é empregado para unir os dois modelos representados pelas Equações 15 e 16. O mecanismo que aciona cada modelo é em função de Z . Logo, para o valor de $Z = 1$, ou seja ($X < X_0$), o modelo linear é ativado. Com o valor de $Z = 0$, isto é ($X > X_0$) o modelo de platô é acionado.

$$Y = (a + bX)Z + P(1 - Z) \quad (17)$$

em que:

a e b = parâmetros a serem estimados na Equação 15;

P = parâmetro a ser estimado na Equação 16;

Y = variável dependente;

X = variável independente;

Z = variável *Dummy*.

A Figura 5 mostra a aplicação do modelo a uma curva de tendência semelhante à curva de variabilidade em função do tamanho de parcelas experimentais. A união das retas gerada pelo modelo linear, em conjunto com a regressão de platô, expressa o tamanho ótimo da parcela experimental (X_0).

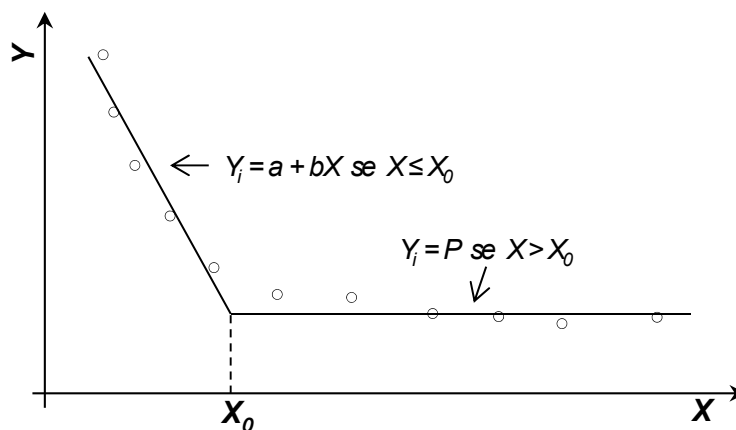


Figura 5 Esquema de um modelo linear segmentado com platô

Segundo Gomide et al. (2005), o emprego de técnicas como a regressão linear de Platô é uma alternativa viável, porém deve-se utilizar com critérios, em alguns pontos pode-se chegar a uma falsa suficiência.

Para a aplicação na estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais, a variável dependente (Y) assume valores de coeficiente de variação (CV_x) e a variável independente (X) assume os valores de tamanhos das parcelas (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009).

2.4.6 Método de Hatheway

O método de Hatheway (1961) une a relação empírica de Smith (1938) (Equação 1) à fórmula para determinação do número adequado de repetições proposto por Cochran e Cox (1957):

$$r = \frac{t_1^2 \cdot CV_1^2 \cdot (d^2 + t_2^2)}{d^2}, \quad (18)$$

em que:

d = diferença mínima significativa que se deseja detectar entre médias dos tratamentos (% da média);

r = número de repetições requerido para detectar d ;

CV_1 = coeficiente de variação para parcelas compostas de uma unidade básica;

t_1 = valor crítico da distribuição t de *student* no nível de significância α_1 ;

t_2 = valor crítico da distribuição t de *student* correspondente ao nível de significância α_2 .

A fórmula de Hatheway (1961) considera todos os parâmetros das Equações 1 e 18 e define o modelo abaixo para estimar o tamanho mais conveniente da parcela:

$$X_c = \sqrt{\frac{2 b^2 CV_1^2 (t_1 + t_2)}{r d^2}}, \quad (19)$$

em que:

X_c = tamanho conveniente da parcela experimental, em unidades básicas;

b = índice de heterogeneidade do solo segundo Smith (1938);

CV_1 = estimativa do coeficiente de variação para parcelas compostas de uma unidade básica;

t_1 = valor crítico da distribuição *t* de *student* ao nível de significância α_1 ;

t_2 = valor crítico da distribuição *t* de *student* correspondente ao nível de significância $\alpha_2 = 2(1 - p)$, sendo p corresponde à probabilidade de se obter resultado significativos. Tendo, t_1 e t_2 , $gl = (I - 1) \times (r - 1)$ para um delineamento em blocos inteiramente casualizados, sendo I = número de tratamentos e r = número de repetições (blocos);

d = diferença mínima significativa que se deseja detectar entre médias dos tratamentos (% da média).

A maioria dos trabalhos encontrados na literatura utilizaram nível de significância (α_1) de 0,05 e probabilidade (p) de 0,8 de se obter diferenças significativas.

Segundo Donato (2007), o coeficiente de variação (CV_1) de parcelas de uma unidade básica de tamanho, pode, na prática, ser considerado como um valor usual, selecionado a partir de experimentos anteriores, d , como sendo a diferença a ser detectada medida em porcentagem da média, r , o número de repetições para simulação de diferentes tamanhos de parcelas adequados às condições da pesquisa.

Como exemplo, extraído de Simplício et al., (1996), se a estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo for 0,7140 (b), e se deseja detectar diferenças de 5% (d) entre tratamentos, com um coeficiente de variação de 5% (CV_1) para parcelas com uma unidade básica, num ensaio com 4 blocos (r) e 5 tratamentos, deverá usar parcelas com 9 plantas (X_0).

A Equação 19 pode ser definida em função de d , para determinar a diferença verdadeira entre médias de tratamentos expressos em percentagem da média (Hatheway, 1961):

$$d = \sqrt{\frac{2.5945 \cdot \sigma^2}{n \cdot \bar{y}^2}} \quad (20)$$

A simulação de valores de repetições e número de tratamentos com coeficientes de variação, tamanhos de parcela e coeficiente de heterogeneidade do solo já definidos permitem detectar como os dois primeiros parâmetros citados interferem na precisão experimental.

2.4.7 Método da curvatura empírica

Um procedimento para determinação do ponto ótimo de desaceleração de curvas com tendência semelhantes às de tamanho de parcelas experimentais são amplamente utilizados em estudos de redistribuição de água no solo (HILLEL, 1998).

Geometricamente, a derivada é a reta tangente a uma curva de uma função qualquer $y = f(x)$, em um ponto X_0 da mesma, enquanto que trigonometricamente, seu valor é igual à tangente que essa reta faz com o eixo X , logo: $\frac{dy}{dx} = \operatorname{tg} \alpha$. Partindo da função do modelo de Lessman e Atikins (1963) (Equação 8), tem-se: $\frac{dC(x)}{dx} = -ab \cdot x^{-(b+1)} = \operatorname{tg} \alpha$.

O coeficiente de variação se aproxima de um valor assintótico próximo aos 180° quando o tamanho de parcela tende a infinito sendo que os mesmos estudos mostram que 178° um valor de α com boa estabilidade e permite estimar o ponto adequado de estabilização da curva (Figura 6).

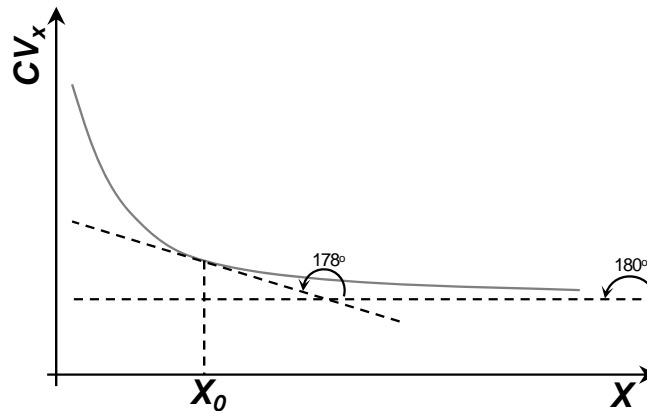


Figura 6 Esquema do método de curvatura empírica

No entanto, deve-se levar em conta que esse valor de α possa não ser adequado para estudos de tamanhos ótimos de parcelas experimentais, sendo necessário determinar qual seria o mais apropriado.

Aplicando-se esses conceitos e isolando X , o tamanho ótimo definido pelo ponto de máxima curvatura resulta na Equação 21.

$$X_0 = 10^{\frac{\log(\frac{100}{\alpha})}{2 + \alpha}}, \quad (21)$$

em que:

X_0 = ponto da curvatura correspondente ao tamanho ótimo da parcela (UB);

a e b = parâmetros a serem estimados da Equação 8;

α = ângulo dado em radianos, em que $\alpha_{\text{rad}} = \alpha^\circ (\pi/180)$.

3 MATERIAL E MÉTODOS

A seguir foi apresentada uma descrição geral da área e das condições de estudo, as variáveis dendrométricas de interesse que foram analisadas, a caracterização do ensaio de uniformidade e, por fim, uma relação dos métodos que foram empregados para a estimativa dos tamanhos das parcelas experimentais.

3.1 Descrição da área de estudo

A área de estudo localiza-se no município de Aiuruoca, Minas Gerais, nas coordenadas de 21° 58' 23" de latitude Sul e 44° 44' 35" de longitude Oeste (Figura 7).

A altitude varia de entre 1350 e 1700 m. O clima, na classificação de Köppen, é mesotérmico úmido do tipo Cwb, tropical de altitude, com verões suaves. A temperatura do mês mais quente é inferior aos 22 °C, a temperatura média anual varia entre 18 °C e 19 °C e a média anual de precipitação pluviométrica é da ordem de 1400 mm. Os meses mais chuvosos correspondem a dezembro, janeiro e fevereiro e as menores precipitações ocorrem em junho, julho e agosto. Na região predomina o Latossolo Vermelho-Amarelo. A vegetação característica é do tipo Campo cerrado, Mata de Galeria e Floresta Semi-Decídua Montana (PÉREZ et al., 2004).

A área do ensaio em branco trata-se de um plantio comercial de 5,5 ha de candeia (*Eremanthus erythropappus*) de propriedade da empresa Citróleo Indústria e Comércio de Óleos Essenciais Ltda, implantado em Janeiro de 2005, hoje com aproximadamente seis anos de idade. O plantio foi instalado no espaçamento 2,5 × 2,0 m, sob coveamento manual com aplicação de 150 g do fertilizante NPK (8-28-16). As mudas utilizadas foram produzidas no viveiro

florestal da Universidade Federal de Lavras. Posteriormente à implantação nenhum sistema de manejo ou trato silvicultural foi realizado.

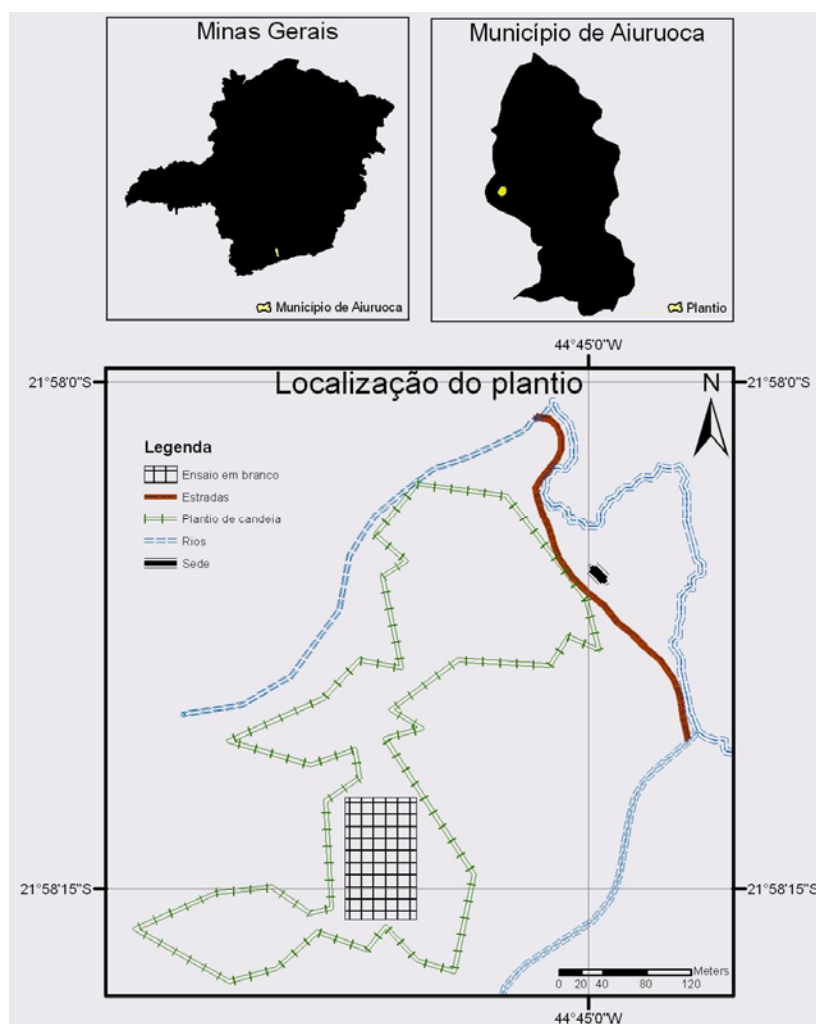


Figura 7 Localização geográfica da área de estudo

3.2 Variáveis dendrométricas analisadas

As variáveis de interesse foram: a circunferência a 1,30 m de altura do solo (*CAP*), altura total (*HT*) e o volume total (*VT*). Para cada uma dessas

variáveis foi definido um tamanho ótimo e uma forma adequada de parcelas experimentais, sendo o tamanho definitivo baseado no maior tamanho encontrado entre as três variáveis.

A circunferência a 1,30m do solo (*CAP*) foi mensurada com o auxílio de fita métrica. A altura total dos indivíduos foi obtida com uso de vara telescópica graduada em cm. O volume individual foi calculado em função das variáveis anteriores, utilizando-se de uma equação de volume proposta por Scolforo, Oliveira e Acerbi Junior (2008):

$$\ln VT_{cc} = -10,069537 + 1,010656 \ln(DAP^2 HT), \quad (22)$$

em que:

VT_{cc} = o volume total da árvore com casca (m³);

DAP = diâmetro a 1,30 metros de altura do solo (cm);

HT = altura total da árvore (m).

3.3 Ensaio de uniformidade

Foram selecionadas dez linhas de plantio contendo cada uma 40 covas, formando uma grade de 40×10 (linhas × colunas). O ensaio se localiza no interior do plantio evitando-se efeito de borda, de modo a garantir que todas as plantas do ensaio sejam consideradas como plantas úteis. O esquema do ensaio encontra-se na Figura 8.

Para o cálculo dos índices, coeficientes e medidas de variação para aplicação dos diversos métodos de determinação do tamanho e forma descritos na revisão, as unidades básicas foram combinadas de diferentes maneiras, sendo cada planta definida como uma unidade básica. As covas vazias ou com plantas mortas, foram substituídas pela média da característica dendrométrica do ensaio. Na Tabela 1 encontram-se todos os 31 agrupamentos formados pela combinação das 400 unidades básicas (UB) de modo que a linha × planta forneça somente

um número inteiro de parcelas e que utilize toda a área ensaio. A conformação 10×40 não foi apresentada já que resultaria em apenas uma parcela cabível na área, de modo que, não é possível calcular a variância.

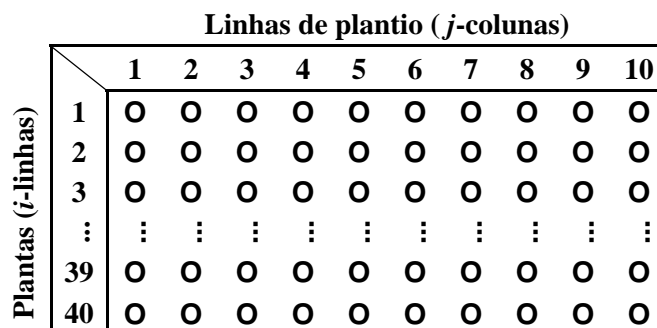


Figura 8 Esquema do ensaio em branco para candeia (sem bordadura), em que (O) representa uma planta útil

Tabela 1 Combinação das unidades básicas para formação dos diferentes tamanhos de parcelas

<i>j</i> Plantas	Valor	<i>i</i> Linhas			
		1	2	5	10
1	<i>X</i>	1	2	5	10
	<i>N_x</i>	400	200	80	40
2	<i>X</i>	2	4	10	20
	<i>N_x</i>	200	100	40	20
4	<i>X</i>	4	8	20	40
	<i>N_x</i>	100	50	20	10
5	<i>X</i>	5	10	25	50
	<i>N_x</i>	80	40	16	8
8	<i>X</i>	8	16	40	80
	<i>N_x</i>	50	25	10	5
10	<i>X</i>	10	20	50	100
	<i>N_x</i>	40	20	8	4
20	<i>X</i>	20	40	100	200
	<i>N_x</i>	20	10	4	2
40	<i>X</i>	40	80	200	-
	<i>N_x</i>	10	5	2	-

Em que: *X* = tamanho da parcela (UB); *N_x* = número de parcelas de tamanho X cabíveis no ensaio.

Os procedimentos de cálculo e os gráficos necessários foram obtidos a partir de *softwares* estatísticos e planilhas eletrônicas.

3.4 Métodos utilizados na estimativa do tamanho e forma das parcelas experimentais

Os métodos apresentados a seguir foram selecionados em função do seu uso clássico na literatura, praticidade e alguns métodos atuais, para verificar sua eficiência. Além de descrever uma nova abordagem metodológica, proposta, para estimativa do tamanho adequado de parcelas experimentais.

3.4.1 Métodos algébricos de máxima curvatura

Na Tabela 2 foi apresentado um resumo contendo os modelos que foram utilizados para estabelecimento da relação entre a medida de variação e o tamanho da parcela e também os modelos de máxima curvatura (MC) para estimativa do tamanho ótimo, bem como o um código de identificação para os mesmos. Todos os modelos foram aplicados para cada uma das variáveis dendrométricas analisadas.

Para o ajuste dos modelos foram adotadas duas estratégias, a primeira considera o método original baseado na estimativa dos parâmetros por meio da linearização do modelo e aplicando-se a ponderação pelos graus de liberdade associado ao número de parcelas cabíveis, tal como descrito no item 2.4.1. O segundo considera o ajuste por meio do método dos mínimos quadrados para modelos não lineares de Gauss Newton e sem aplicação da ponderação pelos graus de liberdade.

Tabela 2 Modelos de variabilidade em função do tamanho da parcela e modelos de máxima curvatura utilizados

Modelo	Máxima Curvatura	Codificação
Lessman e Atkins (1963)	Lessman e Atkins (1963)	MC1
	$X_0 = 2b + 2\sqrt{\frac{a^2b^2}{b+1}}$	
$CV_x = \frac{a}{x^b} + \epsilon$	Meier e Lessman (1971)	MC2
	$X_0 = \left[\frac{a^2b^2(2b+1)}{b+1} \right]^{\frac{1}{2b+2}}$	
	Chaves (1985)	MC3
	$X_0 = \left[\frac{a^2b^2(2b-1)}{b-1} \right]^{\frac{1}{2b-2}}$	
Barros e Tavares (1995)	Barros e Tavares (1995)	MC4
$CV_x = \frac{CV_1}{X^b} + \epsilon$	$X_0 = \left(\frac{-d}{bCV_1} \right)^{-\frac{1}{b-1}}$	
Smith (1938)	Thomas (1974)	MC5
$V_{xx} = \frac{V_1}{X^b} + \epsilon$	$X_0 = \left[\frac{bV_1^2(2b+1)}{b+2} \right]^{\frac{1}{2b+2}}$	

Os dois procedimentos são encontrados na literatura de modo independente, sendo sua escolha arbitrária pelos autores. Porém, é possível que as duas estratégias induzam às respostas diferentes em termos de tamanho de parcela. Para verificar essa possível diferença, os ajustes foram comparados em termos de qualidade de ajuste com base nas estatísticas: Erro Padrão da Estimativa (S_{yx}) (Equação 23) e Critério de Informação de Akaike (AIC) (Equação 24) e análise gráfica de resíduos. O AIC é um teste que permitem uma comparação entre modelos não aninhados e penalizam modelos com maior número de parâmetros. Sendo que, menores valores indicam melhor ajuste (WOLFINGER, 1993).

$$S_{yx}(%) = \frac{\sqrt{\frac{SSR}{n-2}}}{\bar{y}} \times 100, \quad (23)$$

$$AIC = 2p + n \left[\ln \left(\frac{2n \cdot SQR}{n} \right) + 1 \right], \quad (24)$$

em que:

S_{yx} = Erro padrão da estimativa,

SQR = soma de quadrados do resíduo;

n = número de observações;

p = número de parâmetros do modelo;

\bar{y} = média das observações da variável dependente;

AIC = Critério de Informação de Akaike, supondo erros com distribuição normal e independentemente distribuídos.

Posteriormente foi verificado o efeito das duas estratégias sobre o tamanho ótimo indicado para a parcela experimental. Os procedimentos foram executados no *software* Statgraphics VX.

3.4.2 Método do modelo linear segmentado com platô

Analogamente aos modelos estabelecidos nas Equações 15 e 16, para estabelecer uma relação entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela foram definidos os modelos:

$$CV_x = a + bX + \epsilon \quad \text{se } X \leq X_0, \quad (25)$$

$$CV_x = CV_p + \epsilon \quad \text{se } X > X_0, \quad (26)$$

em que:

CV_x = coeficiente de variação entre parcelas de tamanho X unidades básicas;

X = tamanho da parcela em unidades básicas;

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

CV_p = coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô (junção do segmento linear e platô);

a e b = parâmetros a serem estimados;

ϵ = erro aleatório.

O tamanho ótimo corresponde ao ponto no qual o modelo linear se transforma em um platô, em relação à abscissa. Para o ajuste do modelo foi utilizado o *software* SAEG 9.1 Demo.

3.4.3 Método de Hatheway

O tamanho conveniente das parcelas foi estimado de acordo com o modelo expresso na Equação 19 proposto por Hatheway (1961). O procedimento foi realizado considerando um delineamento em blocos casualizados, sendo que os valores dos parâmetros são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 Parâmetros utilizados para simulação do tamanho conveniente das parcelas experimentais

Parâmetro	Valor	CV					
		5%	CV_{1Hh}	CV_{1CAP}	30%	40%	CV_{1VT}
Blocos (r)	3	x	x	x	x		
	4	x	x	x	x	x	x
	5		x	x	x	x	x
	6					x	x
DMS (d)	5	x					
	10	x	x	x	x	x	
	15		x	x	x	x	x
	20		x	x	x	x	x
	25						x
b	\bar{h}	x			x	x	
	b_{Hh}		x				
	b_{CAP}			x			
	b_{VT}						x
Tratamentos (I)	2 a 10	x	x	x	x	x	x
α_1	0,05	x	x	x	x	x	x
p	0,8	x	x	x	x	x	x

Em que: CV = estimativa do coeficiente de variação das variáveis de interesse (%); b = índice de heterogeneidade do solo; \bar{h} = média do índice de heterogeneidade do solo entre as três variáveis dendrométricas; α_1 = nível de significância 1; p = probabilidade de se obter resultados significativos; DMS = diferença mínima significativa que se deseja detectar entre médias dos tratamentos (% da média).

O índice b foi estimado como um coeficiente de regressão linear, pela linearização do modelo de Smith (1938) (Equação 1) e ponderado pelos graus de liberdade associados ao número de parcelas cabíveis para cada tamanho X .

As simulações e os cálculos foram realizados utilizando o *software* Microsoft Excel 2010.

3.4.4 Método da curvatura empírica

Para o estabelecimento da relação entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela (CV_x, X), foi utilizado o modelo descrito na Equação 8. Os parâmetros do modelo foram estimados por meio do método dos mínimos quadrados para modelos não-lineares de Gauss-Newton utilizando o *software* Statgraphics XV.

O tamanho ótimo da parcela foi determinado com base no modelo expresso na Equação 21. Primeiramente adotou-se com o ângulo de 178° e posteriormente foram simulados tamanhos de parcelas para ângulos compreendidos entre 160° e 179° , com o intuito de determinar o mais adequado para estimativas dos tamanhos das parcelas considerando as variáveis em estudo.

Para definição de qual ângulo seria mais adequado, foram confeccionados gráficos com eixos duplos nas ordenadas (Y_1, Y_2, X) de modo a cruzar as informações [$CV_x, ICX_{0\alpha}, \alpha$], sendo que CV_x é o coeficiente de variação para cada tamanho X da parcela, α é o ângulo de compreendido entre a abcissa e uma reta tangente a curva num determinado ponto X_0 e $ICX_{0\alpha}$ é o incremento corrente do tamanho ótimo da parcela X_0 para cada incremento de α dado por:

$$ICX_{0\alpha} = X_{0\alpha} - X_{0\alpha-1}. \quad (27)$$

Os eixos duplos das ordenadas foram confeccionados em escalas proporcionais e o ponto de cruzamento, assim como as tendências das curvas, foram utilizados como parâmetros para definição dos ângulos mais adequados.

3.4.5 Determinação da forma adequada das parcelas experimentais

A forma adequada será determinada a partir da combinação de duas metodologias. Uma proposta por Bakke (1988) e outra relacionada à informação relativa proposta por Keller (1949).

A forma mais adequada foi definida após a determinação do tamanho ótimo das parcelas experimentais. Com o tamanho definido obteve-se todas as formas possíveis, com linha \times coluna ($i \times j$) que resultem no tamanho ótimo proposto ($i \times j = X_0$). Em seguida calcularam-se as variâncias para cada formato de parcela resultante anteriormente. Cada variância calculada foi reduzida à unidade básica, para que se torne uma variância comparável (Equação 28). Considera-se que as parcelas compostas por uma unidade básica fornecem a maior informação. A informação relativa (IR) é calculada pela razão entre a variância das parcelas unitárias pelas variâncias comparáveis de cada forma de parcela para um mesmo tamanho (Equação 29). A melhor forma corresponderá à conformação que forneça a menor variância e a maior informação relativa.

Esse procedimento foi realizado para cada variável dendrométrica analisada, no entanto apenas um formato foi escolhido entre as três.

$$V_{\text{re}} = \frac{V_i}{X}, \quad (28)$$

$$IR = \frac{V_u}{V_{\text{re}}} \times 100, \quad (29)$$

em que:

V_{xc} = variância comparável;

V_x = variância entre parcelas de tamanho X unidades básicas;

X = tamanho da parcela em unidades básicas;

IR = informação relativa em porcentagem;

V_l = variância entre parcelas compostas de uma unidade básica.

3.4.6 Nova metodologia de simulação com reamostragem

Considerando-se que qualquer ensaio em branco é arbitrário, a única forma apropriada de se determinar com precisão o tamanho ótimo de parcelas experimentais seria realizar um grande número de ensaios a partir de várias situações e condições distintas, e então calcular um tamanho de parcela médio. Trata-se de um raciocínio análogo ao utilizado por Coleman em 1982 na construção de curvas médias de acumulação de espécie (curva espécie-área) (SCHILLING; BATISTA, 2008). Em meados de 1935 surgiu a ideia da reamostragem, entretanto a aplicação de tais técnicas teve que esperar até a chegada de computadores mais rápidos, uma vez que procedimentos de reamostragem utilizam intensivamente o recurso computacional (SILVA JUNIOR, 2005).

Os métodos de reamostragem da própria amostra tentam realizar o que seria desejável realizar na prática, se fosse possível, que é repetir a experiência de amostragem n vezes. Além disso, o procedimento trata a amostra observada como se esta representasse exatamente toda a população (SILVA JUNIOR, 2005). O método baseia-se no princípio de que não havendo melhor informação, a amostra é a melhor indicação do universo amostral (BICUDO; BICUDO, 2004).

A reamostragem aleatória dos dados da amostra simula a reamostragem do universo amostral. A amostra sendo reamostrada define um pseudo-universo amostral (BICUDO; BICUDO, 2004). As reamostras desta amostra mestre

representam o que se deve obter quando se retiram muitas amostras da população original (CYMROT; RIZZO, 2006).

A reamostragem é muito útil, pois é uma técnica que não exige diferentes fórmulas para cada problema e pode ser utilizada em casos gerais, não dependendo da distribuição original do parâmetro estudado. A reamostragem descarta a distribuição amostral assumida de uma estatística e calcula uma distribuição empírica, a real distribuição da estatística ao longo de centenas ou milhares de amostras (RIZZO; CYMROT, 2006).

Visto algumas considerações e limitações de alguns métodos propostos na literatura foi testada uma nova abordagem metodológica baseada em técnicas de reamostragem, para o estabelecimento e simulação dos diferentes tamanhos de parcelas e sua relação com o coeficiente de variação.

O método consiste na simulação de qualquer tamanho de parcela através de reamostragem aleatória das unidades básicas (plantas) do ensaio em branco para composição das diferentes parcelas, ao contrário do método convencional que consiste na combinação de unidades básicas adjacentes. O intuito foi determinar um tamanho de parcela mais próximo do parâmetro populacional, menos dependente do local do ensaio em branco e reduzir possível dependência espacial das unidades básicas, gerando assim, um tamanho médio que possa ser adotado de forma mais segura em diversos locais para o experimento com uma determinada espécie. Além de permitir a formação de parcelas de qualquer tamanho e com um número ilimitado de repetições, independente da área do ensaio em branco.

Como medida de dispersão, foi adotado o coeficiente de variação (CV_X) para estabelecimento da relação com o tamanho X da parcela. O universo amostral para as simulações é composto pelas observações coletadas no ensaio em branco a respeito da espécie e da característica de interesse, ou qualquer outra fonte que apresente características semelhantes a um ensaio em branco,

como por exemplo, as plantas testemunhas de um experimento, desde que apresentem um número adequado de observações.

As simulações foram executadas com o auxílio do *software* EstimateS 8 (COLWELL, 2009) apenas como ferramenta para geração intensiva das reamostras dos diversos tamanhos das parcelas.

Em relação ao processo de reamostragem: seja $ub = (ub_1, ub_2, \dots, ub_n)$ um ensaio de uniformidade qualquer contendo n unidades básicas. Logo, o conjunto de dados disponíveis para reamostragem é dado por $UB = (ub)$. O processo de reamostragem consiste em reamostrar B_x amostras ($UB^*_1, UB^*_2, \dots, UB^*_I$) independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), de um determinado tamanho x de parcela e repetido um número I de vezes (iterações) adequadas. O processo é executado para cada tamanho de parcela que for simulado ($B_x = B_1, B_2, \dots, B_x$) com, $X = (1, 2, \dots, x)$ unidades básicas. As B_x amostras construídas a partir da população finita $UB = (ub)$ corresponde a reamostrar a partir do conjunto ub . Para composição dos diferentes tamanhos de parcelas, as observações reamostradas em cada amostra B_x devem ser somadas ($UB^*_1 = ub_1 + \dots + ub_x, UB^*_2 = ub_1 + \dots + ub_x, UB^*_I = ub_1 + \dots + ub_x$), isso não acontece para parcelas compostas por uma unidade básica ($x = 1$).

Por fim são calculados os CV_X entre cada amostra B_x de cada tamanho X . Posteriormente se estabelece a relação entre CV_X e X . Posteriormente se estabelece a relação entre CV_X e X . O esquema geral é apresentado na Figura 9.

O primeiro aspecto que foi definido trata-se do uso de amostras com ou sem reposição, ou seja, definir se dentro de uma mesma parcela simulada de tamanho X deve ou não ocorrer repetição de mesma unidade básica. Para isso foram confeccionados gráficos (CV_x, X) considerando os dois tipos de reamostragem com para parcelas de até 369 UB (plantas vivas do ensaio), com 300 iterações para cada tamanhos e para as três variáveis dendrométricas. A melhor alternativa foi definida em função do comportamento apresentado pela

curva (CV_x, X) e pela qualidade do ajuste do modelo de Lessman e Atkins (1963) (Equação 8), com base no erro padrão da estimativa ($S_{y,x}$) (Equação 23), critério de informação de Akaike (AIC) (Equação 24) e análise gráfica de resíduos.

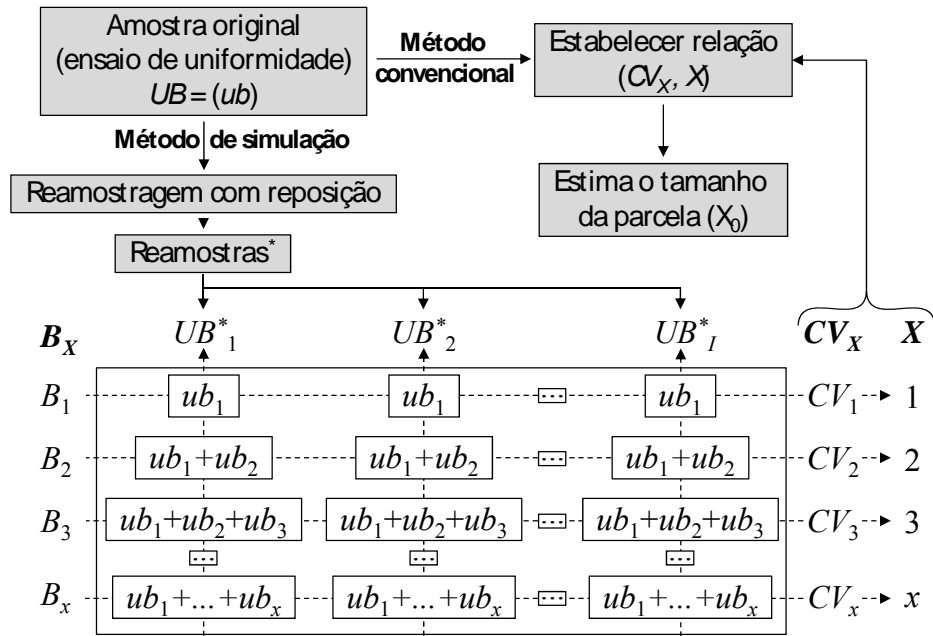


Figura 9 Esquema de reamostragens executadas para composição dos diferentes tamanhos de parcelas

Após definido o tipo de reamostragem (com ou sem reposição), foi realizada uma comparação entre o método convencional baseado no ensaio em branco e a simulação com reamostragem para cada uma das três variáveis dendrométricas. A simulação foi executada com parcelas de até 200 unidades básicas com 300 iterações cada. A comparação foi feita por meio de gráficos (CV_x, X) e análises das limitações de cada metodologia.

O tamanho ótimo foi determinado com base no método de melhor desempenho entre os empregados nesse estudo. Sendo que, os tamanhos ótimos

estimados com o método de simulação foram comparados com os obtidos pelos métodos convencionais.

Por último, foi verificado o número mínimo de iterações necessárias para garantir estimativa segura e estável do tamanho da parcela a partir método de curvatura selecionado previamente. Para isso foram testadas 10, 30, 50, 100, 150, 200, 250 e 300 iterações para parcelas de até 200 UB, para as três variáveis dendrométricas e considerando o tipo de reamostragem definido nos resultados. Desse modo, foram confeccionados gráficos de tamanho estimado (X_0) em função do número de iterações (I), sendo a estabilidade determinada visualmente.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A seguir foram abordados todos os resultados e suas respectivas discussões acerca do tamanho e forma estimados da parcela experimentais para a espécie de estudo, sob os diferentes métodos já descritos, incluindo a nova metodologia proposta.

4.1 Análise preliminar dos dados

Os valores do coeficiente de variação e variância, para diferentes formas e tamanhos de parcelas simuladas estão apresentados na Tabela 4. Tanto o coeficiente de variação (CV_x) como a variância (V_{xu}), claramente tendem a reduzir com o aumento do número de UB, independente da forma. À medida que se aumenta o número de unidades básicas (UB) dentro das parcelas a variação entre as mesmas tende a reduzir uma vez que se tornam mais semelhantes.

Analisando o CV_l , o qual se trata do coeficiente de variação para parcelas com uma planta, observa-se que a variável HT é a mais uniforme dentre as três, apresentando um CV_l de 13,9%, seguida da variável CAP com 23,7% e da variável VT com 54,2%. Os valores máximos de variação encontrados para as variáveis CAP e HT foram respectivamente de 27,9 e 23,2% para parcelas compostas de 2 UB com forma 2×1 . Já para a variável VT o valor máximo de variação foi de 54,2% e coincidiu com o valor correspondente a parcelas de 1 UB. Os valores mínimos de variação foram encontrados para parcelas compostas de 200 UB com forma 5×40 para as três variáveis CAP , Ht e VT , sendo seus valores de 2,5; 1,7 e 8,8% respectivamente. A mesma tendência das amplitudes de variação em relação às mesmas três características dendrométricas foi observada por Zanon e Storck (2000) para *Eucalyptus saligna*.

Tabela 4 Coeficiente de variação (CV_x) e variância unitária (V_{xu}) para os diferentes tamanhos e formas das parcelas experimentais

X (UB)	Forma (i × j)	CV_x (%)			V_{xu} (unid. da variável ²)		
		CAP	HT	VT	CAP	HT	VT (×10 ⁻⁶)
1	1 × 1	23,7*	13,9*	54,2*	17,533**	0,283**	10,269**
2	1 × 2	24,8	22,4	42,4	16,370	0,625	5,343
2	2 × 1	27,9	23,2	48,6	20,708	0,670	7,029
4	1 × 4	17,2	15,2	33,1	7,857	0,286	3,265
4	2 × 2	17,8	15,8	32,5	8,458	0,309	3,146
5	1 × 5	15,7	14,9	31,2	6,584	0,276	2,893
5	5 × 1	15,8	13,6	32,2	6,680	0,229	3,084
8	1 × 8	12,5	12,1	26,4	4,136	0,182	2,068
8	2 × 4	11,1	9,9	24,6	3,262	0,122	1,803
10	1 × 10	12,5	11,9	23,8	4,150	0,175	1,679
10	2 × 5	10,7	10,2	25,7	3,042	0,130	1,957
10	5 × 2	11,4	10,3	25,1	3,479	0,132	1,868
10	10 × 1	11,2	9,5	23,2	3,336	0,113	1,601
16	2 × 8	8,9	8,1	21,8	2,086	0,081	1,414
20	1 × 20	9,0	7,6	19,0	2,173	0,071	1,075
20	2 × 10	8,6	8,2	19,1	1,959	0,083	1,079
20	5 × 4	8,3	7,2	22,2	1,840	0,064	1,461
20	10 × 2	7,5	7,1	17,5	1,504	0,063	0,914
25	5 × 5	8,7	8,2	22,7	2,026	0,083	1,529
40	1 × 40	6,6	5,1	12,8	1,151	0,032	0,485
40	2 × 20	7,4	5,1	17,4	1,462	0,032	0,905
40	5 × 8	7,6	6,8	20,7	1,553	0,058	1,274
40	10 × 4	6,1	6,2	16,2	1,002	0,047	0,780
50	5 × 10	7,9	7,8	17,9	1,665	0,077	0,948
50	10 × 5	6,1	6,2	16,8	0,993	0,048	0,838
80	2 × 40	4,8	1,9	11,6	0,619	0,005	0,398
80	10 × 8	5,7	6,1	14,7	0,878	0,046	0,642
100	5 × 20	5,8	5,2	16,6	0,883	0,034	0,819
100	10 × 10	5,4	6,2	11,4	0,787	0,048	0,385
200	5 × 40	2,5	1,7	8,8	0,162	0,003	0,228
200	10 × 20	5,9	5,7	13,4	0,928	0,041	0,536

Em que: * = valores que correspondem ao coeficiente de variação entre parcelas compostas de uma unidade básica (CV_I); ** = valores que correspondem à variância entre parcelas compostas de uma unidade básica (V_I).

Assim como esperado, parcelas menores apresentaram maior variação que parcelas maiores, entretanto, foi possível notar que isso nem sempre ocorre em função da variabilidade das plantas dentro e entre as linhas de plantio, resultante das diferentes formas possíveis num ensaio. Como por exemplo, parcelas de 20 UB com forma 10×2 apresentaram CV_x de 7,5%, enquanto parcelas de 25 UB com forma de 5×5 , apresentaram 8,7% em relação a *CAP*.

Uma ocorrência mais extrema refere-se a variável *VT*, parcelas de 40 UB com forma 1×40 apresentaram aproximadamente o mesmo CV_x de 13% que parcelas de 200 UB com conformação de 10×20 . Trata-se de um evidente indicativo de homogeneidade das plantas dentro da linha em comparação as entrelinhas. Fato, certamente causado pela perpendicularidade das linhas de plantio do ensaio em branco em relação à inclinação do terreno, resultando assim nessa diferença de variação. Nesse caso é preferível a composição de parcelas mais retangulares no sentido perpendicular ao gradiente do terreno para redução da variabilidade e aumento da precisão do experimento.

A redução da variabilidade com o aumento do tamanho da parcela não obedece a uma tendência linear. O Gráfico 1 expressa o comportamento do CV_x em função do tamanho da parcela para as três variáveis dendrométricas. Trata-se de uma tendência exponencial negativa, em que, até certo ponto o acréscimo de UB nas parcelas acarreta significativa redução do CV_x e a partir desse ponto um aumento cada vez mais considerável das parcelas resultam em uma redução cada vez menos significativa no CV_x . Esse comportamento é encontrado em todos os trabalhos de determinação de tamanho ótimo de parcelas experimentais e foi descrito primeiramente pela lei empírica de Smith (1938).

De maneira mais clara pode-se notar a dimensão da diferença entre as três variáveis dendrométricas em termos de variação. A variabilidade do *VT* foi expressivamente superior a de *CAP* e *HT*, como observado anteriormente. Isso ocorre uma vez que o *VT* é derivado da combinação de *CAP* e *HT* por meio de

uma equação. Desse modo a alta variabilidade de *VT* é resultado da combinação da variação da *CAP* e *HT*. Já em relação às variáveis *CAP* e *HT*, o Gráfico 1 mostra claramente que a tendência de variação dessas duas é semelhante ao longo do aumento das parcelas.

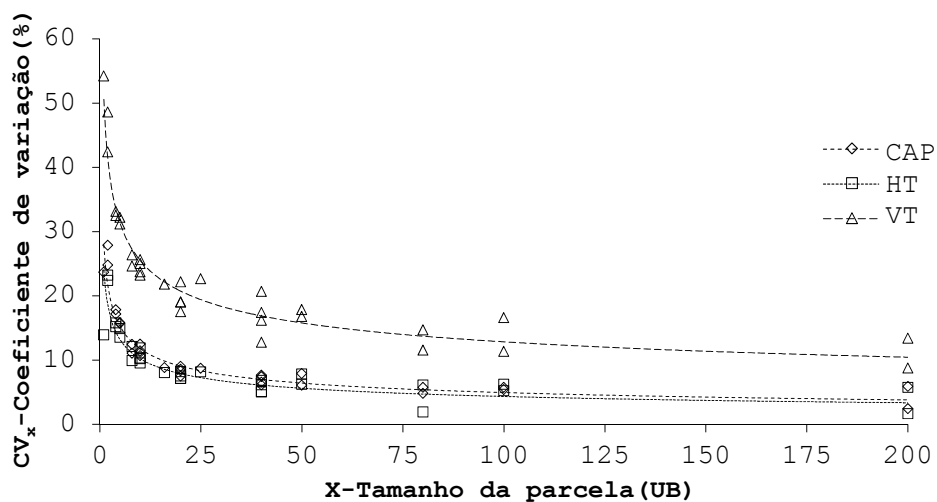


Gráfico 1 Tendência do coeficiente de variação das três variáveis dendrométricas em função do tamanho da parcela

Portanto, para execução adequada do experimento devem-se considerar o número de plantas e a forma da parcela que resulte em um ganho significativo de precisão com redução da variabilidade e a escolha da variável mais viável que forneça respostas satisfatórias quanto à interpretação do experimento.

4.2 Métodos algébricos de máxima curvatura

Conforme descrito na metodologia os métodos de máxima curvatura de Lessman e Atkins (1963), Barros e Tavares (1995) e Smith (1938), foram aplicados considerando duas estratégias de ajuste, as quais foram apresentadas nos itens a seguir.

4.2.1 Ajuste dos modelos por linearização e ponderação

Nos Gráfico 2, 3 e 4 encontram-se os ajustes pela estratégia de linearização e ponderação pelos graus de liberdade para os modelos de Lessman e Atkins (1963), Barros e Tavares (1995) e Smith (1938), respectivamente.

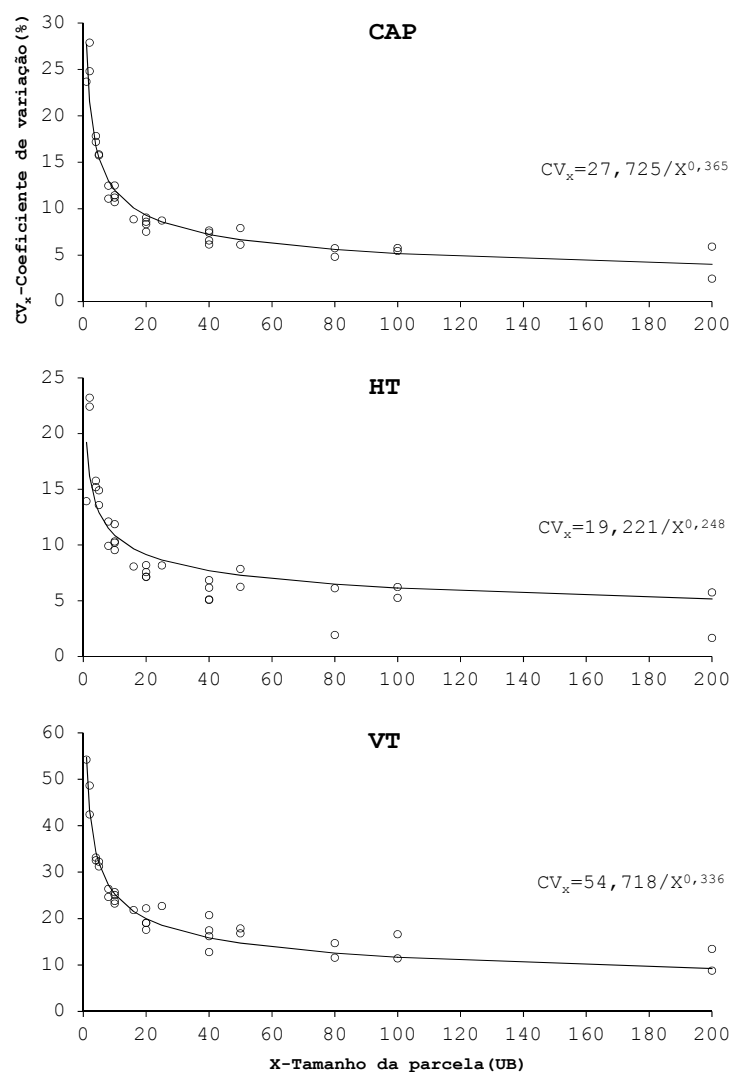


Gráfico 2 Ajuste do modelo de Lessman e Atkins (1963) pela estratégia de linearização e ponderação pelos graus de liberdade

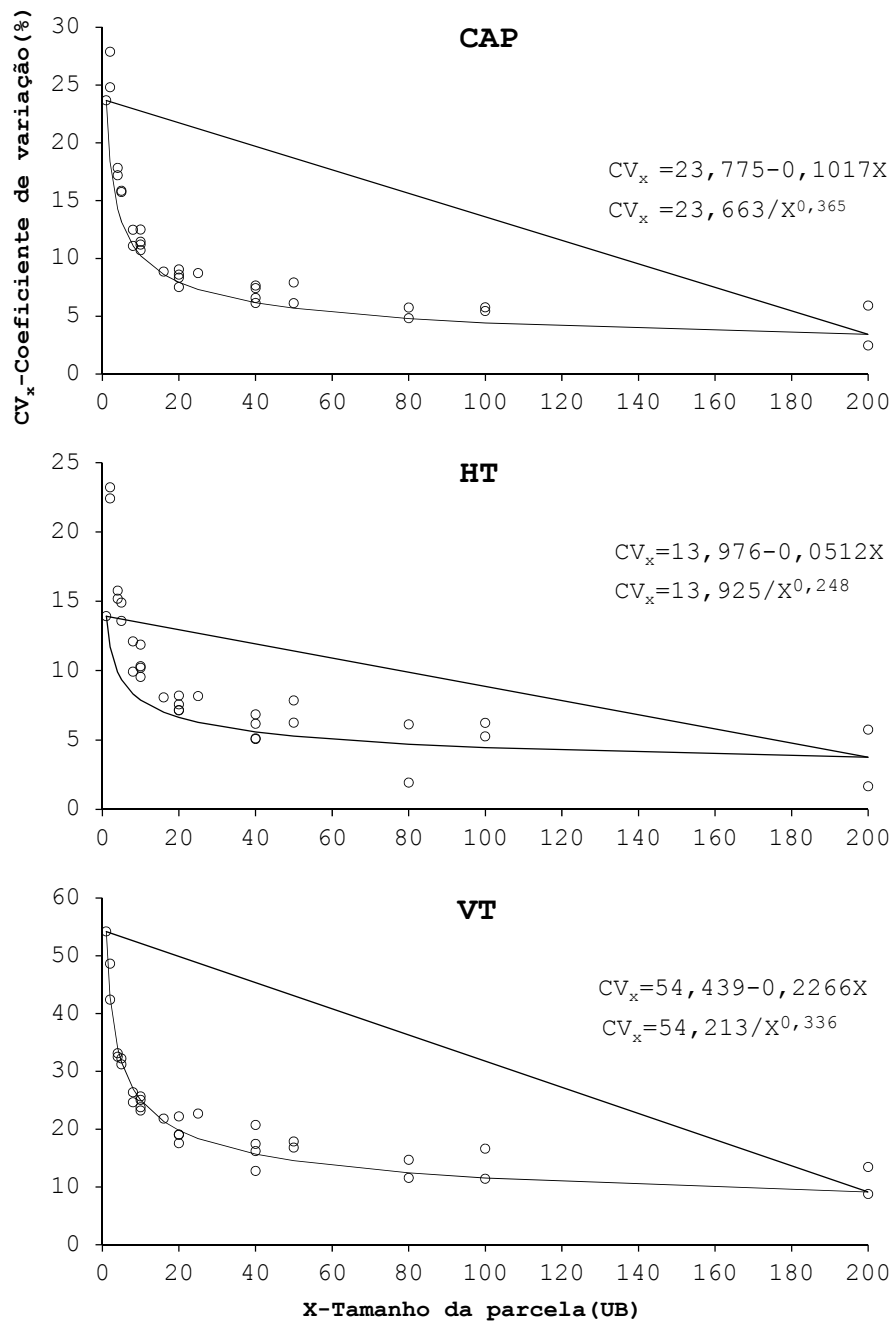


Gráfico 3 Ajuste do modelo de Barros e Tavares (1995) pela estratégia de linearização e ponderação pelos graus de liberdade

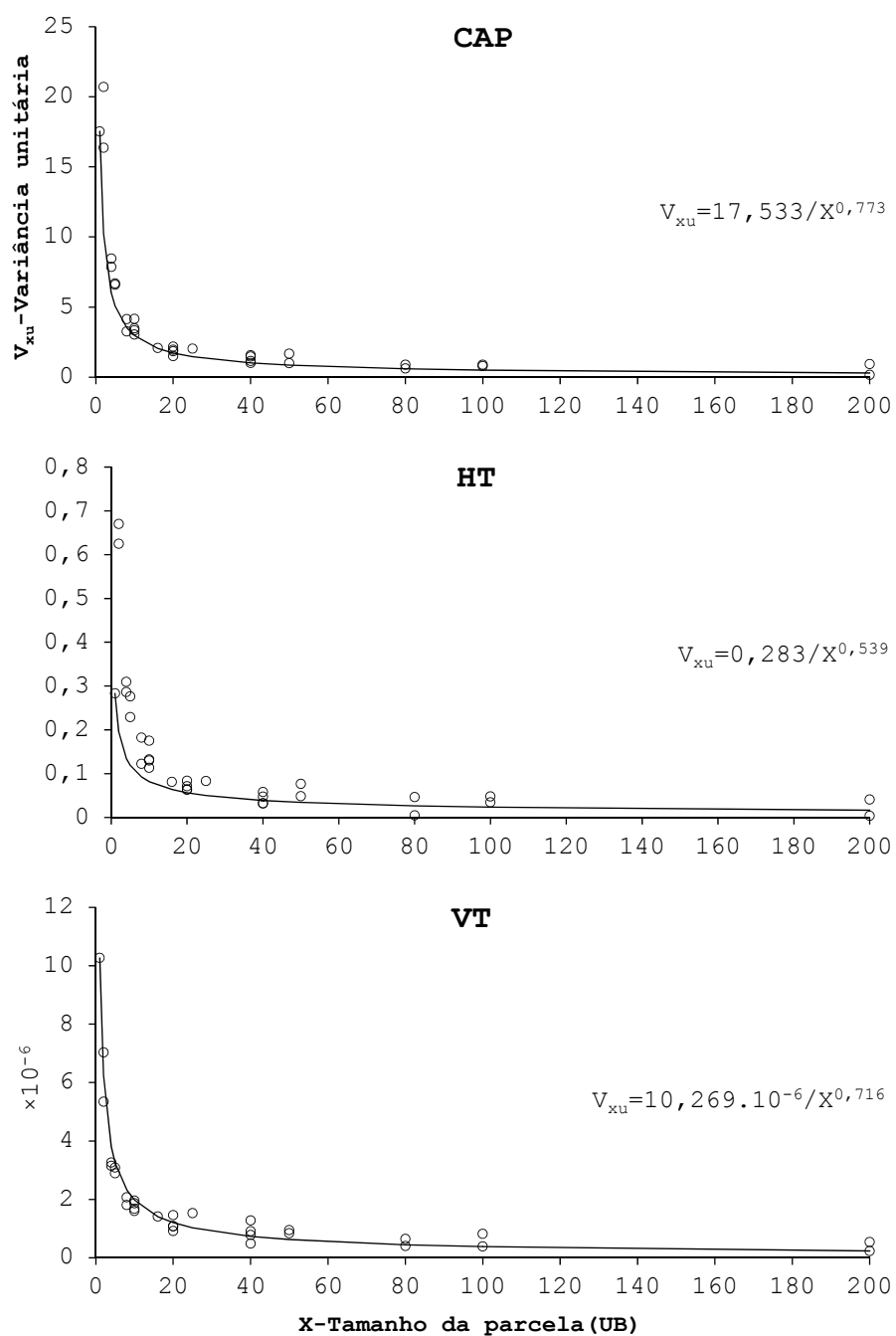


Gráfico 4 Ajuste do modelo de Smith (1938) pela estratégia de linearização e ponderação pelos graus de liberdade

No Gráfico 2 observa-se que o modelo se ajusta adequadamente a tendência observada do coeficiente de variação (CV_x), independente da variável dendrométrica, justificando seu elevado emprego na literatura. Já os modelos expressos nos Gráfico 3 e 4, aparentemente, foram adequados apenas para a variabilidade da CAP e do VT . Já para a HT foi possível observar uma forte distorção da tendência, sem dúvida causada pela fixação do parâmetro referente ao intercepto do modelo. Efeito que foi analisado posteriormente.

4.2.2 Ajuste não linear e sem ponderação

Nos Gráfico 5, 6 e 7 encontram-se os ajustes pela estratégia não linear e sem ponderação pelos graus de liberdade, utilizando os modelos propostos por Lessman e Atkins (1963), Barros e Tavares (1995) e Smith (1938), respectivamente.

Assim como na estratégia anterior, observa-se que o modelo de Lessman e Atkins (1963) se ajusta adequadamente a tendência da variabilidade de todas as variáveis dendrométricas, ao contrário dos demais modelos que apresentaram uma clara distorção da tendência da variabilidade da HT .

Quanto às estratégias de ajuste, as diferenças são imperceptíveis, sendo os parâmetros de ambas muito semelhantes e, portanto, essa pré-análise foi insuficiente para detectá-las e uma análise mais apurada foi apresentada nos itens a seguir.

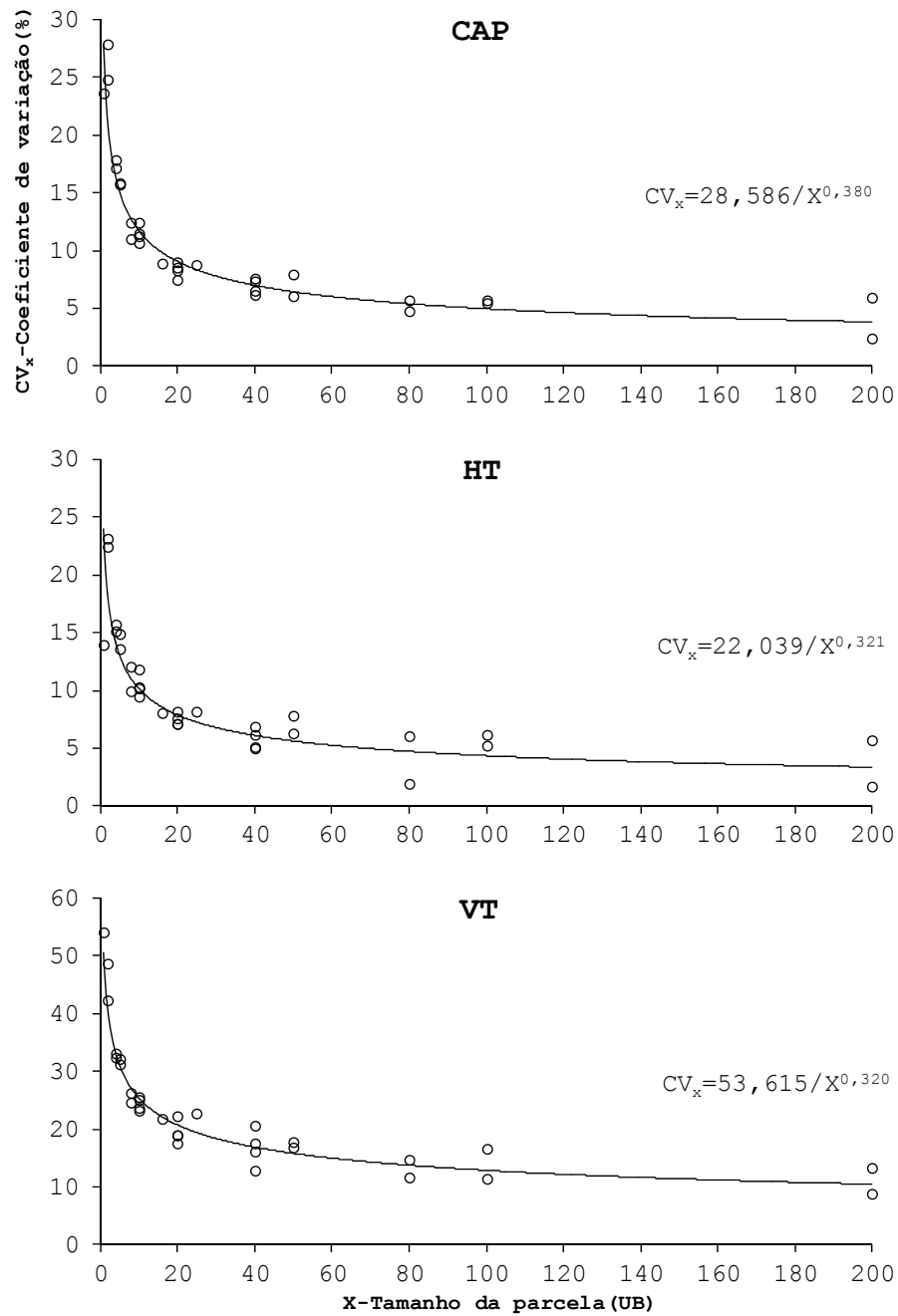


Gráfico 5 Ajuste do modelo de Lessman e Atkins (1963) pela estratégia não linear e não ponderada pelos graus de liberdade

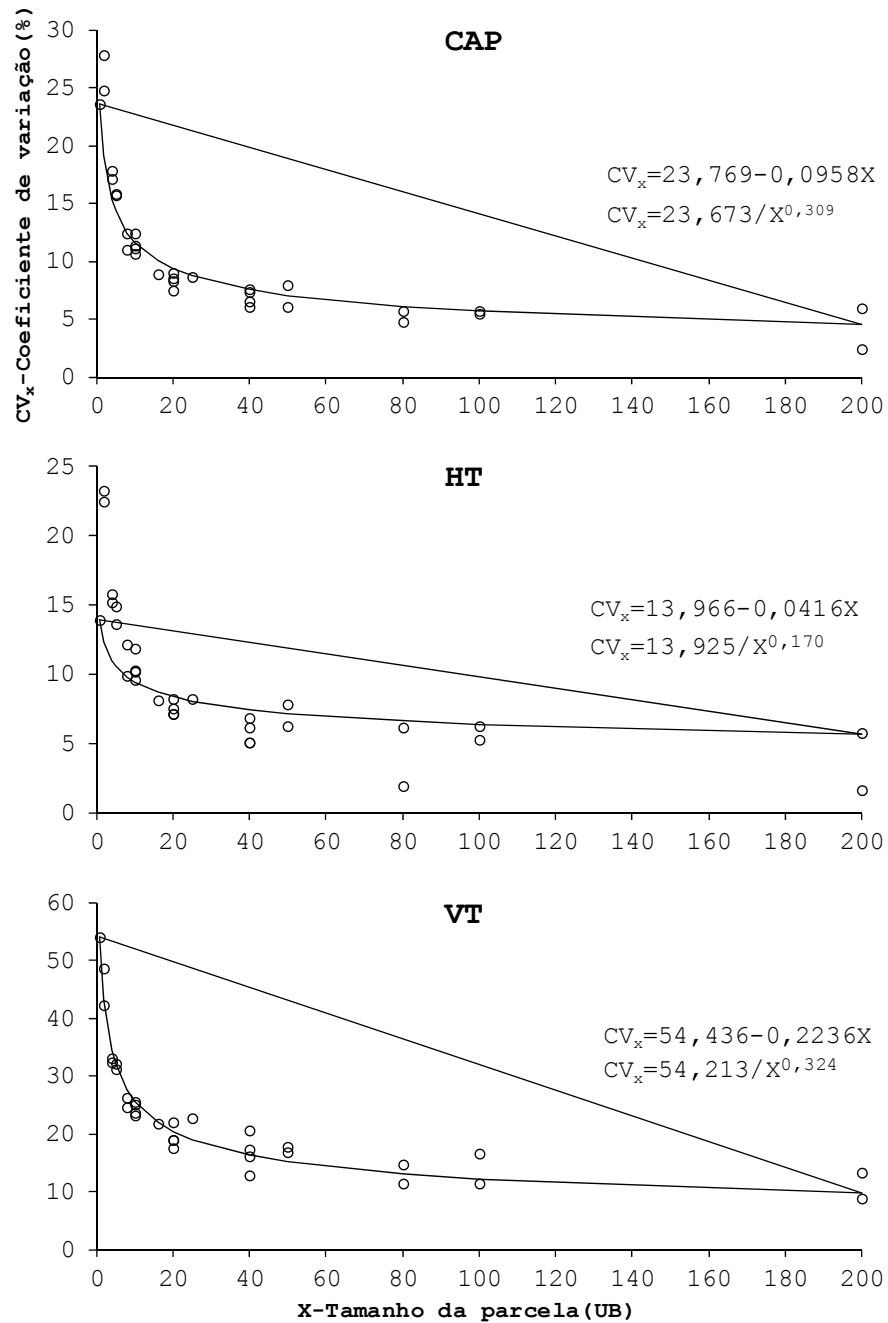


Gráfico 6 Ajuste do modelo de Barros e Tavares (1995) pela estratégia não linear e não ponderada pelos graus de liberdade

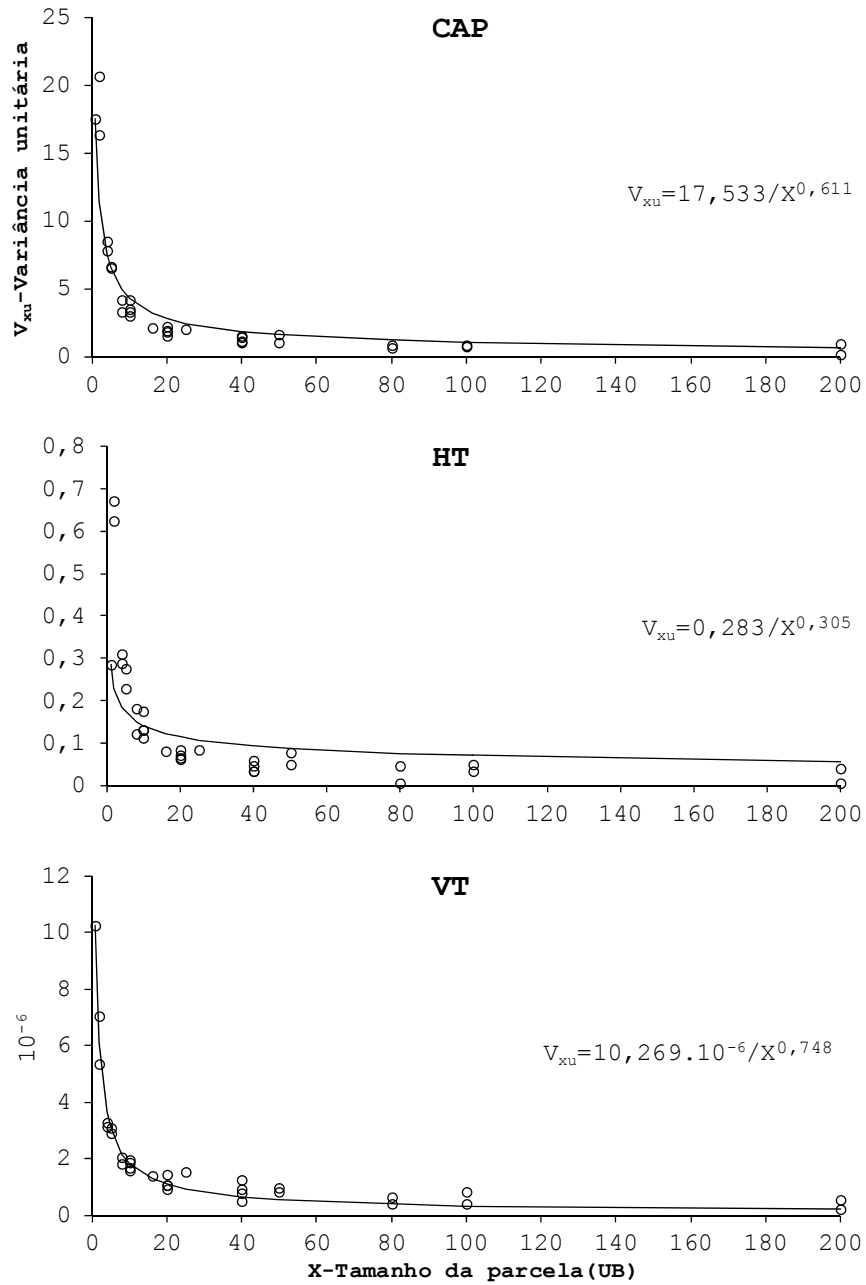


Gráfico 7 Ajuste do modelo de Smith (1938) pela estratégia não linear e não ponderada pelos graus de liberdade

4.2.3 Estatísticas de ajuste

Uma análise com base nas estatísticas de ajuste dos modelos a partir das duas estratégias foi apresentada na Tabela 5. Ressaltando que menores valores de S_{yx} e AIC correspondem ao melhor ajuste.

Tabela 5 Estatísticas de ajuste para os modelos utilizados considerando duas estratégias de ajuste

Variável	Modelo	Estatística	Linearizados e ponderados	Não linear e não ponderado
CAP	B&T	S_{yx} (%)	23,9	20,4
		AIC	147,8	137,9
	Smith	S_{yx} (%)	56,3	48,9
		AIC	141,9	133,1
	L&A	S_{yx} (%)	16,6	16,4
		AIC	126,0	125,4
HT	B&T	S_{yx} (%)	40,7	36,5
		AIC	172,6	165,7
	Smith	S_{yx} (%)	92,7	83,0
		AIC	-36,0	-42,9
	L&A	S_{yx} (%)	27,8	25,5
		AIC	149,9	144,5
VT	B&T	S_{yx} (%)	10,5	10,1
		AIC	144,6	142,4
	Smith	S_{yx} (%)	18,7	17,9
		AIC	-828,7	-831,6
	L&A	S_{yx} (%)	10,6	10,3
		AIC	145,9	144,2

Em que: S_{yx} = Erro Padrão da Estimativa; AIC = Critério de Informação de Akaike; B&T = modelo de Barros e Tavares (1995), $CV_x = CV_1/X^b$; Smith = Smith (1938), $V_{xu} = V_1/X^b$; L&A = modelo de Lessman e Atkins (1963), $CV_x = a/X^b$.

Absolutamente em todas as nove comparações apresentadas (três modelos \times três variáveis), a estratégia pelo ajuste não linear sem aplicação de ponderação pelos graus de liberdade para estimativa de CV_x ou V_{xu} resultou em ajustes de melhor qualidade, correspondendo aos menores S_{yx} e AIC . Porém, a

diferença foi sutil em três situações: para a variável *CAP* e *VT* utilizando o modelo de Lessman e Atkins (1963) e para a *HT* com o modelo de Barros e Tavares (1995).

Considerando, a princípio o ajuste não linear sem ponderação o mais adequado, uma seguinte comparação pode ser realizada entre os modelos de Lessman e Atkins (1963) e Barros e Tavares (1995) uma vez que ambos estimam coeficiente de variação (CV_x), contrariamente ao modelo de Smith (1938) que estima variância (V_{xu}). Para as variáveis *CAP* e *HT* o modelo de Lessman e Atkins (1963) apresentou os melhores desempenhos em S_{yx} , sendo de 16,4 e 25,5% contra 20,4 e 36,5% do modelo de Barros e Tavares (1995), respectivamente para *CAP* e *HT*. Assim como em termos de *AIC*, sendo de 125,4 e 144,4 em contrapartida aos 137,9 e 165,7, respectivamente para *CAP* e *HT*. Já para o *VT* o modelo de Barros e Tavares (1995) apresentou-se levemente superior com S_{yx} de 10,1% contra 10,3% do modelo de Lessman e Atkins (1963), assim com um *AIC* de 142,4 contra 144,2, diferenças certamente pequenas. Contudo o modelo de Lessman e Atkins (1963), apesar de um desempenho semelhante ao de Barros e Tavares (1995) para *VT*, se apresentou muito superior para as estimativas da variação (CV_x) da *CAP* e *HT* e, portanto é o modelo mais adequado para o estabelecimento da relação entre o coeficiente de variação (CV_x) e o tamanho da parcela experimental (X), não sendo por mero acaso o modelo ser o mais utilizado na literatura.

O fato do modelo de Barros e Tavares (1995) apresentar desempenho inferior certamente se deve a fixação do intercepto do modelo (a) como o CV_I . Pode-se notar nos trabalhos de tamanho ótimo de parcelas experimentais que, realmente há uma tendência do intercepto coincidir com o valor de CV_I . Entretanto, isso nem sempre provoca uma distorção no ajuste, assim como foi verificado anteriormente para a variável *HT*. Isso não é um fato exclusivo desse modelo, há diversos outros na literatura que fixam o CV_I ou mesmo V_I , como é o

caso do modelo de Smith (1938), precursor de diversos outros modelos. Possivelmente essa fixação teve o intuito de facilitar o ajuste dos modelos, na época em que não havia recursos computacionais para realizar ajustes não lineares. A superioridade do modelo de Lessman e Atkins (1963) é justamente baseada na liberdade de ajuste do intercepto (a) que permite que o modelo molde com eficiência a variabilidade observada da variável de interesse.

Nos Gráfico 8, 9 e 10 constam os de resíduos para as respectivas variáveis *CAP*, *HT* e *VT*, para os três modelos utilizados e pelas duas estratégias de ajuste. A partir de análise geral das três figuras percebe-se que a grande maioria das situações apresentaram tendenciosidade nas estimativas da variabilidade, principalmente tendências de superestimativa. Mesmo para o modelo de Lessman e Atkins (1963) o qual é o mais utilizado na literatura e que forneceu os melhores resultados, sendo que não foram encontrados outros modelos na literatura que representem de forma mais adequada à tendência da variabilidade com o aumento da parcela. No entanto, esse tendenciosidade esta mais concentrada na região de um desvio e por se tratar de uma estimativa superior ao valor observado, pode representar, de certa maneira, uma segurança na determinação do tamanho ótimo uma vez que implicará parcelas de tamanhos pouco maiores.

Em termos de estratégia de ajuste, a ponderação ou não pelos graus de liberdade sobre a distribuição dos resíduos é praticamente imperceptível e, portanto não foi possível definir qual a melhor estratégia por está análise. Prevalendo as estatísticas de ajuste que indicação que a estratégia não linear e sem ponderação como a mais adequada.

Assim como verificado anteriormente pelas estatísticas de ajuste, pode-se ressaltar a superioridade do modelo de Lessman e Atkins (1963) também na melhoria da distribuição de resíduos em comparação com o modelo de Barros e Tavares (1995), pelos mesmos motivos relatados anteriormente.

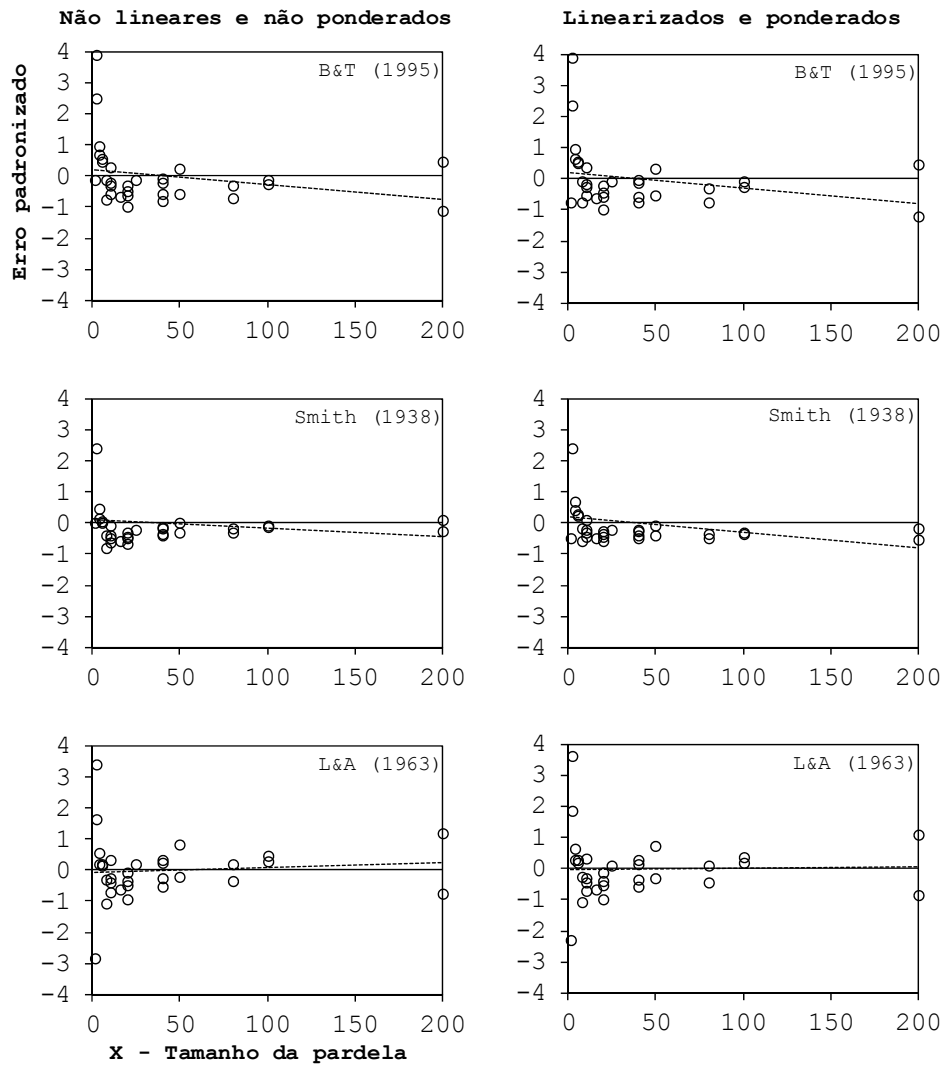


Gráfico 8 Gráficos de resíduos para a variável *CAP* considerando duas estratégias de ajuste. Sendo: B&T = modelo de Barros e Tavares (1995); L&A = modelo de Lessman e Atkins (1963)

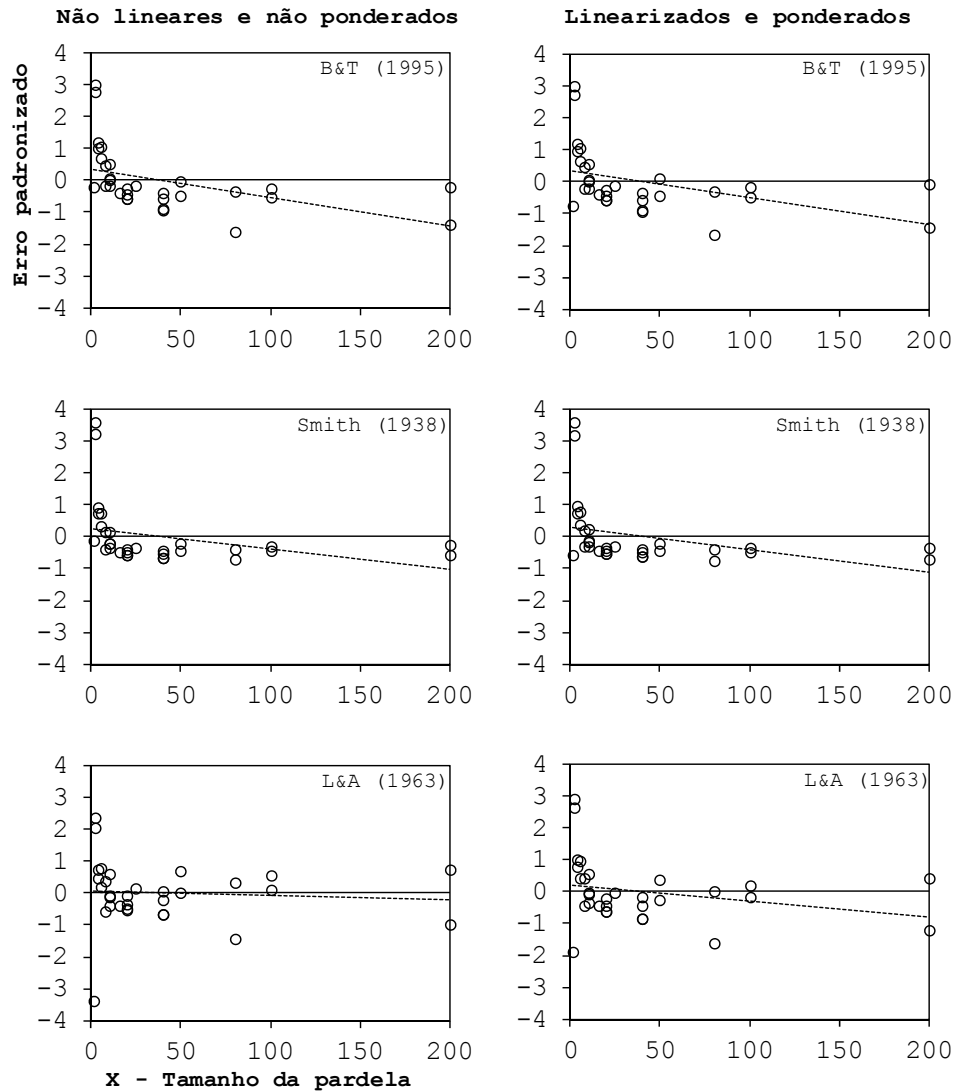


Gráfico 9 Gráficos de resíduos para a variável HT considerando duas estratégias de ajuste. Sendo: B&T = modelo de Barros e Tavares (1995); L&A = modelo de Lessman e Atkins (1963)

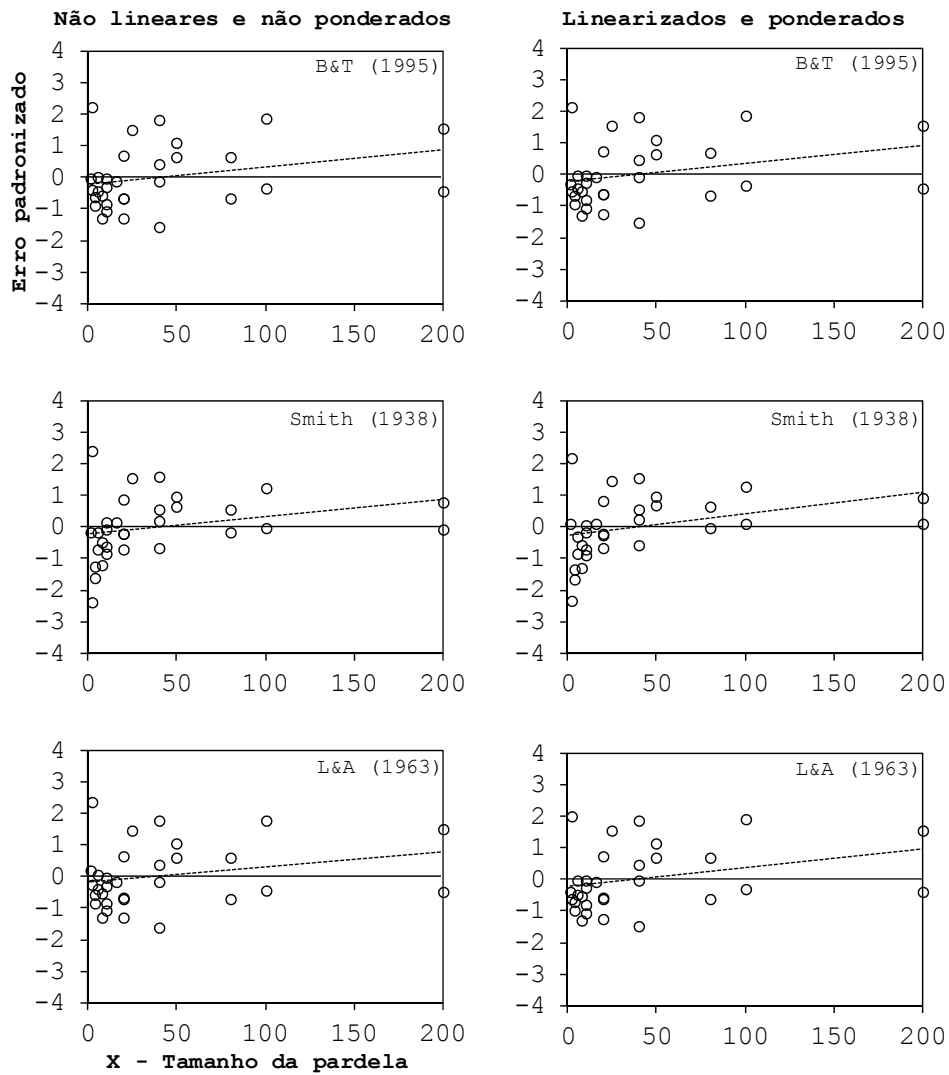


Gráfico 10 Gráficos de resíduos para a variável VT considerando as duas estratégias de ajuste. Sendo: B&T = modelo de Barros e Tavares (1995); L&A = modelo de Lessman e Atkins (1963)

Contudo, em geral, o modelo de Lessman e Atkins (1963) ajustado pela estratégia não linear sem ponderação pelos graus de liberdade propiciou os melhores ajustes e, portanto, foi o modelo mais adequado para o estabelecimento da relação entre o coeficiente de variação (CV_x) e o tamanho das parcelas (X). Entretanto, deve-se considerar que a ponderação pelos graus de liberdade pode ter outra finalidade que não a melhoria da estimativa da variabilidade, mas sim ponderar os diversos tamanhos das parcelas em função do número de repetições cabíveis no ensaio em branco. Como por exemplo, as parcelas de tamanho 2 UB recebem um peso de 199 GL $[(400/2)-1]$ enquanto parcelas de 200 UB recebem um peso de 1 GL $[(400/200)-1]$. Sendo necessário verificar o efeito da ponderação, também, sobre o tamanho estimado da parcela, o qual foi relatado a seguir.

4.2.4 Tamanhos ótimos das parcelas experimentais

Os tamanhos ótimos das parcelas experimentais definidos pelos cinco métodos de máxima curvatura foram expressos na Tabela 6, considerando as duas estratégias de ajuste.

Quanto às duas estratégias de ajuste e comparando os métodos de máxima curvatura (MCI) idênticos, tem-se que a estratégia não linear e sem ponderação resultaram em parcelas maiores até 4 UB, principalmente maiores que 1 ou 2 UB, iguais ou até parcelas menores que 2 UB dependendo da variável dendrométrica, quando comparadas a estratégia de linearização e ponderação pelos graus de liberdade. Desse modo nota-se que a linearização e ponderação tende a estimar parcelas de tamanho pouco menor que a estratégia oposta.

Mesmo se tratando de uma diferença pequena, a estratégia de ajuste não linear e sem ponderação deve ser preferida por proporcionar parcelas pouco maiores e garantir precisão sutilmente superior. Além de representar uma

estratégia mais simples, de fácil ajuste e aplicação, ao contrário da ponderação pelos graus de liberdade que implica na realização manual do procedimento ou por *scripts* próprios por não se tratar de um ajuste convencional. Portanto, o ajuste não linear e sem ponderação foi o mais adequado.

Tabela 6 Tamanhos ótimos (X_0) indicados pelos cinco métodos de máxima curvatura considerando duas formas de ajuste dos modelos

Ajuste	Modelo/ Variável	Parâmetros			X_0			
Linearizado e ponderado	L&A (1963)	a		b	MC1	MC2	MC3	
	<i>CAP</i>	27,725		0,365	15	5	10	
	<i>HT</i>	19,221		0,248	6	3	4	
	<i>VT</i>	54,720		0,336	25	8	24	
	B&T (1995)	CV_1	b	d	MC4			
	<i>CAP</i>	23,673	0,365	-0,1017	26			
	<i>HT</i>	13,925	0,248	-0,0512	30			
	<i>VT</i>	54,213	0,336	-0,2266	27			
	Smith (1938)	V_1	b		MC5			
	<i>CAP</i>	17,5327	0,773		5			
	<i>HT</i>	0,2832	0,539		1			
	<i>VT</i>	0,000010269	0,716		1			
	Não-linear e não ponderado	L&A (1963)	a		b	MC1	MC2	MC3
		<i>CAP</i>	28,586		0,380	16	6	11
		<i>HT</i>	22,039		0,321	10	4	6
<i>VT</i>		53,615		0,320	23	8	22	
B&T (1995)		CV_1	b	d	MC4			
<i>CAP</i>		23,673	0,309	-0,0958	28			
<i>HT</i>		13,925	0,170	-0,0416	32			
<i>VT</i>		54,213	0,324	-0,2236	28			
Smith (1938)		V_1	b		MC5			
<i>CAP</i>		17,5327	0,611		5			
<i>HT</i>		0,2832	0,305		1			
<i>VT</i>		0,000010269	0,748		1			

Em que: B&T = modelo de Barros e Tavares (1995); L&A = modelo de Lessman e Atkins (1963); a , b e d = parâmetros estimados dos modelos; CV_1 = valores que correspondem ao CV entre parcelas compostas de uma UB; V_1 = valores que correspondem a variância entre parcelas compostas de uma UB; MC i = i -ésimo método de máxima curvatura, ver Tabela 2; X_0 = tamanho ótimo estimado em UB, sendo os valores arredondados para o inteiro superior mais próximo.

Os tamanhos ótimos estimados pelos modelos de máxima curvatura, respectivamente para *CAP*, *HT* e *VT*, foram de 16, 10 e 23 UB pelo método MC1; 6, 4 e 8 UB por MC2; 11, 6 e 22 UB por MC3; 28, 32 e 28 por MC4 e 5, 1 e 1 UB pelo método MC5, utilizando o ajuste não linear e sem ponderação.

É de convir que os tamanhos de parcelas estimados a partir dos métodos MC2 e MC5 são inconsistentes e não refletem tamanhos sensatos de parcelas experimentais. O método de máxima curvatura MC2 de Meier e Lessman (1971), segundo Silva et al. (2003), é um método que não considera o ponto de estabilização dos valores do coeficiente de variação. Deste modo, o aumento no número de plantas na parcela ainda promove ganho significativo na precisão experimental. Assim, este método tende a subestimar o número ótimo de plantas por parcela. Feijó et al. (2006), Lima et al. (2007) e Neto et al. (2009) também encontraram problemas de subestimação utilizando esse método. Chaves (1985), afirmou que os valores encontrados pelo método da máxima curvatura de Meier e Lessman (1971) devem ser interpretados como o limite mínimo de tamanho de parcela e não como tamanho ótimo. Em relação ao método MC5 de Thomas (1974), por considerar em seu modelo de curvatura a variável variância (V_I) é possível que o tamanho da parcela fosse influenciado pela unidade da variável, uma vez que a unidade da variância é a mesma da característica dendrométrica ao quadrado. Os valores estimados de 5, 1 e 1 UB, na verdade foram arredondados para o inteiro superior mais próximo, sendo o tamanho original estimado de 4,567; 0,338 e 0,001086847 UB, valores certamente inconsistentes e semelhantes à dimensão das variâncias (V_I) que foram de 17,533 cm², 0,283 m² e 0,000010269 m⁶, para *CAP*, *HT* e *VT*, respectivamente. Lorentz et al. (2007) afirma que o modelo é inapropriado por apresentar sensibilidade a unidade de mensuração das características avaliadas. Portanto o método MC5 foi inadequado para estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais para candeia, assim como MC2.

Em relação ao método de máxima curvatura MC4, apesar de os tamanhos estimados refletirem dimensões de parcelas aparentemente adequadas, esses valores são incoerentes com a variabilidade das variáveis dendrométricas, uma vez que determinou tamanhos de parcelas semelhantes de 28 UB para variáveis *CAP* e *VT*, sendo que elas apresentam coeficientes de variação (CV_x) absolutamente distintos. Além de estimar parcelas com 4 UB a mais para *HT*, justamente a de menor variabilidade. Logo o método apresentou-se independente da variabilidade das características dendrométricas e, provavelmente é dependente da dimensão da maior parcela simulada no ensaio em branco, uma vez que o método utiliza uma reta que liga os pontos extremos da variabilidade estimada para determinar o tamanho ótimo (Barros e Tavares, 1995). Caso, supostamente, se utilize um ensaio em branco de tamanho reduzido, a parcela de maior dimensão cabível será menor e acarretará em uma reta diferente e conseqüentemente em outro tamanho ótimo, destacando a limitação desse método. O esquema da Figura 10 retrata esse raciocínio.

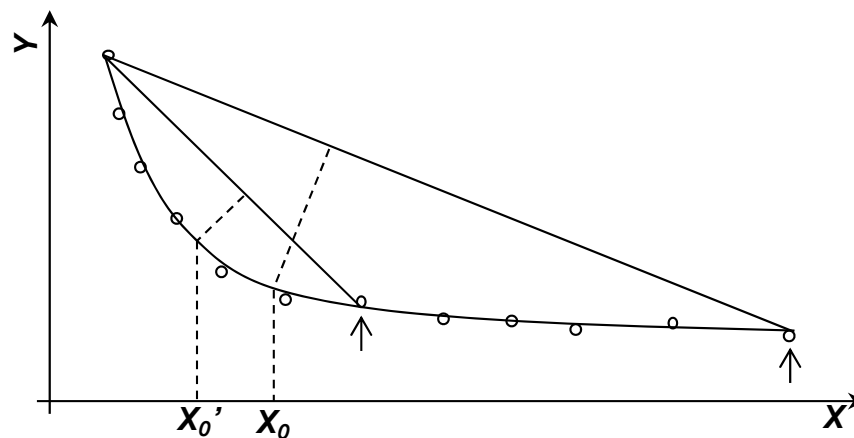


Figura 10 Limitação do método de máxima curvatura de Barros e Tavares (1995) quanto a dimensão da maior parcela cabível no ensaio em branco

Ambos os métodos de curvatura MC1 de Lessman e Atkins (1963) e MC3 de Chaves (1985) foram os que apresentaram estimativas mais coerentes com os respectivos coeficientes de variação das variáveis dendrométricas. Viana et al. (2002, 2003) encontraram tamanhos adequados de parcelas para as culturas estudadas utilizando o método MC3, ao contrário de Vieira e Silva (2008) que se deparou com problemas de subestimação, porém os autores simularam parcelas muito pequenas de no máximo 15 UB. Lorentz et al. (2007) utilizando o método MC1 também encontrou resultados adequados para estimativa do tamanho da parcela para a cultura estudada.

Apesar de aparentemente adequados, o MC1 estimou parcelas superiores ao MC3 em 5, 6 e 1 UB para *HT*, *CAP* e *VT*, respectivamente. Como se tratam de métodos de máxima curvatura, no Gráfico 11 foi apresentado os tamanhos ótimos a partir de ambos os métodos, a fim de propiciar uma análise visual para identificar qual o método se aproxima mais dessa curvatura.

Visualmente o método MC1 apresentou tamanhos ótimos mais condizentes com a máxima curvatura que o MC3. Para o *VT* a diferença é insignificante, mas para *CAP* e *HT*, o ponto ótimo parece ocorrer mais a frente dos valores indicados por MC3. Apesar de se tratar de uma análise subjetiva, pode nortear sobre a adequação dos métodos. Além disso, a adoção de parcelas um pouco maiores garante mais segurança, uma vez que o método MC1 estima tamanhos em que o ganho em precisão é mais significativo. Portanto, o tamanho ótimo da parcela experimental para candeia, de modo a permitir análise das principais características dendrométricas deve ser de 23 UB. Como esse valor é pouco flexível quanto a conformações retangulares de parcelas, pode-se seguramente optar pelo uso de 24 plantas úteis.

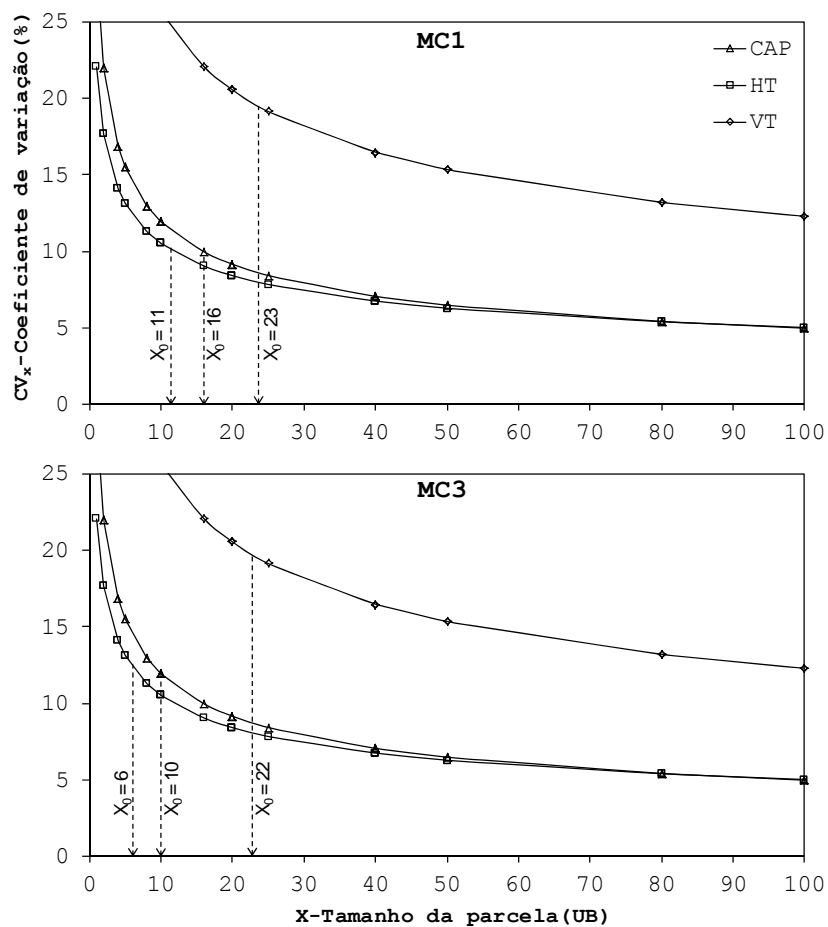


Gráfico 11 Indicação do tamanho ótimo pelos métodos MC1 e MC3

4.3 Método do modelo linear segmentado com platô

Os ajustes dos modelos lineares segmentados com platô para as três variáveis dendrométricas foram apresentados no Gráfico 12. Primeiramente nota-se a formação do platô em regiões semelhantes de tamanho ótimo da parcela independente da variável considerada.

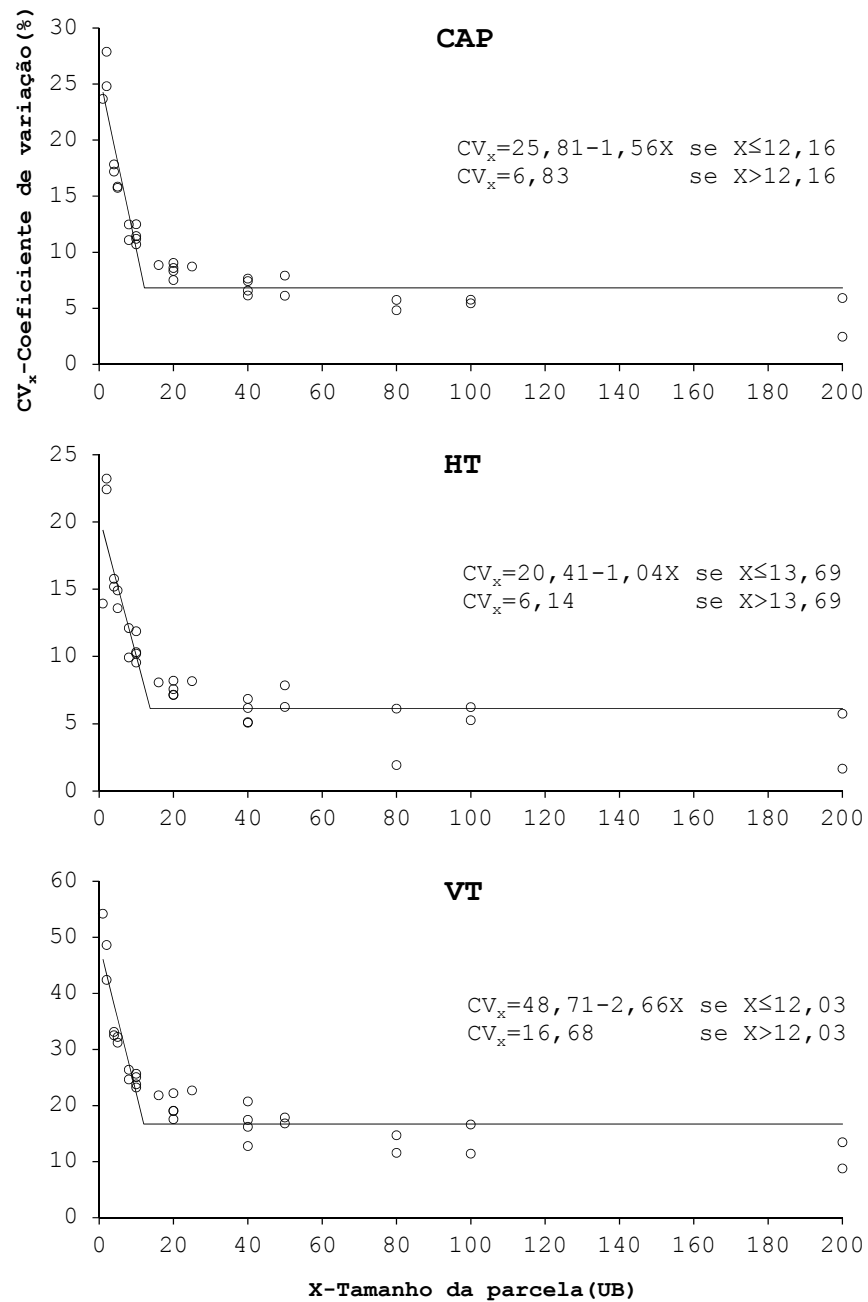


Gráfico 12 Ajuste do modelo de linear segmentado com platô

Os modelos lineares segmentados com platô não se ajustam tão bem quantos os modelos anteriores, isso é de se esperar uma vez que se trata de dois segmentos de reta para explicar uma tendência exponencial. Porém, o mais importante aqui não é o melhor ajuste de modelos, mas sim se o ponto de junção das duas retas indica o ótimo entre o ganho em precisão e o tamanho da parcela experimental.

Na Tabela 7 foi apresentado o tamanho ótimo da parcela para cada variável dendrométrica. Os tamanhos ótimos estimados foram de 14, 13 e 13 UB para as variáveis *HT*, *CAP* e *VT*, respectivamente. Observa-se que os resultados são incoerentes, uma vez que o método estimou tamanhos de parcelas aproximadamente semelhantes para as três variáveis dendrométricas, sendo que elas apresentam coeficientes de variação (CV_x) muito distintos. O tamanho de 14 UB, provavelmente, só é satisfatório para a variável *HT*, que apresentou uma variação baixa, já para *CAP* e *VT*, 13 UB são certamente insuficientes para garantir análises adequadas de experimentos.

Tabela 7 Tamanho ótimo da parcela pelo método do modelo linear segmentado com platô

Variável	Se	Parâmetros		X_0
		a	b	
<i>CAP</i>	$X \leq X_0$	25,81	- 1,56	13
	$X > X_0$	6,83	-	
<i>HT</i>	$X \leq X_0$	20,41	- 1,04	14
	$X > X_0$	6,14	-	
<i>VT</i>	$X \leq X_0$	48,71	- 2,66	13
	$X > X_0$	16,68	-	

Em que: X = tamanho da parcela (UB); a e b = parâmetros estimados dos modelos; X_0 = tamanho ótimo da parcela, sendo os valores arredondados para o inteiro superior mais próximo.

O fato de o método apresentar tamanhos semelhantes de parcelas, independente da variabilidade das variáveis dendrométricas, provavelmente está associado à distribuição gráfica dos dados observados e não à variabilidade em

si. O único aspecto incomum às três variáveis foram os tamanhos X das parcelas. Para confirmar essa hipótese, no Gráfico 13 foi apresentada a tendência do tamanho ótimo, caso fossem simuladas parcelas de dimensões menores que 200 UB. Observa-se que há uma instabilidade do tamanho ótimo quanto é utilizado parcelas de dimensões menores a 80 UB para aplicação do método. Observa-se que o número de unidades básicas (UB) requeridas na parcela é variável e inconsistente com a variabilidade das características de interesse, sendo que ainda a variável HT e CAP chegam a requerer parcelas bem maiores do que a variável VT , justamente o oposto do que deveria ocorrer. Acima de 80 UB, independente da variabilidade das variáveis, os tamanhos estimados são praticamente semelhantes, confirmando a hipótese que o modelo linear com platô é mais dependente do tamanho X da parcela do que do CV_x .

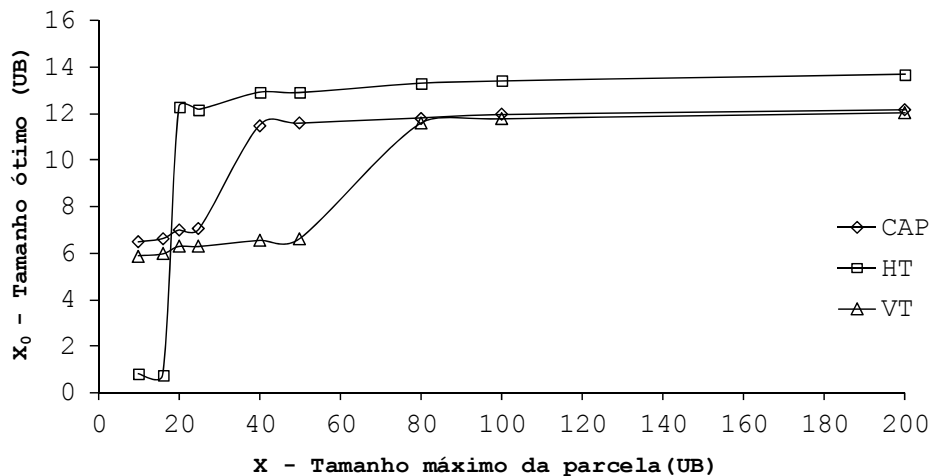


Gráfico 13 Estabilidade da estimativa do tamanho ótimo em função do tamanho máximo da parcela simulada pelo método do modelo linear segmentado com platô

Portando o método não apresentou resultados coerentes com a variabilidade dos dados para esse estudo, e possivelmente não refletem

tamanhos adequados para parcelas experimentais. Diferentemente dos resultados encontrados por Paranaíba, Ferreira e Morais (2009), que afirmaram o potencial do método, pelo menos para culturas agrícolas.

4.4 Método da curvatura empírica

Na Tabela 8 foram apresentados os tamanhos ótimos das parcelas experimentais indicados pelo método da curvatura empírica considerando um ângulo de 178° , para as três variáveis dendrométricas.

Tabela 8 Tamanho da parcela pelo método da curvatura empírica considerando um ângulo de 178°

Variável	Parâmetros		X_0
	a	b	
<i>CAP</i>	28,586	0,380	65
<i>HT</i>	22,039	0,321	56
<i>VT</i>	53,615	0,320	110

Em que: a e b = parâmetros estimados dos modelos; X_0 = tamanho ótimo da parcela, sendo os valores arredondados para o inteiro superior mais próximo.

Os tamanhos ótimos da parcela estimados foram de 56, 65 e 110 UB para as variáveis *HT*, *CAP* e *VT*, respectivamente. Ao contrário dos métodos apresentados anteriormente, que apresentavam problemas de subestimação, os tamanhos ótimos indicados por esse método são excessivamente elevados. Caso se queira analisar um experimento de candeia em termos de *VT*, parcelas de 110 UB são praticamente inviáveis e impraticáveis em termos de área experimental, dependendo do número de blocos e tratamentos. Por outro lado, observa-se que os tamanhos indicados por esse método são absolutamente coerentes com os coeficientes de variação das variáveis dendrométricas, uma vez que o menor tamanho de parcela (56 UB) foi indicado para *HT* assim com o maior (110 UB) foi para *VT*.

No Gráfico 14 pode-se observar que os valores de tamanho de parcela ocorrem muito à frente da máxima curvatura e, portanto, coincidem com regiões em que o ganho em precisão é muito pequeno quando comparado ao tamanho da parcela, gerando assim uma superestimativa.

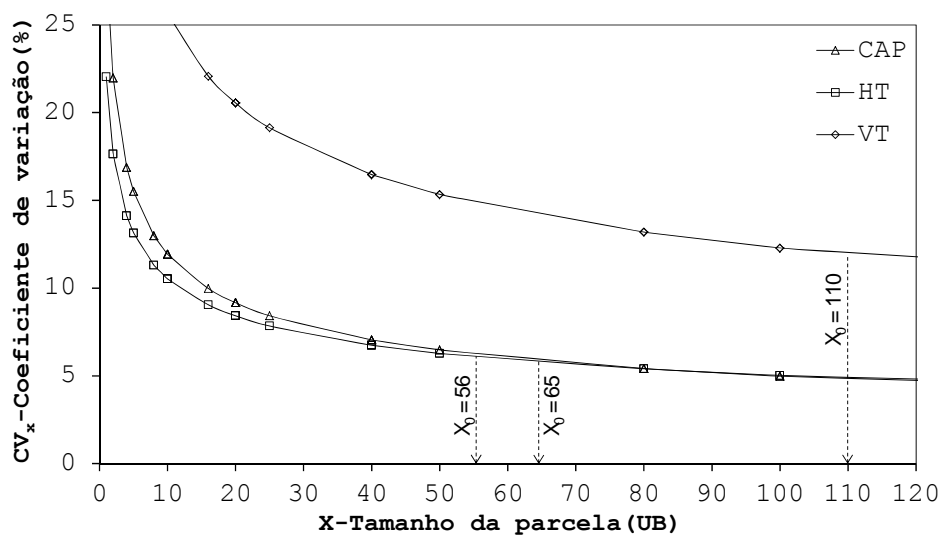


Gráfico 14 Indicação do tamanho ótimo da parcela pelo método de curvatura empírica para um ângulo de 178°

Certamente essa superestimativa está associada ao ângulo de inclinação (α) utilizado. O ângulo de 178° , que é adequado em estudos de redistribuição de água no solo (HILLEL, 1998), já não foi adequado para estudos de tamanho ótimo de parcelas.

Para definir qual ângulo seria o mais adequado para estimativa do tamanho da parcela, no Gráfico 15, foi apresentado o ângulo resultante do ponto de interseção no cruzamento do CV_x com $ICX_{0\alpha}$ (incremento corrente do tamanho ótimo da parcela X_0 para cada incremento de α).

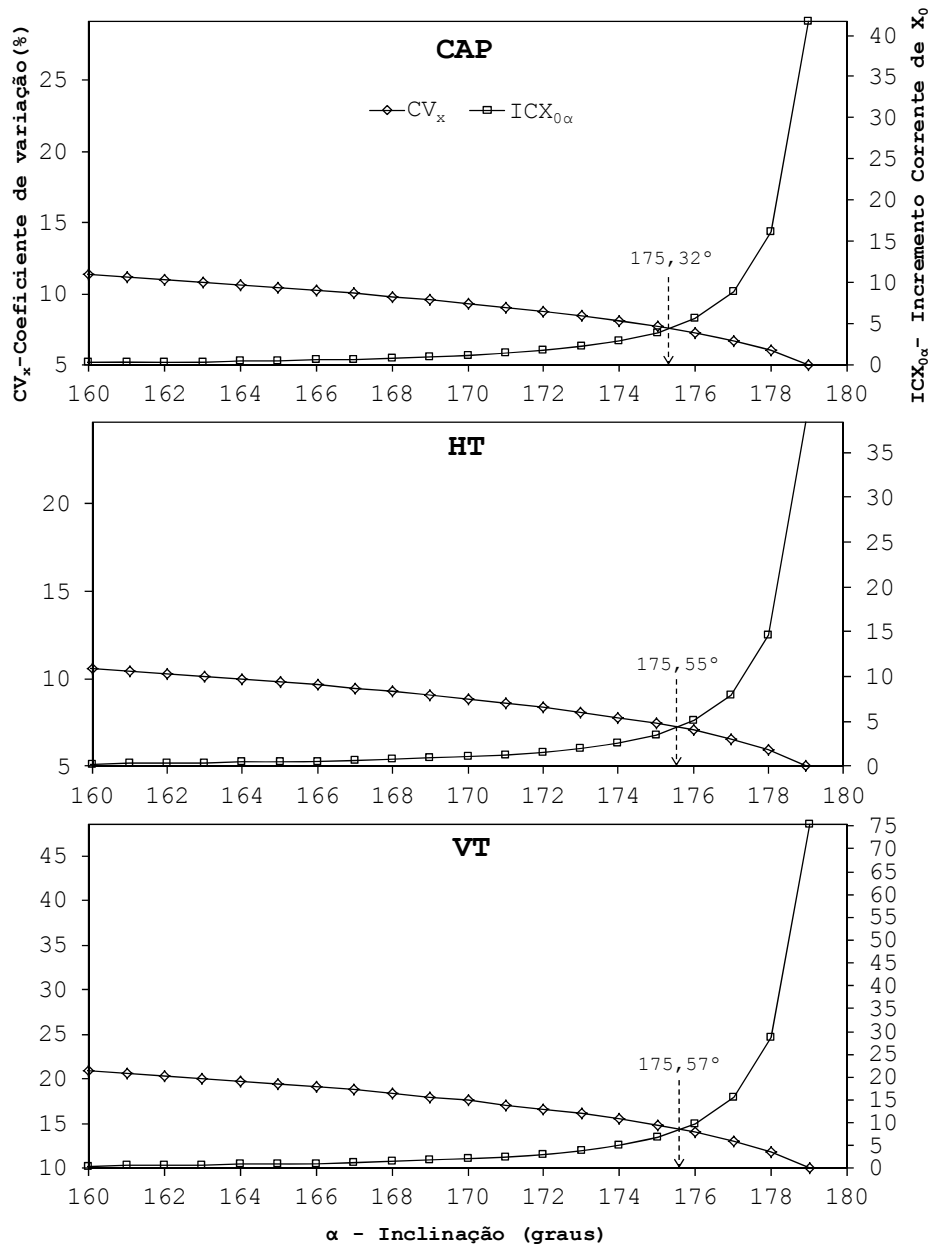


Gráfico 15 Ângulo de inclinação (α) resultante da interseção do coeficiente de variação (CV_x) com o incremento corrente do tamanho ótimo da parcela X_0 para cada incremento de α ($ICX_{0\alpha}$)

Nota-se com que o CV_x tende ao mínimo quando se considera ângulos cada vez maiores até o limite de 180° , contrariamente o $ICX_{0\alpha}$ aumenta exponencialmente para proporcionar tamanhos de parcelas que possam representar esses CV_x . Observa-se que o ponto de interseção coincide com o momento antes do $ICX_{0\alpha}$ aumentar bruscamente e o CV_x reduzir a uma taxa mais acentuada. Há um forte indício que esse ângulo represente um “ângulo ótimo” entre a redução do CV_x e o aumento do tamanho da parcela por esse método. Os ângulos nos pontos de interseção foram de $175,32^\circ$; $175,55^\circ$ e $175,57^\circ$ para as variáveis CAP , HT e VT , respectivamente. Observa-se que os ângulos são muito semelhantes entre si e, portanto, são independentes da variabilidade das características dendrométricas de interesse. Reafirmando, assim, o potencial de uso desses o ângulo em detrimento ao de 178° . Desse modo pode-se adotar a média entre eles a fim de definir um único ângulo para aplicação, portanto, o ângulo ótimo em estudos de tamanho de parcela pode ser definido como $175,48^\circ$, o qual se pode arredondar para $175,5^\circ$.

Nota-se ainda que o ângulo de 178° , utilizado anteriormente, ocorre em um ponto coincidente com um CV_x muito reduzido e resulta em um $ICX_{0\alpha}$ muito elevado, portanto, com o previsto, esse ângulo não é adequado já que resulta em uma superestimativa do tamanho da parcela experimental.

Os novos tamanhos ótimos utilizando o ângulo de $175,5^\circ$ foram apresentados na Tabela 9, para cada variável dendrométrica. Os tamanhos das parcelas experimentais estimadas foram de 31, 36 e 60 UB para as variáveis HT , CAP e VT , respectivamente. Houve uma redução expressiva quando comparada aos tamanhos utilizando uma inclinação de 178° , sendo uma diferença de 25, 29 e 50 UB, respectivamente. Quando comparado aos tamanhos ótimos obtidos pelo melhor método de máxima curvatura modificado (MC1), o qual estimou parcelas de 10, 16 e 23 UB para HT , CAP e VT , respectivamente, tem-se um aumento de 21, 20 e 37 UB em relação ao método atual.

Tabela 9 Tamanho da parcela pelo o método da curvatura empírica considerando um ângulo ótimo de 175,5°

Variável	Parâmetros		X_0
	a	b	
<i>CAP</i>	28,586	0,380	36
<i>HT</i>	22,039	0,321	31
<i>VT</i>	53,615	0,320	60

Em que: a e b = parâmetros estimados dos modelos; X_0 = tamanho ótimo da parcela, sendo os valores arredondados para o inteiro superior mais próximo.

Com a mudança do ângulo de inclinação, os tamanhos indicados se mantiveram coerentes com os coeficientes de variação das variáveis dendrométricas, uma vez que o menor tamanho de parcela (31 UB) foi indicado para a *HT* assim como o maior (60 UB) foi para o *VT*. Por outro lado, para análise das três características dendrométricas em um experimento, o tamanho de 60 UB apesar de ser relativamente grande é viável e passível de aplicação desde que não se trabalhe com um número excessivo de tratamentos e blocos. Caso esse tamanho inviabilize a instalação do experimento pode-se trabalhar com parcelas de 36 UB em detrimento às análises em termos de *VT*.

Certamente os tamanhos obtidos pelo método de curvatura empírica não refletem valores de máxima curvatura e não se tratam exatamente de um tamanho ótimo, uma vez que ocorrem em pontos muito à frente dos de máxima curvatura (Gráfico 16). Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) e Chave (1985) já haviam criticado os métodos de máxima curvatura por subestimarem o tamanho das parcelas. Já que o aumento da parcela ainda garantia ganhos consideráveis de redução do coeficiente de variação e, portanto, ganho em precisão.

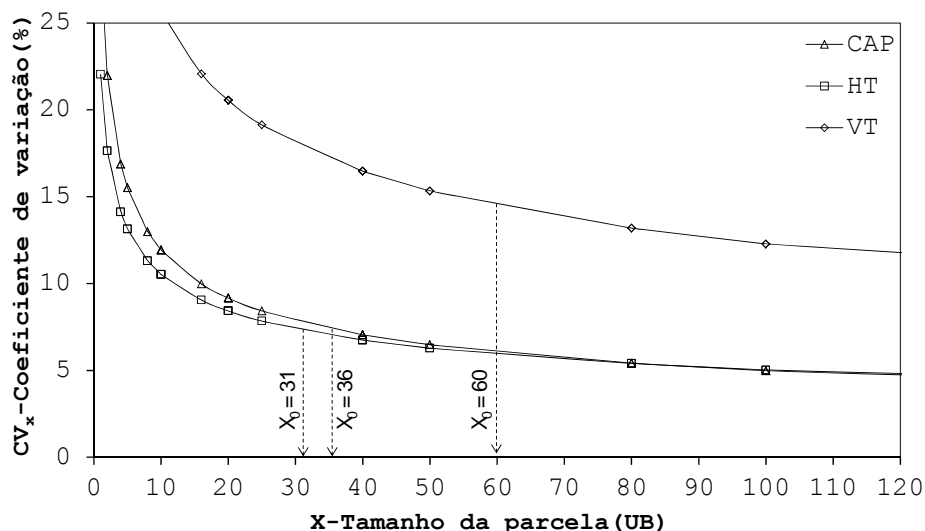


Gráfico 16 Indicação do tamanho ótimo da parcela pelo método de curvatura empírica para um ângulo de 175,5°

Os métodos de máxima curvatura convencionais consideram a curvatura máxima e o vértice da curva, mas não o ponto de estabilização dos valores de CV_x (Silva et al. 2003), já o método de curvatura empírica definiu o ponto de equilíbrio entre a taxa de redução do CV_x e a taxa de aumento da parcela, resultando assim em um tamanho mais adequado da parcela experimental quanto a precisão. Desse modo, o método estima um tamanho de parcela em que o ganho em precisão é ainda significativo, garantindo maior segurança nas avaliações das principais características dendrométricas nos experimentos. Portanto, pode-se considerar o tamanho da parcela obtida pelo método em questão como “tamanho adequado de parcelas experimentais” e considerar os tamanhos ótimos convencionais como “tamanho mínimo”.

Uma análise quanto à estabilidade do método de curvatura empírica em relação ao uso de parcelas de tamanhos menores para estimativa do tamanho ótimo foi apresentada no Gráfico 17. Notoriamente o método se apresentou muito estável, sendo necessárias parcelas de no mínimo 10 UB para garantir

estimativas do tamanho ótimo para *HT*, *CAP* e *VT* idênticas àquelas em que foram utilizadas parcelas de até 200 UB. Isso indica que o método é praticamente estável a pequenas variações dos parâmetros do modelo $CV_x = a/X^b$, quando são considerados parcelas de tamanhos menores ou ainda a ensaios em branco de menores dimensões.

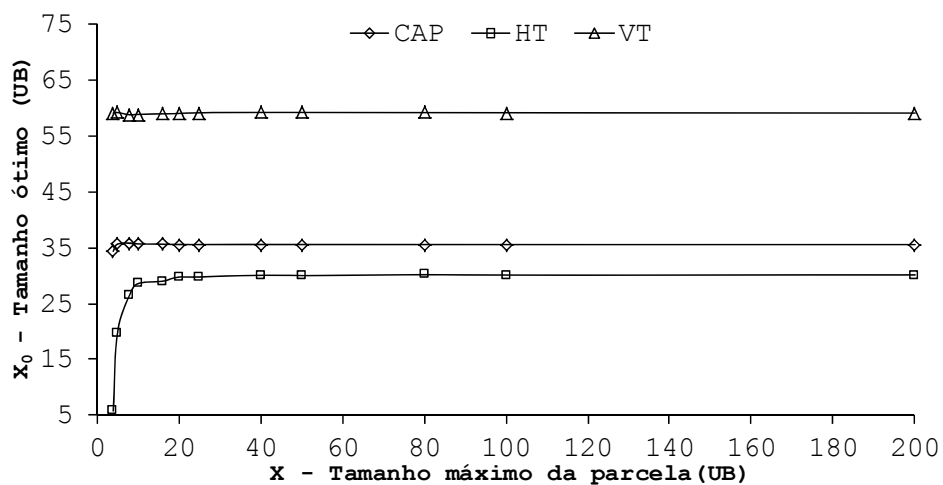


Gráfico 17 Variação do tamanho ótimo em função do maior tamanho simulado da parcela experimental

Por fim pode afirmar que o método da curvatura empírica com base em um ângulo de $175,5^\circ$, fornece parcelas de tamanhos mais adequados em termos de precisão experimental que os métodos de máxima curvatura utilizados convencionalmente na literatura. Portanto, o tamanho ótimo da parcela experimental para candeia, de modo a permitir análise das principais características dendrométricas, altura (*HT*), circunferência (*CAP*) e volume (*VT*) e outras derivadas dessas, deve ser de 60 plantas úteis, ou de 36 plantas para análise apenas da *HT* e da *CAP*.

4.5 Forma adequada da parcela experimental

As formas estudadas foram daquelas parcelas compostas por 60 e 36 UB. As de 60 UB representam o tamanho adequado da parcela experimental, obtida pelo método da curvatura empírica, para análise das principais características dendrométricas da candeia, enquanto 36 UB se referem se à análise apenas das variáveis *HT* e *CAP* (e derivadas).

Em relação à forma mais adequada da parcela experimental com 60 plantas, tem-se que esse valor não permite um número inteiro de parcelas e não utiliza toda a área do ensaio. Assim, o número de parcelas de 60 UB foi limitado ao máximo cabível a partir da primeira planta da primeira linha, sendo as conformações possíveis 2×30 , 3×20 , 4×15 e 5×12 , 6×10 e 10×6 , resultando em 5, 6, 4, 6, 4 e 6 parcelas para cada uma dessas formas, respectivamente, considerando as 400 UB do ensaio. Na Tabela 10 são apresentadas as comparações entre as diferentes formas para as três variáveis dendrométricas.

As formas mais adequadas para análise das características *CAP*, *HT* e *VT* foram respectivamente, 4×15 , 4×15 e 2×30 . Essas formas apresentaram menores coeficientes de variação (CV_x) e maiores informações relativas (*IR*). Pode-se observar que os três menores CV_x e as três maiores *IR*, dentro de cada característica dendrométrica, são apresentadas pelas conformações que possuem um maior número de plantas dentro da linha. Lúcio et al. (2004) e Cocco et al. (2009) estudando outras culturas observaram que o aumento da parcela no sentido das linhas promovia maior ganho em precisão. Assim como Mello et al. (2009) analisando a estimativa de volume em plantios de *Eucalyptus grandis* concluíram que, para baixa intensidade amostral, parcelas de inventário em linhas garantiam maior exatidão nas estimativas.

Tabela 10 Análise da forma adequada de parcela compostas de 60 plantas para as variáveis dendrométricas

Variável	Forma (i×j)	V_1	V_x	V_{xc}	CV_x (%)	IR (%)
CAP	2×30	19,09	1830,97	30,52	4,5	62,6
	3×20	18,07	2531,32	42,19	5,1	42,8
	4×15	20,80	1173,87	19,56	3,5	106,3
	5×12	18,47	3824,12	63,74	6,4	29,0
	6×10	20,44	5843,52	97,39	7,6	21,0
	10×6	18,47	3948,38	65,81	6,5	28,1
HT	2×30	0,30	29,40	0,49	2,6	61,1
	3×20	0,30	90,67	1,51	4,5	19,6
	4×15	0,31	25,80	0,43	2,5	72,5
	5×12	0,29	125,37	2,09	5,3	13,9
	6×10	0,30	272,81	4,55	7,8	6,6
	10×6	0,29	153,03	2,55	5,9	11,4
VT	2×30	$1,11 \cdot 10^{-5}$	$9,27 \cdot 10^{-4}$	$1,55 \cdot 10^{-5}$	9,7	72,1
	3×20	$1,07 \cdot 10^{-5}$	$2,43 \cdot 10^{-3}$	$4,06 \cdot 10^{-5}$	14,7	26,3
	4×15	$1,24 \cdot 10^{-5}$	$2,52 \cdot 10^{-3}$	$4,20 \cdot 10^{-5}$	15,4	29,6
	5×12	$1,07 \cdot 10^{-5}$	$4,27 \cdot 10^{-3}$	$7,12 \cdot 10^{-5}$	20,2	15,0
	6×10	$1,26 \cdot 10^{-5}$	$4,17 \cdot 10^{-3}$	$6,95 \cdot 10^{-5}$	18,6	18,1
	10×6	$1,07 \cdot 10^{-5}$	$2,93 \cdot 10^{-3}$	$4,88 \cdot 10^{-5}$	16,7	21,9

Em que: V_1 = variância entre as parcelas compostas de uma UB; V_x = variância entre as parcelas de tamanho X UB; V_{xc} = variância comparável dada por V_x/X ; IR = Informação Relativa.

No entanto é impraticável a adoção de formas diferentes para cada variável de interesse em um experimento. É necessário chegar a uma forma que atenda adequadamente todas as variáveis. A princípio seria lógica a opção pela forma 4×15, por acarretar os menores CV_x e as maiores IR para análises em termos de CAP e HT, no entanto, VT é a variável mais crítica em termos de variabilidade. A adoção da forma 4×15 levaria a uma perda considerável de precisão nas análises de VT, aumentando o CV_x de 9,7 para 15,4% e redução da IR de 72,1 para 29,6% . Já a conformação 2×30 se torna uma opção sensata, uma vez que representa a forma mais adequada para VT, a segunda melhor forma para CAP e HT, sendo que acarreta poucas perdas em precisão e em IR para

essas duas últimas. Portanto, a forma mais adequada de parcelas experimentais com 60 UB para candeia de modo a permitir análise das principais características dendrométricas deve ser 2×30, ou seja, duas linhas com 30 plantas.

Em relação à forma mais adequada da parcela experimental com 36 plantas, também não é possível um número inteiro de parcelas que utilize toda a área do ensaio. Assim o número de parcelas de 36 UB foi limitado ao máximo cabível a partir da primeira planta da primeira linha, sendo as conformações possíveis 1×36, 2×18, 3×12 e 4×9, 6×6 e 9×4, resultando em 10, 10, 9, 8, 6 e 9 parcelas para cada uma dessas formas respectivamente, considerando as 400 UB do ensaio. Na Tabela 11 são apresentadas as comparações entre as diferentes formas para as duas variáveis dendrométricas.

Tabela 11 Análise da forma adequada de parcela compostas de 36 plantas para as variáveis dendrométricas

Variável	Forma (i×j)	V_I	V_x	V_{xc}	CV_x (%)	IR (%)
CAP	1×36	18,47	1498,69	41,63	6,6	44,4
	2×18	18,47	2052,39	57,01	7,8	32,4
	3×12	19,19	1324,29	36,79	6,2	52,2
	4×9	20,21	1012,23	28,12	5,4	71,9
	6×6	21,91	2561,57	71,15	8,6	30,8
	9×4	19,19	1072,47	29,79	5,5	64,4
HT	1×36	0,29	53,43	1,48	5,8	19,5
	2×18	0,29	43,01	1,19	5,2	24,3
	3×12	0,30	53,31	1,48	5,8	20,6
	4×9	0,31	44,47	1,24	5,3	24,8
	6×6	0,30	93,85	2,61	7,8	11,4
	9×4	0,30	44,38	1,23	5,3	24,7

Em que: V_I = variância entre as parcelas compostas de uma UB; V_x = variância entre as parcelas de tamanho X UB; V_{xc} = variância comparável dada por V_x/X ; IR = Informação Relativa.

A forma 4×9 foi a mais adequada para análise das características *CAP* e *HT*. Apresentando os menores coeficientes de variação (CV_x) e maiores informações relativas (*IR*), para ambas variáveis. Portanto, a forma mais adequada de parcelas experimentais com 36 UB para candeia de modo a permitir análise das características dendrométricas *CAP* e *HT*, deve ser 4×9, ou seja, quatro linhas com nove plantas.

Considerações gerais podem ser feitas quanto à divergência entre as formas. Observa-se que a forma mais adequada muda tanto em função da variável considerada quanto em função do tamanho da parcela. Esse efeito deve-se provavelmente a variabilidade das plantas dentro do ensaio em branco, uma vez que as diferentes formas possíveis para cada tamanho e variável dendrométrica implicam na combinação de diferentes plantas de diferentes posições em campo. A própria genética da espécie e o ambiente produzem essa espacialização da variabilidade e conseqüentemente variação da forma mais adequada.

4.6 Método de Hatheway

Os ajustes para estimativas dos coeficientes de heterogeneidade do solo b para as três variáveis dendrométricas são apresentados no Gráfico 18. Lembrando que foi aplicada a metodologia original de linearização do modelo de Smith (1938) e ponderação pelos graus de liberdade.

Os coeficientes de heterogeneidade encontrados foram de 0,773; 0,539 e 0,716 para *CAP*, *HT* e *VT*, respectivamente. Valores de b para *CAP* e *VT* indicam alta heterogeneidade do local e baixa correlação entre as unidades básicas, o que implica na necessidade de parcelas maiores para essas variáveis. Lin e Binns (1986) afirmam que no caso de b maior que 0,7 um aumento no tamanho da parcela é mais eficaz para melhorar a precisão experimental do que

o aumento no número de repetições. Enquanto no caso da variável *HT*, *b* está entre 0,2 e 0,7 indicando que mudanças no tamanho da parcela e no número de repetições podem ser usadas em combinação para aumentar a precisão experimental.

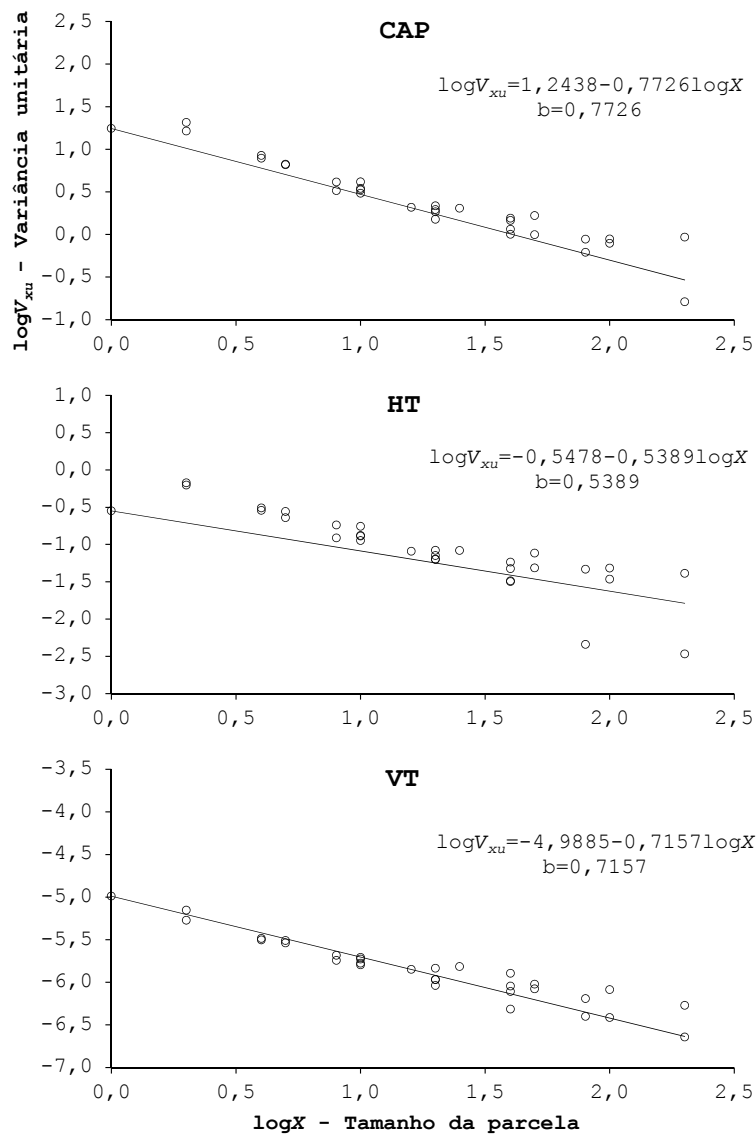


Gráfico 18 Estimativa do coeficiente de heterogeneidade *b*

Na Tabela 12 são apresentados os tamanhos convenientes de parcelas experimentais para can-deia estimados a partir do método de Hatheway (1961) de acordo com as simulações, características do experimento e da precisão desejada. Baseado na estimativa do maior tamanho adequado da parcela, obtido anteriormente pelo método da curvatura empírica, foi adotado um limite prático de viabilidade de 60 UB (até + 2 UB) para melhor visualização, interpretação e discussão dos resultados.

A relação entre o tamanho da parcela e as variáveis do método de Hatheway (1961) é claramente observada. Tem-se que a redução do tamanho conveniente da parcela experimental (X_c) é proporcionada pelo o aumento do número de repetições (r), aumento do número tratamentos (I), aumento da diferença a ser detectada entre tratamentos (d) e pela redução do coeficiente de variação (CV). Simplicio et al. (1996), Viana et al. (2003) e Muniz et al. (1999, 2009) descreveram as mesmas relações.

O aumento do coeficiente de variação (CV) dentre as variáveis dendrométricas, proporciona aumentos expressivos no tamanho da parcela chegando a valores impraticáveis. Assim como o aumento do rigor e da precisão exigidos como reflexo da redução da diferença a ser detectada entre tratamentos (d) também proporciona aumentos drásticos na parcela. Já o aumento do número de repetições e de tratamentos são os que menos influenciam, sendo este segundo ainda de menor peso que o primeiro. Portanto, os efeitos mais significativos sobre o tamanho da parcela obedecem à ordem $CV > d > r > I$.

Análises de experimentos para características com baixa variabilidade, necessitam de um número muito reduzido de plantas. Foi o caso da simulação para uma variável fictícia com um CV_1 de 5%. Nota-se que qualquer situação descrita na Tabela 12, foi possível obter alta precisão sendo possível detectar diferenças de até 5% entre médias de tratamentos utilizando no máximo 27 UB, contanto que se utilizem três ou mais tratamentos e blocos. Uma característica

com essa variabilidade em um povoamento florestal pode ser, por exemplo, a altura média das árvores dominantes e codominantes.

Tabela 12 Tamanhos convenientes das parcelas experimentais para candeia

Variável	DMS (d)	Blocos (r)	X_c									
			Tratamentos (I)									
			2	3	4	5	6	7	8	9	10	
$CV = 5\%$ $\bar{x} = 0,676$	5%	3	80	27	20	18	16	15	15	14	14	
	10%	3	11	4	3	3	3	2	2	2	2	
	5%	4	25	13	11	10	10	9	9	9	9	
	10%	4	4	2	2	2	2	2	2	2	2	
HT $CV = 13,9\%$ $b_{HT} = 0,539$	10%	3	821	211	144	120	109	102	97	94	91	
	15%	3	183	47	32	27	25	23	22	21	21	
	20%	3	63	17	11	10	9	8	8	8	7	
	10%	4	188	85	67	60	56	54	52	51	50	
	15%	4	42	19	15	14	13	12	12	12	12	
	20%	4	15	7	6	5	5	5	4	4	4	
	10%	5	82	47	40	37	35	34	33	33	32	
	15%	5	19	11	9	9	8	8	8	8	8	
	20%	5	7	4	3	3	3	3	3	3	3	
	CAP $CV = 23,3\%$ $b_{CAP} = 0,772$	10%	3	426	165	127	112	104	99	96	94	92
15%		3	150	58	45	39	37	35	34	33	33	
20%		3	71	28	21	19	18	17	16	16	16	
10%		4	153	87	74	69	66	64	62	61	61	
15%		4	54	31	26	24	23	23	22	22	22	
20%		4	26	15	13	12	11	11	11	11	10	
10%		5	86	58	52	49	47	46	45	45	44	
15%		5	30	21	18	17	17	16	16	16	16	
20%		5	15	10	9	9	8	8	8	8	8	
$CV = 30\%$ $\bar{x} = 0,676$		10%	3	2045	691	509	442	407	386	371	361	353
	15%	3	616	209	154	133	123	116	112	109	107	
	20%	3	263	89	66	57	53	50	48	47	46	
	10%	4	630	333	276	252	239	231	226	222	218	
	15%	4	190	101	83	76	72	70	68	67	66	
	20%	4	81	43	36	33	31	30	29	29	29	
	10%	5	325	208	181	170	163	159	157	154	153	
	15%	5	98	63	55	52	50	48	47	47	46	
	20%	5	42	27	24	22	21	21	21	20	20	

Tabela 12, conclusão

	10%	4	1477	779	645	590	560	541	528	518	511
	15%	4	445	235	195	178	169	163	159	156	154
	20%	4	190	101	83	76	72	70	68	67	66
$CV = 40\%$ $b = 0,676$	10%	5	760	486	424	397	382	373	366	361	357
	15%	5	229	147	128	120	115	113	111	109	108
	20%	5	98	63	55	52	50	48	47	47	46
	10%	6	482	342	307	292	283	278	274	271	269
	15%	6	145	103	93	88	86	84	83	82	81
	20%	6	62	44	40	38	37	36	36	35	35
	15%	4	740	405	339	311	296	287	280	276	272
	20%	4	332	182	152	140	133	129	126	124	122
	25%	4	178	98	82	75	71	69	68	67	66
VT $CV = 54,2\%$ $b_{VT} = 0,716$	15%	5	396	259	228	214	207	202	199	196	194
	20%	5	177	116	102	96	93	91	89	88	87
	25%	5	95	63	55	52	50	49	48	47	47
	15%	6	257	186	168	160	156	153	151	149	148
	20%	6	115	84	76	72	70	69	68	67	67
	25%	6	62	45	41	39	38	37	37	36	36

Em que: X_c = tamanho conveniente (UB); DMS = diferença mínima significativa a ser detectada entre médias de tratamentos (%); Obs.: parcelas marcadas são praticáveis.

Considerando a variável HT , que também apresenta baixa variabilidade, é possível detectar pequenas diferenças de 10% (d) entre tratamentos utilizando quatro blocos com cinco a dez tratamentos resultando em parcelas a 60 a 50 plantas, ou ainda utilizando cinco blocos com três a dez tratamentos resultando em parcelas de 47 a 32 plantas. Com uma precisão menor com d de 15% é possível utilizar até três blocos desde que se utilizem três ou mais tratamentos ou utilizar quatro ou cinco blocos independente do número de tratamentos resultando em parcelas de 47 a 8 plantas. Portanto, não é necessário reduzir a precisão para uma d maior ou igual 20% já que é possível obter parcelas viáveis com maior precisão. Em experimentos florestais não é comum a análise somente da variável HT , certamente o CAP será analisado conjuntamente

e não necessariamente o VT , sendo que os tamanhos convenientes para essas duas serão seguramente suficientes para análises de HT .

No caso da variável CAP também é possível a conciliação entre precisão e tamanho da parcela. É possível detectar pequenas diferenças de 10% (d) entre tratamentos utilizando quatro blocos com oito a dez tratamentos resultando em parcelas a 62 a 61 plantas, ou ainda utilizando cinco blocos com três a dez tratamentos resultando em parcelas de 58 a 44 plantas. Com uma precisão menos rigorosa com d de 15% é possível utilizar até três blocos desde que se utilizem três ou mais tratamentos ou utilizar quatro ou cinco blocos independente do número de tratamentos, resultando em parcelas de 58 a 16 plantas. Assim não é sensato sacrificar a precisão para uma d maior ou igual 20% já que é possível obter parcelas praticáveis com maior precisão (d igual a 10 ou 15%).

No caso da variável VT , em consequência da sua alta variabilidade, poucas situações descritas na Tabela 12 denotam tamanhos de parcelas praticáveis. Utilizando cinco blocos com quatro a dez tratamentos ou seis blocos independente do número de tratamentos, seria possível ter parcelas de 62 a 36 plantas. No entanto, com precisão mais baixa, sendo possível detectar apenas diferenças entre médias de tratamentos se elas divergissem em 25% (d). Diferenças de 20% seriam possíveis de serem detectadas para parcelas com um número mais excessivo de plantas com pelo menos 67, porém possivelmente seria limitado em termos de área experimental e custos. No caso de diferenças menores que 15% (d), todos os tamanhos de parcelas apresentados são praticamente inconcebíveis. Supondo uma situação em que VT apresentasse um CV de 40%, e não 54%, ainda assim o tamanho das parcelas viáveis (≤ 60 UB) se mantiveram praticamente iguais, com reduções de no máximo 1 UB.

Para análise adequada de experimentos de candeia em termos de volume total (VT), serão necessárias áreas experimentais muito grandes ou haverá perda de precisão. Portanto, uma estratégia razoável para análise de experimentos com

candeia é utilizar a variável circunferência, diâmetro ou qualquer outra derivada das mesmas, para interpretação das respostas dos tratamentos, desde que não contrarie os objetivos do experimento. Uma vez que é possível obter alta precisão com tamanhos de parcelas praticáveis e ainda os tamanhos adotados contemplarão respostas em altura (*HT*) ou qualquer variável com variabilidade menor.

4.7 Método de simulação por reamostragem

Todos os resultados e considerações sobre o desempenho do método proposto de simulação por reamostragem, quanto estimativa do tamanho das parcelas experimentais, foram apresentados a seguir.

4.7.1 Reamostragem com e sem reposição

Como se trata de um método baseado em simulação por reamostragem da própria base de dados, um importante aspecto que teve que ser definido foi o uso de amostras com ou sem reposição. No Gráfico 19 foi apresentada a tendência das observações do coeficiente de variação (CV_x) em função do aumento da parcela, considerando 300 iterações para cada tamanho X simulado de 1 a 369 UB, sendo que 369 UB se referem as plantas vivas do experimento.

Pode-se notar que a simulação sem reposição resultou em CV_x mais elevados para pequenas parcelas entorno de 1 UB quando comparadas a com reposição, para três variáveis dendrométricas. A partir dessas menores parcelas, as linhas são praticamente coincidentes até entorno de 100 UB, exceto para *VT*, que ao contrário do que se espera, apresentou CV_x superiores desde 10 UB com a simulação com reposição.

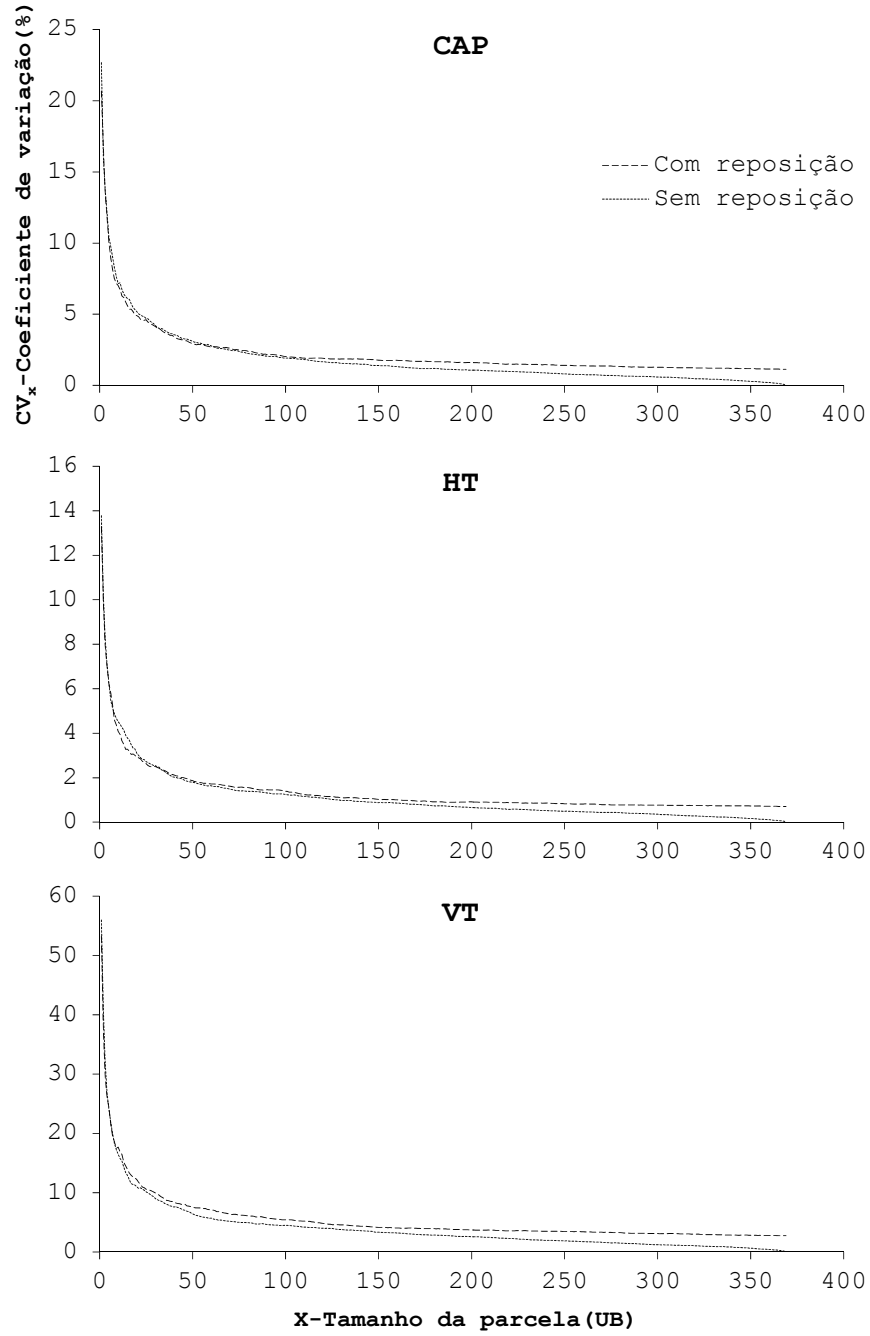


Gráfico 19 Tendência do coeficiente de variação (CV_x) com o aumento do tamanho X da parcela para simulações com e sem reposição

A simulação sem reposição tem uma clara desvantagem a partir desses pontos, trata-se da tendência de redução da variância até o valor nulo para a maior parcela, uma vez que as 300 parcelas simuladas (iterações) de 369 UB são exatamente as mesmas observações, já que não se pode repô-las, sendo a variância entre parcelas idênticas igual a zero. Essa desvantagem implica na impossibilidade de simulação de parcelas maiores do que o número de unidades básicas do experimento, nesse estudo isso é irrelevante uma vez que se tem um ensaio em branco consideravelmente grande, mas para aplicação em outros estudos limitados em termos de plantas é uma característica que deve ser considerada. Principalmente, porque a tendência real da variabilidade com o aumento da parcela é assintótica, justamente a que foi apresentada pela simulação com reposição.

Para uma comparação mais precisa entre a simulação com e sem reposição foi ajustado o modelo $CV_x = a/X^b$ (LESSMAN; ATKINS, 1963) para cada uma das situações até parcelas compostas de 200 UB com 300 iterações cada. Na Tabela 13 foram apresentadas as estimativas dos parâmetros e as estatísticas de ajuste.

Tabela 13 Parâmetros ajustados e estatísticas de ajustes para as simulações baseadas em reamostragem com e sem reposição

Tipo de simulação	Variável	Parâmetros		S_{yx} (%)	AIC
		a	b		
Sem reposição	<i>HT</i>	14,553	0,534	8,0	-226,4
	<i>CAP</i>	24,035	0,534	9,8	52,4
	<i>VT</i>	58,049	0,558	5,0	107,3
Com reposição	<i>HT</i>	13,633	0,508	4,4	-454,8
	<i>CAP</i>	22,063	0,503	6,0	-125,8
	<i>VT</i>	53,070	0,498	2,8	-79,2

Em que: a e b = parâmetros ajustados dos modelos; S_{yx} = erro padrão da estimativa; AIC = Critério de Informação de Akaike.

Ficou evidente que a dispersão gerada pela simulação com reposição foi mais condizente com o modelo ajustado. Os S_{yx} foram apenas de 4,4; 6,0 e 2,8% contra 8,0; 9,8 e 5,0% da simulação sem reposição para *HT*, *CAP* e *VT*, respectivamente, uma diferença entorno de 42%. Da mesma maneira que os *AIC* da simulação com reposição foram de -454,8; -125,8 e -79,2 em contra partida a sem reposição com -226,4; 52,4 e 107,3 para *HT*, *CAP* e *VT*, respectivamente.

No Gráfico 20 foi apresentada a distribuição de resíduos para ambas as situações, de modo que foi possível ressaltar definitivamente o melhor desempenho da simulação com reposição.

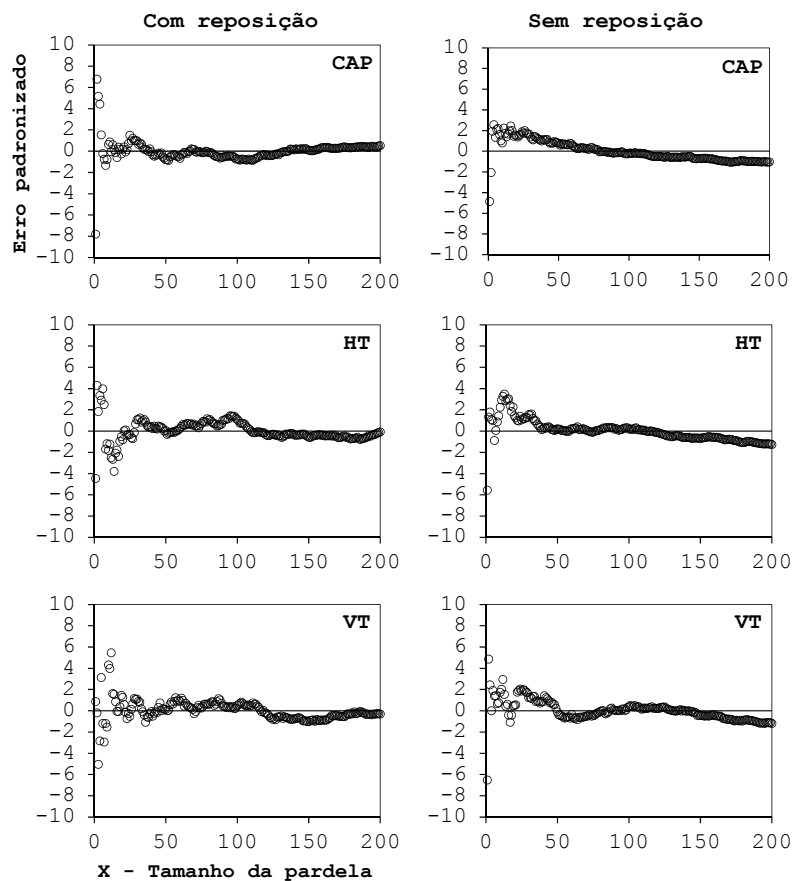


Gráfico 20 Gráficos de resíduos a partir de simulações com e sem reposição

Os resíduos apesar de dispersos nos menores tamanhos de parcelas tendem a se concentrarem entorno de zero, enquanto os resíduos da simulação sem reposição demonstram clara tendenciosidade de subestimação da variabilidade para parcelas menores que 100 UB e de superestimativa para parcelas maiores. Esse melhor ajuste do modelo à tendência com reposição acontece porque as curvas médias obtidas por aleatorização com reposição têm seu caráter assintótico enfatizado (SCHILLING, 2007), como o modelo utilizado é tipicamente assintótico certamente seu ajuste será mais adequado.

Portanto, a reamostragem com reposição é sem dúvida a mais adequada para execução da simulação, uma vez que implica em erros reduzidos, não tendenciosos e permite a simulação de parcelas de infinitos tamanhos. Cymrot e Rizzo (2006) e Bicudo e Bicudo (2004), em estudos de comportamento da curva de acumulação de espécies, recomendaram que a reamostragem devesse ser realizada com reposição, sempre selecionando os valores de forma aleatória.

4.7.2 Comparação do ensaio em branco com a simulação

No Gráfico 21 foi representada a tendência do CV_x em função do aumento X da parcela obtidos pelo ensaio em branco e pela simulação considerando 300 iterações com reposição até parcelas de 200 UB. Visualiza-se uma discrepância entre as situações, sendo que a curva obtida por simulação é inferior à observada do ensaio em branco. De acordo com Bicudo e Bicudo (2004), Schilling, Batista e Talora (2004) e Schilling (2007), uma curva média gerada por aleatorização tenderá sempre a ter uma curvatura menor do que a da curva observada. Além disso, a técnica de reamostragem é em primeiro lugar uma maneira de encontrar o comportamento populacional aproximado, a partir de uma única amostra disponível (SILVA JUNIOR, 2005).

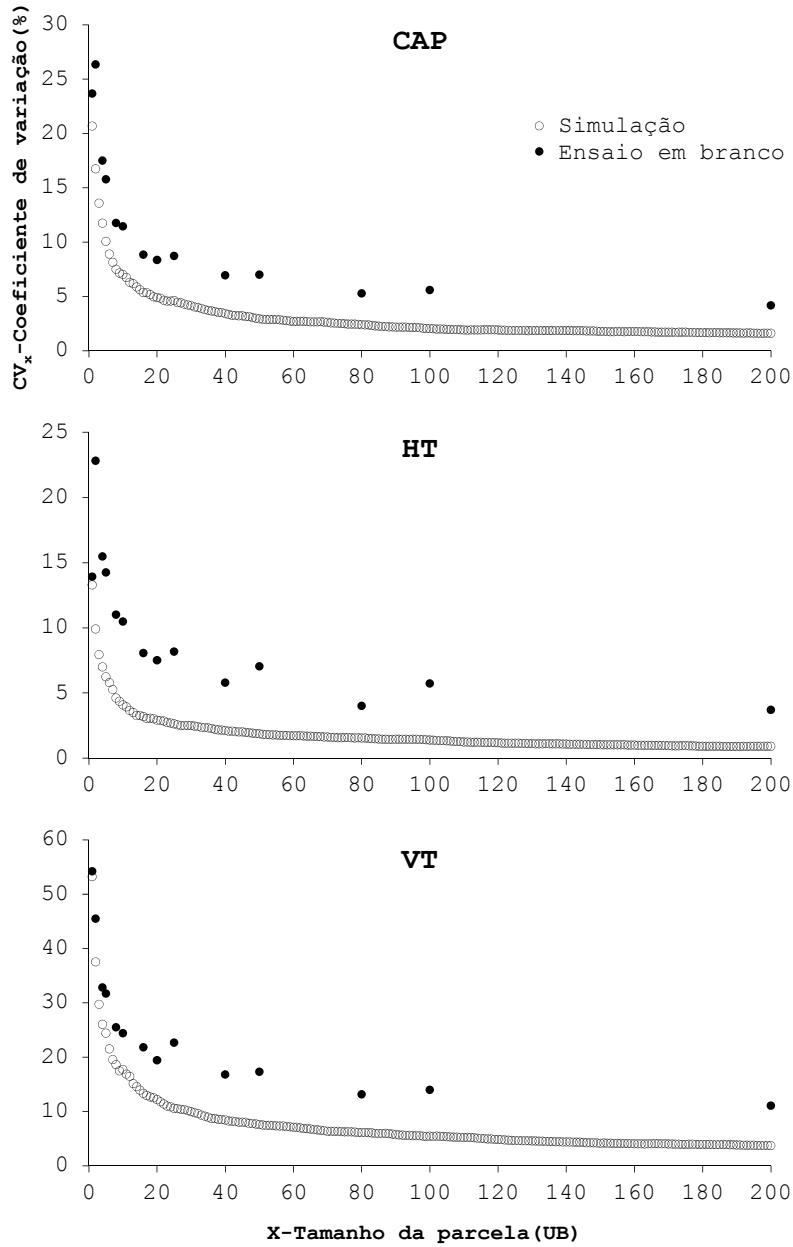


Gráfico 21 Discrepância entre da variabilidade no ensaio em branco e na simulação com reposição

Desse modo a curva simulada deve representar a média populacional, ou seja, representar o comportamento médio da variabilidade (CV_x) com o aumento da parcela (X) se fossem realizados, nesse caso, 300 ensaios em brancos. Assim, o ensaio em branco representa apenas uma situação enquanto a simulação representa a média de 300 situações.

Pode-se dizer que, quanto maior a discrepância entre a curva usual do ensaio em branco e a curva média da simulação, maior a evidência de que o ensaio em branco não é representativo da população e provavelmente descaracterizará o tamanho ótimo da parcela experimental que represente o todo.

Na realidade o próprio ensaio em branco se trata de uma “simulação”, em que plantas adjacentes são combinadas para formar os diferentes tamanhos de parcelas experimentais, porém a combinação de plantas não são aleatórias e são limitadas à dimensão do ensaio. Na Tabela 14 foi apresentada uma comparação do número de iterações que são possíveis no ensaio em branco e na simulação com reamostragem.

Observa-se que o número de parcelas que podem ser simuladas no ensaio em branco só apresentou um número elevado de repetições para aquelas menores que 10 UB com no mínimo 160 iterações, e no máximo 400 iterações para parcelas de tamanho 1 e 2 UB. Para parcelas iguais ou maiores que 16 UB foram possíveis no máximo 80 iterações e apenas 4 iterações para parcelas de tamanho 200 UB. Além disso, no ensaio em branco só foi possível a conformação de 14 diferentes tamanhos de parcelas, ao contrário da simulação com reamostragem, que permite um número infinito de iterações e de diferentes tamanhos de parcelas, sendo limitado apenas pelo desempenho do computador utilizado. Nesse caso, foram empregadas 300 iterações para cada tamanho X de parcela, um total de 60000 iterações e de 6.030.000 observações (UB) reamostradas, contra apenas 1619 iterações do ensaio em branco. Trata-se de um

indicativo do potencial da simulação em representar de forma mais adequada a verdadeira tendência média da variabilidade da população de candeia.

Tabela 14 Comparação do número de interações entre o ensaio em branco e a simulação baseada em reamostragem

X	Ensaio em branco			Simulação*
	N_f	N_x	I	I
1	1	400	400	300
2	2	200	400	300
4	2	100	200	300
5	2	80	160	300
8	2	50	100	300
10	4	40	160	300
16	1	25	25	300
20	4	20	80	300
25	1	16	16	300
40	4	10	40	300
50	2	8	16	300
80	2	5	10	300
100	2	4	8	300
200	2	2	4	300
		Σ	1619	60000**

Em que: X = tamanho da parcela em UB; N_f = número de formas possíveis; N_x = número de parcelas de tamanho X cabíveis na área do ensaio; I = número total de iterações para cada tamanho X de parcela; * = nesse estudo foram adotadas 300 iterações, mas podem ser infinitas; ** = 300 iterações \times 200 tamanhos.

Outra vantagem que a simulação com reamostragem pode apresentar é não necessitar do ensaio em branco, caso o pesquisador possua dados de vários experimentos contendo um número significativo de plantas testemunhas, as quais se esperam que não tenham recebido nenhum tratamento. Nesse sentido essas plantas obedecem ao princípio do ensaio em branco, porém não são contíguas e não permitem a conformação de parcelas de diferentes tamanhos pela técnica usual. Já com a técnica de simulação é possível utilizar todos esses dados juntos e obter parcelas de qualquer tamanho independente da posição ou

distribuição das plantas, uma vez que o procedimento é realizado por amostragem aleatória.

4.7.3 Estimativa do tamanho da parcela experimental

A partir das considerações anteriores podem-se estimar os tamanhos das parcelas experimentais, sendo que para tal, foi empregado o método da curvatura empírica (MCE) considerando um ângulo ótimo de $175,5^\circ$, o qual apresentou o melhor desempenho nas análises dos resultados anteriores. Na Tabela 15 foram apresentados os parâmetros ajustados e a estimativa do tamanho da parcela experimental para candeia.

Tabela 15 Tamanhos estimados das parcelas experimentais para candeia utilizando o método da curvatura empírica (MCE) com base em simulação por amostragem com reposição

Variável	Parâmetros		X_0 – MCE
	a	b	
<i>HT</i>	13,633	0,508	20
<i>CAP</i>	22,063	0,503	27
<i>VT</i>	53,07	0,498	49

Em que: a e b = parâmetros ajustados dos modelos; X_0 = tamanho estimado da parcela, sendo que os valores foram arredondados para o inteiro superior mais próximo.

De acordo com o método da curvatura empírica os tamanhos estimados foram de 20, 27 e 49 UB para *HT*, *CAP* e *VT*, respectivamente. Esses tamanhos de parcelas devem representar o tamanho médio da parcela experimental mais provável caso fosse possível realizar centenas de ensaios em branco em diferentes locais de instalação de experimentos com a espécie em estudo. Percebe-se que os valores são menores, assim como esperado, sendo que os valores obtidos, anteriormente, pela metodologia convencional (ensaio em

branco) foram de 31, 36 e 60 UB. Uma diferença de 9 a 11 UB dependendo da variável dendrométrica.

Certamente que, caso fosse instalado um experimento com a espécie no mesmo local que foi executado esse ensaio em branco, o ideal seria utilizar parcelas de 31, 36 ou 60 plantas. Porém, a instalação de um experimento pode ser feita em qualquer localidade independente do ensaio em branco, nesse caso, não há como conhecer de antemão a variabilidade e, portanto há possibilidade do ensaio em branco não ter sido representativo. Nessas condições a adoção de parcelas de 20, 27 ou 49 plantas deve representar uma opção mais sensata, uma vez que são valores obtidos da variabilidade média de 300 situações simuladas. A opção por parcelas maiores é cabível, porém a possibilidade de se utilizar um número desnecessário de plantas é maior.

Portanto, se a instalação do experimento for diferente do local do ensaio em branco, o tamanho médio mais indicado da parcela experimental para candeia de modo a permitir análise das principais características dendrométricas, altura (*HT*), circunferência (*CAP*) e volume (*VT*) e outras derivadas dessas, deve ser de 50 plantas úteis, ou de 28 plantas para análise apenas da *HT* e da *CAP*.

4.7.4 Número adequado de iterações

Para que a aplicação da técnica de reamostragem resulte em valores confiáveis devem ser feitas, a partir da amostra mestre, centenas ou até milhares de reamostras do mesmo tamanho n . Segundo Montgomery e Runger (2001) e Rizzo e Cymrot (2006), o número de reamostragens pode ser estipulado verificando a variação do desvio padrão para a estimativa do parâmetro em questão calculado para as reamostras à medida que estas são realizadas, no momento em que esse valor se estabilizar o tamanho da reamostra estará adequado. No entanto, nesse estudo o parâmetro em questão, ou seja, a variável

de interesse é justamente o desvio padrão, no caso em forma de coeficiente de variação e, portanto não tem sentido verificar a estabilidade da variável com a própria variável. Logo, foi confeccionada uma curva de estabilidade do tamanho ótimo estimado da parcela (X_0), sendo, no Gráfico 22, apresentado sua relação com o número de iterações (I).

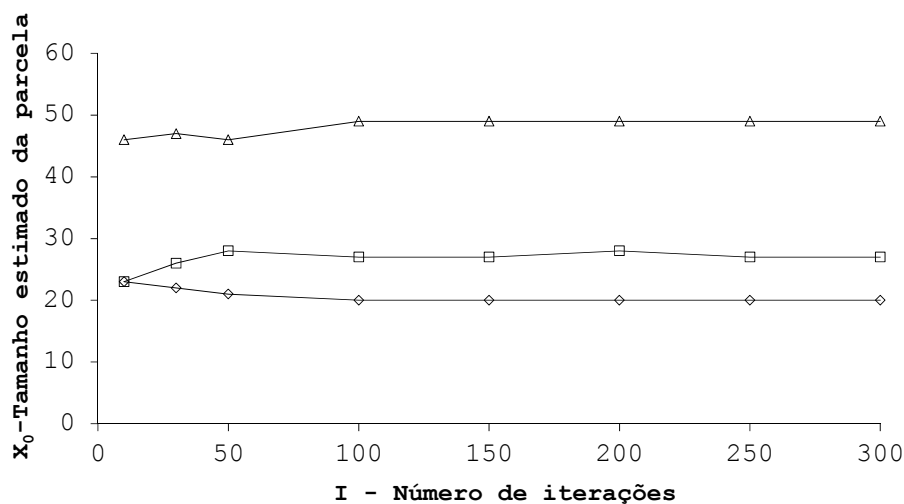


Gráfico 22 Estabilidade do tamanho estimado da parcela experimental pelo método da curvatura empírica (MCE)

Foi possível verificar que a partir de 100 iterações para cada tamanho de parcela, utilizando o método MCE, atinge-se uma estabilidade na estimativa do tamanho da parcela experimental para as três variáveis dendrométricas. Assim, como verificado anteriormente, o método da curvatura empírica (MCE) apresenta uma boa estabilidade quando a variação dos parâmetros ajustados do modelo e por isso foi necessário um número reduzido de iterações. Alguns autores discutem os números de replicações necessárias para uma boa estimativa do parâmetro de interesse em diversos estudos. Segundo Cunha e Colosimo (2003), para obter uma boa estimativa através de reamostragem, são necessárias entre 25 e 200 replicações.

5 CONCLUSÕES

O modelo de Lessman e Atkins (1963) ajustado sem linearização e não ponderado pelos graus de liberdade é o que melhor estabelece a relação entre o coeficiente de variação e o tamanho das parcelas.

Todos os métodos de máxima curvatura e o modelo linear segmentado com platô apresentaram-se inconsistentes ou resultavam em parcelas de tamanho reduzido, incompatíveis com a variabilidade das características dendrométricas. As melhores estimativas do tamanho das parcelas experimentais foram obtidas pelo Método da Curvatura Empírica para um ângulo ótimo de $175,5^\circ$.

O método proposto de simulação por reamostragem apresentou bom desempenho e tem potencial para representar a verdadeira tendência média de variabilidade da população da espécie em estudo.

O tamanho médio mais indicado da parcela experimental para candeia de modo a permitir análise das principais características dendrométricas deve ser de 50 plantas úteis.

A forma da parcela deve ser a mais retangular possível e perpendicular a possíveis fatores do terreno que causem heterogeneidade.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Deve-se considerar que o embasamento teórico desenvolvido no trabalho leva em consideração apenas a fundamentação da estatística clássica. Sendo que alguns pressupostos estabelecidos pela mesma nem sempre são atendidos, principalmente no que se refere à dependência espacial das unidades envolvidas no trabalho.

Experimentos com espécies vegetais, executados em campo, envolvem a correlação entre as unidades experimentais, que em consequência afetam a devida detecção dos efeitos dos tratamentos ou, no caso desse trabalho, as estimativas do tamanho das parcelas experimentais. Mesmo a aplicação de técnicas de aleatorização por reamostragem, apesar de reduzir, não garante eliminação da dependência espacial existente.

Idealmente a aplicação de técnicas mais robustas de estatística espacial, mais especificamente de geoestatística, deve garantir o cumprimento dos pressupostos e o embasamento adequado para fundamentação dos experimentos. Nesse ponto de vista, trabalhar com tamanho e forma das parcelas, talvez não seja o ponto, uma vez que a geoestatística tem o foco na unidade experimental e não na parcela.

Apesar de certa resistência envolvida no uso da estatística espacial, nessa área, espera-se que em longo prazo todas as análises cabíveis sejam executadas do seu ponto de vista. Assim trabalhos futuros envolvendo tamanhos e formas de parcelas experimentais devem, necessariamente, buscar respostas baseadas em geoestatística como forma de garantir resultados ainda melhores e conclusões mais bem fundamentadas a respeito da experimentação com uma determinada espécie.

REFERÊNCIAS

ALTOÉ, T. F. **Avaliação da interferência de adubos comerciais e omissão de nutrientes no desenvolvimento da candeia (*Eremanthus erythropappus*) sob regime de poda e não poda.** 2009. 44 f. Monografia (Graduação em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2009.

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.

BAKKE, O. A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais.** 1988. 142 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1988.

BARROS, I.; TAVARES, M. Estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais através de cálculos algébricos. **Bragantia**, Campinas, v. 54, n. 1, p. 209-215, 1995.

CHAVES, L. J. **Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.).** 1985. 148 f. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1985.

COCCO, C. et al. Tamanho e forma de parcela em experimentos com morangueiro cultivado em solo ou em hidroponia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 44, n. 7, p. 681-686, jul. 2009.

COCHRAN, E.; COX, G. M. **Experimental designs.** 2. ed. New York: J. Wiley, 1957. 611 p.

COLWELL, R. W. **EstimateS:** Statistical estimation of species richness and shared species from samples. Disponível em: <<http://purl.oclc.org/estimates>>. Acesso em: 11 jan. 2009.

COSTA JUNIOR, R. F. et al. Estrutura fitossociológica do componente arbóreo de um fragmento de floresta ombrófila densa na mata sul de Pernambuco, nordeste do Brasil. **Ciências Florestais**, Santa Maria, v. 18, n. 2, p. 173-183, 2008.

CUNHA, W. J. da; COLOSIMO, E. A. Intervalos de confiança bootstrap para modelos de regressão com erros de medida. **Revista Brasileira de Matemática e Estatística**, São Paulo, v. 21, n. 2, p. 25-41, 2003.

CYMROT, R.; RIZZO, A. L. T. Aplicação da técnica de reamostragem bootstrap na estimação da probabilidade dos alunos serem usuários de transporte público. In: ENVIRONMENTAL AND HEALTH WORLD CONGRESS, 6., 2006, Santos. **Anais...** Santos: EDUL, 2006. p. 292-296.

DONATO, S. L. R. **Estimativas do tamanho e forma de parcelas experimentais para avaliação de escritores fenotípicos em bananeira (*Musa spp.*)**. 2007. 188 f. Tese (Doutorado em Fitotecnia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2007.

FEIJÓ, S. et al. Heterogeneidade do solo e de tamanho de amostra antes e após cultivos com abobrinha italiana em estufa plástica. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 36, n. 6, p. 1744-1748, 2006.

FERREIRA, D. F. **Uso de recursos computacionais**. Disponível em: <<http://www.dex.ufla.br/~danielff/RC0.pdf>>. Acesso em: 5 set. 2005.

FERREIRA, P. V. **Estatística experimental aplicada à agronomia**. 3. ed. Maceió: EDUFAL, 2000. 419 p.

FREITAS, E. M. **Modelagem e crescimento de candeia (*Eremanthus erythropappus*) em diferentes espaçamentos de plantio**. 2009. 37 f. Monografia (Graduação em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2009.

GAMA, J. R. V. et al. Tamanho de parcela e suficiência amostral para estudo da regeneração natural em floresta de várzea na Amazônia. **Cerne**, Lavras, v. 7, n. 2, p. 1-11, 2001.

GOMES, F. P. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 19, n. 12, p. 1507-1512, dez. 1984.

GOMES, F. P. O índice de variação, um substituto vantajoso do coeficiente de variação. **Circular Técnica IPEF**, Piracicaba, v. 178, p. 1-5, maio 1991.

GOMES, F. P.; COUTO, H. Z. T. do. O tamanho ótimo de parcela experimental para ensaios com eucaliptos. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 31, p. 75-77, dez. 1985.

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

GOMIDE, L. R. et al. Uma nova abordagem para definição da suficiência amostral em fragmentos florestais nativos. **Cerne**, Lavras, v. 11, n. 4, p. 376-388, 2005.

HATHEWAY, W. H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v. 53, n. 4, p. 279-280, 1961.

HATHEWAY, W. H.; WILLIAMS, E. J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, Washington, v. 14, p. 207-22, 1958.

HILLEL, D. **Environmental soil physics**. San Diego: Academic, 1998. p. 767.

IGUE, T. et al. Tamanho e forma de parcela experimental para cana-de-açúcar. **Bragantia**, Campinas, v. 50, n. 1, p. 163-180, 1991.

KELLER, K. R. Uniformity trial on hops, *Humulus lupulus* L., for increasing the precision of field experiments. **Agronomy Journal**, Madison, v. 41, n. 8, p. 389-392, 1949.

LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency flattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v. 3, n. 5, p. 477-481, 1963.

LIMA, J. F. et al. Tamanho ótimo de parcela para experimentos com plantas de mamoeiro em casa de vegetação. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 31, n. 5, p. 1411-1415, 2007.

LIN, C. S.; BINNS, M. R. Relative efficiency of two randomized block designs having different plot sizes and numbers of replications and of plots per block. **Agronomy Journal**, Madison, v. 78, n. 3, p. 531-534, 1986.

LOPES, S. J. et al. Tamanho de parcela para produtividade de grãos de sorgo granífero em diferentes densidades de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n. 6, p. 525-530, jun. 2005.

LORENTZ, L. H. et al. Tamanho de parcela e precisão experimental em ensaios com trigo em plantio direto. **Científica**, Jaboticabal, v. 35, n. 2, p. 129-135, 2007.

LÚCIO, A. D. et al. Estimativa de parâmetros para o planejamento de experimentos com a cultura do pimentão em área restrita. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 22, n. 4, p. 766-770, 2004.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, Madison, v. 11, n. 5, p. 648-650, 1971.

MELLO, J. M. et al. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Floresta**, Curitiba, v. 39, n. 1, p. 157-166, 2009.

MONTGOMERY, D. C.; RUNGER G. C. **Estatística aplicada e probabilidade para engenheiros**. 2. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003. 476 p.

MUNIZ, J. A. et al. Determinação do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Mill., II parcelas quadradas. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 23, n. 2, p. 446-453, 1999.

MUNIZ, J. A. et al. Estudo do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* hill, usando parcelas lineares. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 33, n. 4, p. 1002-1010, 2009.

NETO D. H. 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.

OLIVEIRA, A. D. et al. Market chain analysis of candeia timber (*Eremanthus erythropappus*). **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 3, p. 257-264, 2009.

PARANAIBA, P. F. **Proposição e avaliação de métodos para estimar o tamanho de parcelas experimentais**. 2007. 63 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2007.

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.

PÉREZ, J. F. M. et al. Sistema de manejo para a candeia - *Eremanthus erythropappus* (dc.) macleish - a opção do sistema de corte seletivo. **Cerne**, Lavras, v. 10, n. 2, p. 257-273, 2004.

PILLAR, V. D. Suficiência amostral. In: BICUDO, C. E. M.; BICUDO, D. C. **Amostragem em limnologia**. São Carlos: Rima, 2004. p. 25-43.

REIS, H. et al. Análise da composição florística, diversidade e similaridade de fragmentos de mata atlântica em Minas Gerais. **Cerne**, Lavras, v. 13, n. 3, p. 280-290, 2007.

RIZZO, A. L. T.; CYMROT, R. Utilização da técnica de reamostragem bootstrap em aplicação na engenharia de produção. In: ENCONTRO LATINO AMERICANO DE PÓS-GRADUAÇÃO - UNIVERSIDADE DO VALE DO PARAÍBA, 6., 2006, São José dos Campos. **Anais...** São José dos Campos: JAC, 2006. p. 488-491.

SCHILLING, A. C. **Amostragem da diversidade de espécies arbóreas em florestas tropicais**: padrões e limitações de algumas medidas. 2007. 83 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) - Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.

SCHILLING, A. C.; BATISTA, J. L. F. Curva de acumulação de espécies e suficiência amostral em florestas tropicais. **Revista Brasileira Botânica**, São Paulo, v. 31, n. 1, p. 179-187, 2008.

SCHILLING, A. C.; BATISTA, J. L.; TALORA, D. C. Algumas implicações do uso de bootstrap na construção de intervalos de confiança empíricos para a curva espécie área. In: REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 49., 2004, Uberlândia. **Anais...** Uberlândia: UFU, 2004. p. 460-464.

SCOLFORO, J. R. S. et al. **O manejo de plantações de candeia**. Lavras: UFLA, 2008. 27 p.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de; ACERBI JUNIOR, F. W. **Inventário florestal de Minas Gerais**: equações de volume, peso de matéria seca e carbono para diferentes fisionomias da flora nativa. Lavras: UFLA, 2008. 216 p.

SILVA JUNIOR, W. V. **Probabilidade de cobertura dos intervalos de confiança assintótico, p-bootstrap e t-bootstrap, para alguns parâmetros da distribuição weibull.** 2005. 94 f. Monografia (Graduação em Estatística) - Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2005.

SILVA, C. P. de C. **Crescimento e produção da candeia em plantio sujeito a diferentes espaçamentos e podas.** 2009. 136 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2009.

SILVA, R. L. et al. Determinação do tamanho ótimo da parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 27, n. 5, p. 669-676, 2003.

SILVA, W. C. et al. Estudo da regeneração natural de espécies arbóreas em fragmento de Floresta Ombrófila Densa, Mata das Galinhas, no município de Catende, Zona da Mata Sul de Pernambuco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 17, n. 4, p. 321-331, 2007.

SIMPLÍCIO, E. et al. Determinação do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden, I parcelas retangulares. **Cerne**, Lavras, v. 2, n. 1, p. 53-65, 1996.

SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, p. 1-23, 1938.

STORCK, L. et al. 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.

STORCK, L.; BISOGNIN, D. A.; OLIVEIRA, S. J. R. Tamanhos dos ensaios e as estimativas do tamanho ótimo da parcela. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 11., 2005, Londrina. **Anais...** Londrina: Moriá, 2005. p. 132-132.

THOMAS, H. L. Relationship between plot size and plot variance. **Agricultural Research Journal of Kerala**, Vellayani, v. 12, n. 2, p. 178-189, 1974.

VIANA, A. E. S. **Estimativas do tamanho de parcela e característica do material de plantio em experimentos com *Manihot esculenta* Crantz**. 1999. 132 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 1999.

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, mar. 2002.

VIANA, A. E. S. et al. Estudos sobre tamanho de parcela em experimentos com mandioca (*Manihot esculenta* Crantz). **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 25, n. 2, p. 281-289, 2003.

VIEIRA, J. V.; SILVA, G. O. Tamanho mínimo de parcela para avaliação de caracteres de raiz em cenoura. **Bragantia**, Campinas, v. 67, n. 4, p. 1047-1052, 2008.

WOLFINGER, R. Covariance structure selection in general mixed models. **Communications in Statistics Simulation**, Ontario, v. 22, n. 4, p. 1079-1106, 1993.

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