

**ESTIMAÇÃO DO TAMANHO DE PARCELAS PARA
EXPERIMENTOS DE CONSERVAÇÃO *IN VITRO* DE
MARACUJAZEIRO**

ANA PATRICIA BASTOS PEIXOTO

2009

ANA PATRICIA BASTOS PEIXOTO

**ESTIMAÇÃO DO TAMANHO DE PARCELAS PARA EXPERIMENTOS
DE CONSERVAÇÃO *IN VITRO* DE MARACUJAZEIRO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, para obtenção do título de "Mestre".

Orientador
Prof. Dr. Augusto Ramalho de Moraes

LAVRAS
MINAS GERAIS -BRASIL
2009

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

Peixoto, Ana Patricia Bastos.

Estimação do tamanho de parcelas para experimentos de
conservação *in vitro* de maracujazeiro / Ana Patricia Bastos Peixoto. –
Lavras : UFLA, 2009.

67 p. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2008.

Orientador: Augusto Ramalho de Moraes.

Bibliografia.

1. *Passiflora Giberti* N. E. Brown. 2. Precisão experimental. 3.
Regressão linear de platô. 4. Coeficiente de variação. 5. Ensaio de
uniformidade. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 634.425

ANA PATRICIA BASTOS PEIXOTO

**ESTIMAÇÃO DO TAMANHO DE PARCELAS PARA EXPERIMENTOS
DE CONSERVAÇÃO *IN VITRO* DE MARACUJAZEIRO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, para obtenção do título de "Mestre".

APROVADA em 04 de fevereiro de 2009.

Pesquisadora Dr^a. Aparecida Gomes de Araujo UFLA

Prof. Dr. Eric Batista Ferreira UNIFAL

Prof^a. Dr^a. Glauca Amorim Faria UFRB

Prof. Dr. Augusto Ramalho de Moraes
UFLA
(Orientador)

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL

À memória de:

meu pai, Evádio Neiva Peixoto.

OFEREÇO

A DEUS autor da minha vida,

*À minha mãe, Carmen Lúcia pelo amor, cuidado
apoio, confiança, paciência e a Renato, meu padraastro.*

A meus irmãos, Adriana e Cristiano.

Aos meus sobrinhos, Mateus, Thalita, Gabriel e André.

Aos meus tios, Luiz Carlos, Luciene, Francisca, Maria da Glória e Peixoto.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Deus, força minha, pelas vitórias a mim concedida.

Ao professor Augusto Ramalho de Moraes, pelo apoio, estímulo, confiança e dedicação durante todo o desenvolvimento da orientação.

À amiga Gláucia Amorim Faria pelo apoio, companheirismo, dedicação e fundamental colaboração para desenvolvimento desse trabalho.

Aos professores Aureo de Oliveira e Silvana Cardoso, pelo apoio e orientação no curso de graduação.

Aos professores do Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas da UFRB Celso e Albany. A todos os meus amigos da graduação, especialmente Martinha, Fabíola e Mário César.

À minha grande amiga Silvânia, pelo apoio, incentivo, torcida e, principalmente, pela nossa bela e sincera amizade.

A todos os meus amigos e irmãos da Igreja Batista Independente em Cruz das Almas-Ba.

À Universidade Federal de Lavras e ao Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, bem como a todos os funcionários do DEX-UFLA.

À CAPES pela bolsa de estudos essencial para a realização deste trabalho.

A todos os professores da Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária da UFLA, especialmente ao Lucas Monteiro, Júlio Bueno e Devanil.

À Josi, uma pessoa especial que desempenha seu papel com muito amor e carinho pelos estudantes e às meninas Joyce, Edila e Selminha.

A todos os colegas da pós-graduação do DEX da UFLA. Especialmente, ao Tiago e Jair.

Ao quarteto fantástico e companheiros Altemir (Bibizinho), Edcarlos (Querido), Ricardo (Ricardão) e Paulo (Seco).

Às minhas grandes e queridas amigas Ana Paula e Tania, pela fiel amizade em todas as horas.

Ao meu amigão Augustão pela paciência, por tornar nossos dias mais divertidos e pela cumplicidade em todos os momentos.

Ao querido Edcarlos, pelo apoio, amizade, carinho e por ter dado uma importante colaboração para o desenvolvimento deste trabalho.

Aos meus parceiros de muito estudo e, principalmente, pela dedicação a mim concedida Altemir e Ricardo.

Às companheiras Tania, Elma e Layne, pelo carinho, paciência e muitas alegrias durante nosso convívio.

Aos amigos: Waldete, Vitória, Cleíton, Euzi, Léo.

Aos meus companheiros de estudo e muitas risadas Augusto, Ana Paula, Tania, Ricardo, Edcarlos, Paulo, Altemir, Denise, Sthefania e Richardson, pela grande amizade, companheirismo, troca de conhecimentos, e momentos de alegria.

Ao amigo Eustáquio, à minha querida amiga Francisca e a Dalvinha, pelo carinho e amizade.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	i
LISTA DE FIGURAS	iii
RESUMO	iv
ABSTRACT	v
1 INTRODUÇÃO	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO	3
2.1 Importância do maracujazeiro	3
2.2 Conservação <i>in vitro</i> do maracujazeiro	4
2.3 Tamanho de parcelas experimentais	5
2.4 Modelos de regressão não linear	8
2.5 Métodos para estimação do tamanho da parcela experimental	12
3 MATERIAL E MÉTODOS	20
3.1 Método da máxima curvatura	22
3.2 Método da máxima curvatura modificado	23
3.3 Modelo de regressão linear com platô	24
3.4 Modelo de regressão quadrático com platô	24
3.5 Método da comparação de variâncias	25
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	28
4.1 Tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura	28
4.2 Tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura modificado	30
4.3 Tamanho de parcela pelo modelo regressão linear com platô	33
4.4 Tamanho de parcela pelo modelo regressão quadrático com em platô	36
4.5 Tamanho de parcela pelo método da comparação das variâncias	39
5 CONCLUSÃO	42

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	43
ANEXOS	49

LISTA DE TABELAS

1	Dosagens de sacarose e sorbitol de acordo com os tratamentos, utilizadas no experimento de conservação <i>in vitro</i> de <i>Passiflora giberti</i> N.E.Brown.	21
2	Tamanho da parcela (X), forma da parcela e número de parcelas totais para os ensaios de uniformidade de plantas de <i>P. giberti</i> N. E. Brown aos 60 dias de conservação <i>in vitro</i>	22
3	Estimativas dos parâmetros da relação $CV_{(x)} = a/x^b$, usando-se o método da máxima curvatura modificado, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ($CV_{(x)}$) valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura (X_c), coeficientes de determinação (R^2) nos diferentes tratamentos (ensaios de uniformidade) de conservação <i>in vitro</i> de maracujá.	33
4	Estimativas dos parâmetros do modelo segmentado linear com resposta em platô, do platô de resposta correspondente ao ponto de máxima curvatura (P), do valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura (X_c) e do coeficiente de determinação (R^2) para os diferentes tratamentos de conservação <i>in vitro</i> de maracujá.	34
5	Estimativas dos parâmetros do modelo segmentado quadrático com resposta em platô, do platô de resposta correspondente ao ponto de máxima curvatura (P), do valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura (X_c) e do coeficiente de determinação (R^2) para os diferentes tratamentos de conservação <i>in vitro</i> de maracujá.	38

6	Amplitude da variação do coeficiente de determinação (R^2) para os métodos da máxima curvatura modificados (MC), do modelo linear segmentado com platô (LRP), do modelo quadrático segmentado com platô (LQP).	38
7	Estimativas das variâncias reduzidas para uma unidade básica do ensaio de uniformidade para a altura de brotações <i>P. giberti</i> N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo in vitro para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (X_{ub}) para os tratamentos 1 a 5.	40
8	Estimativas das variâncias reduzidas para uma unidade básica do ensaio de uniformidade para a altura de brotações <i>P. giberti</i> N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo in vitro, para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (X_{ub}) para os tratamentos 6 a 10.	40

LISTA DE FIGURAS

1	Relação entre coeficiente de variação $CV(x)$ e tamanho de parcela (X_c) para altura de brotação de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 1 e 2.	29
2	Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas para o tratamento 1 de conservação <i>in vitro</i> de maracujá.	31
3	Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas para o tratamento 2 de conservação <i>in vitro</i> de maracujá.	32
4	Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas nos tratamentos 1 e 2 de conservação <i>in vitro</i> de maracujá.	35
5	Relação entre coeficiente de variação $CV(x)$ e tamanho de parcela (X_c) para altura de brotação de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para o tratamento 1.	36
6	Relação entre coeficiente de variação $CV(x)$ e tamanho de parcela (X_c) para altura de brotação de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para o tratamento 4.	37

RESUMO

PEIXOTO, Ana Patricia Bastos. **Estimação do tamanho de parcelas para experimentos de conservação *in vitro* de maracujazeiro**. 2009. 67 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG. *

A determinação do tamanho de parcela é uma questão prática pertinente ao planejamento experimental, e sua caracterização de forma otimizada permite a obtenção de maior precisão e resultados com qualidade. Diante disso, neste trabalho o objeto foi determinar o tamanho de parcelas em experimentos *in vitro* que visam a conservação de maracujazeiro em dez ensaios de uniformidade com a espécie *Passiflora Giberti* N. E. Brown. O experimento foi constituído pelo tratamento testemunha MS padrão e o meio MS acrescido de três concentrações de sacarose combinado com três concentrações de sorbitol. Cada tratamento foi considerado um ensaio de uniformidade com 20 unidades básicas (ub). As avaliações dos experimentos foram realizadas aos 60 dias de incubação, observando-se a altura das brotações. Foram simulados diversos tamanhos parcelas, em que cada planta foi considerada primeiramente como uma unidade básica (parcela) até 10 plantas por unidade básica. Para a estimação do tamanho ótimo de parcelas empregaram-se os métodos da máxima curvatura, da máxima curvatura modificado, do modelo linear segmentado com platô, do modelo quadrático segmentado com platô e da comparação de variâncias. Os tamanhos de parcelas variaram com o método utilizado, encontrando-se valores de 3 a 6 ub para o método da máxima curvatura, de 4 a 10 ub para o método da máxima curvatura modificado, de 3 a 7 ub pelo modelo linear segmentado com platô, de 5 a 16 ub e pelo método da comparação de variâncias foram estimados parcelas com 2 ub.

* **Comitê orientador:** Augusto Ramalho de Moraes - UFLA (Orientador), Glucia Amorim Faria (Co-orientador).

ABSTRACT

Peixoto, Ana Patricia Bastos **Estimation of the size of plots for experiments of conservation *in vitro* of passion fruit plants.** 2009. 67 p. Dissertation (Master of Statistics and Agricultural Experimentation) Federal University of Lavras, Lavras, MG. *

The determination of the size of plots is a pertinent practical question to the experimental design, and its characterization in an optimized way allows the obtaining of larger precision and results with quality. This work aimed to determine the size of plots in experiments *in vitro* that seek the passion fruit plant conservation in ten uniformity assays with the species *Passiflora Giberti* N. E. Brown. The experiment was constituted for the control treatment MS pattern and the MS was added of three sucrose concentrations combined with three sorbitol concentrations. Each treatment was considered as a uniformity assay with 20 basic units (bu). The evaluations of the experiments were done in the 60th day of incubation, being observed the height of the shoots. Several sizes of plots were simulated, in that each plant was firstly considered as a basic unit (plot) until 10 plants for basic unit. For the estimate of the optimal size of plots, the following methods were used: the maximum curvature, the maximum bend modified, the segmented linear model with plateau, the segmented quadratic model with plateau and the comparison of variances methods. The sizes of the plots varied according to the used method, being possible to get values from 3 to 6 bu for the method of the maximum bend, from 4 to 10 bu for the method of the maximum bend modified, from 3 to 7 bu for the segmented linear model with plateau, from 5 to 16 bu for segmented quadratic model with plateau and for the method of the comparison of variances plots with 2 bu were estimated.

* **Guidance committee:** Augusto Ramalho de Morais - UFLA (Major Professor), Glauca Amorim Faria (Co-Adviser) .

1 INTRODUÇÃO

A conservação *in vitro* por cultura de tecidos é uma metodologia que vem sendo aperfeiçoada na manutenção dos bancos ativos de germoplasma. Nas coleções de base, os genótipos são conservados por longos períodos e, nesse processo, o material não é utilizado em pesquisas, cessão e intercâmbio.

A realização de estudos que visam a desenvolver métodos a serem aplicados para a conservação de germoplasma, consiste num caminho racional na consolidação da cultura do maracujazeiro no âmbito nacional e mundial, por permitir a preservação da variabilidade genética e possibilitar seu uso em programas de melhoramento genético e outras aplicações futuras.

Em trabalhos de conservação, geralmente utiliza o maior número de repetições possível por tratamento, em razão da grande variabilidade do material biológico a ser testado e do tempo que esse material será testado sem subcultivos (divisão e transferência de parte de uma cultura para meio fresco), acarretando maior custo do experimento, maior tempo para avaliação e gasto de material de consumo, o que pode limitar a execução de um projeto pelas instituições de pesquisa e seu financiamento pelas agências de fomento.

Estudos envolvendo a conservação *in vitro*, para determinar o número ideal de repetições e o tamanho ótimo de parcelas experimentais, fornece informações importantes para os programas de melhoramento genético e conseqüente consolidação da cultura do maracujá no Brasil.

A determinação do tamanho de parcela e do número de repetições são questões práticas pertinentes ao planejamento experimental, e sua caracterização de forma otimizada permite a obtenção de maior precisão nos resultados. O uso do tamanho e forma adequados da parcela é crucial para diferentes experimentos, pois, in-

dependentemente dos seus objetivos, o que se procura detectar é a existência de diferenças significativas entre tratamentos testados, o que depende da redução do erro experimental.

O tamanho de parcela e o número de repetições mais convenientes para determinada cultura, não podem ser generalizados, pois devem variar de acordo com espécie, cultivar, local, características avaliadas, métodos utilizados entre outros. No entanto, poderão ser estendidos para outros ambientes que não apresentem grandes diferenças quanto à natureza da variabilidade.

Nos trabalhos com cultura de tecido, não tem havido consenso com relação à utilização de um tamanho de parcela adequado e isso se repete com a cultura do maracujazeiro. Para essa cultura não foram encontradas referências específicas que tratassem desse assunto.

Diante da importância que tem a conservação *in vitro* de espécies cultivadas e da necessidade de se utilizar o tamanho adequado de parcelas, neste estudo, objetivou determinar o tamanho ótimo de parcelas para experimentos de conservação *in vitro* de maracujá *Passiflora giberti* N. E. Brown, utilizando-se o método da máxima curvatura, o método da máxima curvatura modificado, o modelo linear segmentado com platô, do modelo quadrático segmentado com platô e o método da comparação de variâncias.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Importância do maracujazeiro

O Brasil é um grande produtor do maracujá-amarelo, com crescente demanda por esta fruta, tanto para o mercado de suco processado, quanto para o da fruta in natura, essa cultura tem propiciado ao Brasil destaque no cenário mundial, destacando-se como maior produtor dessa fruta, com uma área destinada à cultura de 35.542 hectares e produtividade de 478.652 mil frutos, safra 2001 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2003).

Atualmente, o maracujá é plantado em quase todos os estados brasileiros, proporcionando economia e renda em inúmeros municípios, com forte apelo social, já que se destaca como uma cultura com uso intensivo de mão-de-obra. O Brasil é um dos principais exportadores de suco de maracujá, apesar da sua participação no mercado internacional vir diminuindo nos últimos anos. Apenas 35% da produção de maracujá amarelo é destinada à industrialização de suco concentrado, o restante é utilizado no consumo in natura (Salomão et al., 2001).

A espécie *Passiflora giberti* N.E. Brown. é nativa do Brasil, Paraguai e Argentina (Cunha & Krampe, 1999). Ela é uma planta muito vigorosa típica do Pantanal Matogrossense, onde ocorre em beira de matas e até em margem de estradas a pleno sol, porém sempre em terrenos não encharcados. Possui flores grandes e frutos comestíveis de cor semelhante a maçãs ou alaranjado.

Aproximadamente 95% dos pomares brasileiros são representados por uma única espécie *Passiflora edulis* Sims f. *flavicarpa* Degener (maracujá azedo ou amarelo) (Bruckner et al., 2002). Quando se planta uma única espécie diminui a base genética da cultura, isso resulta em grande vulnerabilidade a doenças, pragas e variações edafoclimáticas. Para se evitar a redução da erosão genética, e prop-

iciar o melhoramento, por criação de novas cultivares produtivas e resistentes e tolerantes, se faz necessário a formação de bancos de germoplasma com a maior diversidade possível de espécies. Métodos biotecnológicos como a cultura de tecidos, vem sendo aplicados como uma alternativa de grande importância para a multiplicação e conservação da diversidade genética do maracujazeiro.

2.2 Conservação *in vitro* do maracujazeiro

Como vantagens de um banco ativo de germoplasma *in vitro* em relação à conservação no campo, pode-se citar: menor risco de perda do germoplasma, maior qualidade fitossanitária, redução no custo de manutenção, rápida multiplicação e armazenamento, menor necessidade de espaço, disponibilidade imediata para propagação e facilidade de intercâmbio.

A cultura de tecidos é o cultivo *in vitro* de células, tecidos e órgãos vegetais em um meio nutritivo e em condições assépticas. As técnicas de cultura de tecidos vêm proporcionando maior disponibilidade de plantas de boa qualidade fitossanitária, sendo utilizada em escala comercial para várias espécies de fruteiras. A técnica mais conhecida é a micropropagação e a mais utilizada para formação de Bancos de Germoplasma. As fases para formação do banco de germoplasma *in vitro* geralmente se constituem de estabelecimento, desenvolvimento, micropropagação e conservação.

O objetivo da conservação *in vitro* do germoplasma é aumentar o período entre os subcultivos, uma vez que repicagens constantes podem resultar em perdas de material devido a contaminações microbianas ou acidentes, além de elevar os custos com mão-de-obra e material de consumo.

Os principais métodos de conservação *in vitro* consistem em se manter a cultura sob taxas de crescimento limitado, por meio da redução de temperatura de

incubação, aplicação de compostos que provocam estresse osmótico como o sorbitol, manitol e a sacarose, e a criopreservação, em que o material armazenado é exposto a temperaturas ultrabaixas (-196° C), nas quais os processos metabólicos são inativados (Withers, 1983; Morales et al., 1997).

Os hormônios vegetais e os reguladores osmóticos são poucos adicionados aos meios de cultura por serem substâncias dispendiosas e para se manter a integridade genética do material, uma vez que os fitormônios são agentes responsáveis por provocar variação somaclonal, fenômeno que compromete a fidelidade genética do germoplasma.

2.3 Tamanho de parcelas experimentais

No planejamento de experimentos o pesquisador está preocupado em estimar, com a maior precisão possível, o efeito dos tratamentos sobre o material a ser investigado. As diferenças entre os tratamentos são estimadas a partir de testes de significância baseados no erro experimental. Steel et al. (1997) definem o erro experimental como a variação devida ao efeito dos fatores não controlados, ou que ocorrem ao acaso ou de forma aleatória.

Segundo Fisher (1960), a precisão de um experimento está estritamente relacionada ao erro experimental. Na condição de cultivo *in vitro*, apesar das condições experimentais serem controladas, podem ocorrer variações no material vegetal utilizado, principalmente variações genéticas, como ocorre entre parcelas que receberam o mesmo tratamento, e representa o desempenho diferenciado daquelas parcelas.

Independente do ambiente em que se fará a experimentação, o planejamento experimental deve ser feito com a finalidade reduzir erro experimental. Uma medida de erro experimental é a existente entre unidades experimentais que rece-

beram o mesmo tratamento, a qual é estimada mediante a utilização da repetição, um dos princípios da experimentação (Storck et al., 2005).

Visando a diminuir o erro experimental e aumentar a confiabilidade dos resultados, alguns requisitos básicos devem ser atendidos como, número adequado de repetições, seleção dos tratamentos, heterogeneidade do material experimental, número de plantas por parcela, tipo de tratamento aplicado, tratos culturais, manejo e controle de pragas, doenças e plantas daninhas, amostragem na parcela e, principalmente, heterogeneidade das unidades experimentais (Gomez & Gomez, 1984; Lopes & Storck, 1995; Steel et al., 1997; Storck et al., 2000).

O erro experimental interfere diretamente nos resultados dos experimentos, pois quanto maior for esse erro, as diferenças entre os tratamentos poderão não ser detectadas nas análises estatísticas, levando à não discriminação de diferenças significativas entre tratamentos (Lúcio, 1999).

Os resultados de experimentos de biotecnologia devem ser caracterizados pela consistência dos dados e pela repetibilidade dos protocolos experimentais. Embora esses experimentos sejam instalados em condições controladas, os materiais biológicos utilizados com maior frequência, como os explantes (parte que é retirada de uma planta para dar início à cultura de tecidos em meio nutritivo), são muito sensíveis às pequenas alterações dos fatores não controlados (Izquierdo & Lopes, 1991). Diante desse fato, a fase de planejamento do experimento deve receber cuidados na sua elaboração, quando serão definidos o tamanho da parcela experimental e o número de repetições a serem utilizados.

O estabelecimento de um tamanho ótimo de parcela é uma maneira de se aumentar a precisão experimental e, conseqüentemente, maximizar as informações obtidas no experimento. Bakke (1988), Storck (1979) apresentaram uma revisão sobre os principais métodos para determinar o tamanho ótimo de parcelas, ressal-

tando vantagens e desvantagens, alguns aspectos teóricos e uma comparação entre métodos por meio de exemplo ilustrativo.

Basicamente, os diversos métodos relacionam o tamanho da parcela e a variação residual. Alguns autores têm mostrado uma relação inversa entre o tamanho da parcela e o erro experimental (Smith, 1938; Steel & Torrie, 1980; Hatheway, 1961; Dickey, 1977). O uso de parcelas grandes tem sido associado à adoção de poucas repetições, o que segundo Rosseti et. al (1986), Pimentel-Gomes, (2000) pode representar um risco para a precisão experimental, haja vista que para uma mesma área o ganho em precisão é maior com o aumento no número de repetições do que no tamanho da parcela. Uma forma de minimizar o erro experimental consiste na utilização de um maior número de repetições, combinando-se com parcelas menores. A princípio, quanto maior o número de repetições os resultados experimentais mais confiáveis.

No caso do maracujazeiro não foram encontrados referências que tratassem especificamente do caso de se determinar o tamanho de parcelas. Apenas Faria (2008) é que estudou o problema de determinação do tamanho de parcela em experimentos de cultura de tecidos *in vitro* com maracujazeiro. A estimação do tamanho ótimo de parcela foi feita utilizando-se o método da máxima curvatura modificado.

Em vários outros trabalhos parece não haver um consenso com relação ao tamanho de parcela. Passos et al. (2004) avaliando o diferentes doses de ácido giberélico (0; 500 e 1000 mg.L⁻¹), associado com a presença e ausência de luz na germinação *in vitro* de sementes de *P. nitida* Kunth, utilizaram delineamento experimental inteiramente casualizado, e cada parcela constou de um frasco com cinco sementes, com dez repetições por tratamento.

Amaral (2005), no estudo da conservação e propagação *in vitro* de três culti-

vares híbridas de amarílis, adotou o delineamento experimental inteiramente casualizado, com 10 repetições por cultivar e cada parcela foi constituída por 1 explante.

Trevisan (2005), com o objetivo de avaliar a transformação genética de maracujazeiro (*Passiflora edulis* f. *flavicarpa*) para resistência ao vírus do endurecimento dos frutos, utilizou delineamento experimental inteiramente casualizado, composto de 5 repetições, sendo cada repetição constituída de uma placa de Petri (100 x 15 mm), contendo 10 explantes.

Em trabalhos de micropropagação *in vitro* tem-se observado uma variação muito grande do uso de repetições e da constituição das parcelas experimentais. Em experimento de estabelecimento *in vitro* de maracujazeiro, Faria et al. (2007) usaram parcela formada por uma magenta contendo um explante.

2.4 Modelos de regressão não linear

A análise de regressão tem o objetivo de verificar a existência de uma relação funcional significativa entre uma variável com uma ou mais variáveis, obtendo uma equação que explique a variação da variável dependente pela variação dos níveis da variável independente.

Segundo Draper & Smith (1998), Bates & Watts (1988), Ratkowsky (1983) e outros, a definição para que um modelo seja designado não-linear é de que pelo menos uma das derivadas parciais da variável dependente com relação a algum parâmetro presente no modelo, dependa de algum parâmetro. Desse modo, os modelos de regressão foram classificados por Draper & Smith (1998) como modelos de regressão intrinsecamente lineares e não lineares.

Segundo esses autores, os modelos de regressão intrinsecamente lineares são aqueles que podem parecer não lineares nos parâmetros a princípio, mas com a uti-

lização de alguma devida transformação se tornam modelos de regressão lineares em novos parâmetros.

Um caso típico, citado por Draper & Smith (1998), é quando se tem o modelo:

$$Y_i = \beta_1 X_{2i}^{\beta_2} X_{3i}^{\beta_3} e^{u_i}, \quad (2.1)$$

No modelo (2.1) aplicando-se o logaritmo neperiano em ambos os lados da igualdade, obtém-se o novo modelo linear:

$$W_i = \alpha + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_3 \ln X_{3i} + u_i, \quad (2.2)$$

no qual $\alpha = \ln \beta_1$ e $W_i = \ln Y_i$ as derivadas parciais em relação aos novos parâmetros

$$\frac{\partial W_i}{\partial \alpha} = 1; \quad \frac{\partial W_i}{\partial \beta_2} = \ln X_{2i} \quad \text{e} \quad \frac{\partial W_i}{\partial \beta_3} = \ln X_{3i},$$

não contém nenhum parâmetro, logo o modelo (2.2) é linear segundo os parâmetros α , β_2 e β_3 e, portanto, o modelo (2.1) é um modelo intrinsecamente linear.

A desvantagem de uma transformação, mesmo sendo apropriada, é que o parâmetro perde sua interpretação biológica intrínseca, e altera-se a estrutura e distribuição do erro, de modo que se os erros do modelo original (2.1) satisfaziam as pressuposições básicas da análise de variância, os erros do novo modelo (2.2), em geral, poderão não satisfazer tais suposições, porque tais transformações podem mudar a forma da distribuição dos mesmos e fazer com que a variância desta distribuição deixe de ser constante.

De acordo com Draper & Smith (1998), se um modelo de regressão não é classificado como linear e nem intrinsecamente linear nos parâmetros, então ele é chamado de *intrinsecamente não-linear nos parâmetros*. Um exemplo desses

modelos é:

$$y_i = \theta_1(1 - e^{-\theta_2 x_i}) + e_i, \quad (2.3)$$

o qual não pode ser linearizado por uma transformação conveniente.

Dados observados quando estão relacionados a uma variável independente podem ser descritos por um modelo de regressão não-linear, conforme sugerem Gallant (1987) e Draper & Smith (1998) usando a expressão:

$$y_t = f(x_t, \theta) + e_t, \quad (2.4)$$

em que $t = 1, 2, \dots, N$, $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ é um vetor p -dimensional de parâmetros desconhecidos, a seqüência de valores x_t é o ajuste experimental e e_t é o erro aleatório aditivo ou erro experimental, cujos erros são assumidos independentes e identicamente distribuídos com média zero e variância desconhecida σ^2 .

O vetor de parâmetros e o ajuste experimental juntos determinam o valor da função modelo $f(x_t, \theta)$ que, sobre as suposições de que $E[e_t] = 0$, é o valor esperado de y_t condicional a x_t e θ (Bates & Watts, 1980):

$$E[y_t | x_t, \theta] = f(x_t, \theta). \quad (2.5)$$

Um dos métodos que podem ser utilizados para estimar os parâmetros é o método dos mínimos quadrados, cuja finalidade é minimizar a soma dos quadrados dos erros que é dada por:

$$S(\theta) = \sum_{t=1}^N \{y_t - f(x_t, \theta)\}^2. \quad (2.6)$$

Gallant (1987) afirma que o método dos mínimos quadrados pode ser utilizado na estimação dos parâmetros em modelos não lineares, de modo similar que em modelos lineares. No entanto, para o sistema de equação normais (SEN) não-linear, não existe uma solução explícita, mas uma seqüência de soluções apropriadas que são obtidas por meio de processo iterativo. Em geral, a maioria dos programas computacionais estatísticos utilizam o método de Gauss-Newton para obtenção das estimativas apropriadas dos parâmetros. Para se ter uma idéia do método, conforme Draper & Smith (1998), considerando-se o modelo não-linear

$$y_t = f(x_t, \theta) + e_t,$$

cujas expansão da série de Taylor na vizinhança de um vetor de parâmetro θ^0 é representada por:

$$\mathbf{f}(\theta) = \mathbf{f}(\theta^0) + \mathbf{F}(\theta^0)(\theta - \theta^0). \quad (2.7)$$

Assim, o SEN (não-linear) é

$$\mathbf{X}'\mathbf{f}(\hat{\theta}) = \mathbf{X}'\mathbf{Y}, \quad (2.8)$$

o qual pode ser escrito como

$$\mathbf{X}'(\mathbf{f}(\theta^0) + \mathbf{F}(\theta^0)(\theta - \theta^0)) = \mathbf{X}'\mathbf{Y}.$$

Mas, $\mathbf{F}(\theta^0)$ é a matriz de derivadas parciais. Logo substituindo-se no SEN,

obtem:

$$\mathbf{X}'(\mathbf{f}(\theta^0) + \mathbf{X}(\theta - \theta^0)) = \mathbf{X}'\mathbf{Y}.$$

Fazendo o produto matricial e reagrupando os termos semelhantes, encontra-se:

$$\theta - \theta^0 = \left((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{Y} - \mathbf{f}(\theta^0)) \right).$$

Portanto, o método de Gauss - Newton é dado por:

$$\theta^1 = \theta^0 + \left((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{Y} - \mathbf{f}(\theta^0)) \right).$$

Esse processo é repetido colocando-se θ^1 no lugar de θ^0 (vetor das estimativas iniciais) até que um critério de convergência seja aceito, de modo que $\theta^n \rightarrow \hat{\theta}$, sendo que n é o número de vezes que o processo foi repetido.

Alem do método de Gauss-Newton, existem vários métodos iterativos propostos na literatura para obtenção das estimativas de mínimos quadrados dos parâmetros de um modelo de regressão não-linear, dentre eles pode-se destacar, o método *Steepest-Descent* ou método *Gradiente*, o método de *Marquardt* Marquardt e o método de *Newton-Raphson*, em geral esses métodos podem ser utilizados quando o método de Gauss-Newton apresenta problemas com relação à convergência (Bates & Watts, 1988).

2.5 Métodos para estimação do tamanho da parcela experimental

A maioria dos experimentos agrícolas utilizados para determinação do tamanho adequado de parcelas para as diferentes culturas são realizados empregando-se ensaios de uniformidade, ou em branco, a partir dos quais são calculados a variância e o coeficiente de variação para as diferentes dimensões de parcelas, os quais são

usados como medida de variabilidade desses experimentos.

Um ensaio em branco consiste em se ter em toda extensão da área experimental apenas um material genético, submetendo toda área à práticas culturais idênticas. Posteriormente, esse ensaio é dividido em certo número de unidades básicas, ou parcelas pequenas, avaliando-se nessas unidades as características desejadas, como por exemplo produção. Isso permite que produções de unidades contíguas sejam somadas para formar parcelas de diferentes tamanhos.

O método proposto por Smith (1938) é o precursor de vários outros métodos para determinar o tamanho de parcelas.

Smith (1938) propôs um método para se determinar o tamanho de parcelas baseando-se numa relação empírica entre a variância de parcelas de diferentes tamanhos e o tamanho da parcela, estabelecida conforme a equação:

$$V_x = V_1 / X^b$$

na qual V_x é a variância entre as parcelas de X unidades básicas, V_1 é a variância entre parcelas de tamanho igual a uma unidade básica, X é o tamanho da parcela, em unidades básicas e b é o coeficiente de regressão ou de heterogeneidade do solo, ou índice de variabilidade do material experimental. O valor de b baseia-se numa relação empírica entre o tamanho da parcela e a sua variância, estabelecendo uma dependência negativa, de modo que quando o tamanho da parcela aumenta a variância diminui. Este índice, também conhecido como o índice de heterogeneidade do solo (Smith, 1938) varia no intervalo de 0 a 1, ($0 \leq b \leq 1$). Assim, a proximidade do valor de b com a unidade indica que as parcelas não são correlacionadas, ocorrendo quando a área experimental possui alta heterogeneidade, sugeridas nesses casos o uso de parcelas maiores. Por outro lado, quanto menor a estimativa do valor de b , indica-se que a área experimental é mais uniforme (as

parcelas mais correlacionadas umas com as outras), sugerindo-se que podem-se utilizar parcelas menores.

A estimativa deste índice, em geral, é obtida mediante o ajuste de equação de regressão linear entre o logaritmo da variância do rendimento médio de cada tamanho de parcela pré-estabelecido e o logaritmo do respectivo tamanho da parcela, expresso pelo modelo: $\log V_x = \log V_1 - b \log(x)$ Então:

$$b = \frac{\log V_1 - \log V_x}{\log(x)}$$

Mesmo os ensaios de uniformidade e a relação empírica de Smith (1938) terem sido bastante utilizados principalmente na pesquisa agrícola, existem algumas desvantagens, como sendo onerosos, requerendo abundante mão-de-obra e tempo para condução, o que nem sempre é verdadeiro, pois em várias aplicações esses ensaios são simples e baratos, pelo fato de não necessitar de tratamentos.

O estabelecimento do tamanho ótimo de parcela é uma das maneiras de se aumentar a precisão experimental e, conseqüentemente, maximizar as informações obtidas em um experimento. O tamanho e a forma das parcelas não podem ser generalizados, pois variam com o tipo de material experimental disponível, tal como, o solo, a cultivar, os tratamentos culturais.

O método da máxima curvatura foi um dos primeiros métodos a ser utilizado para experimentos de campo e tem aplicação a dados provenientes de um ensaio em branco. Para este método, as unidades básicas dos ensaios de uniformidade são estabelecidas de forma a simular parcelas experimentais de vários tamanhos, das quais são obtidas uma medida de variabilidade que pode ser a variância, o coeficiente de variação ou o erro padrão da média para todo tamanho da parcela. A seguir, com estes valores constrói-se um gráfico de duas dimensões, sendo, no eixo das abscissas, tomados os diferentes tamanhos de parcela (X) e, no eixo

das ordenadas, os respectivos coeficientes de variação ($CV_{(x)}$). O tamanho da parcela é determinado visualmente por inspeção, como o ponto quando a curva se estabiliza, correspondendo ao ponto de máxima inflexão da curva resultante, este denomina-se ponto de máxima curvatura, cujo valor da abscissa corresponde ao tamanho ótimo de parcela.

O fato de não levar em consideração os custos gerados com os diferentes tamanhos das unidades experimentais e ser inconsistente, não produzindo sempre os mesmos resultados, esse método foi criticado por Smith (1938). A região da máxima curvatura depende do tamanho das unidades básicas e da escala de mensuração das coordenadas e, assim, mudando-se um desses fatores, o melhor tamanho de parcela também se altera. Outro aspecto crítico desse método é a determinação visual do ponto correspondente ao tamanho ótimo da unidade experimental, o que constitui uma fonte de erro e discrepância na estimativa do tamanho da parcela, uma vez que, não existe um critério único de determinação desse ponto na curva. A interpretação varia com o autor, por exemplo, para Le Clerg (1967), o ponto da máxima curvatura é o ponto sobre a curva em que ocorre maior taxa de mudança no índice de variação por incremento de tamanho de parcela. Para Rossetti et al. (1979), é o ponto no qual o raio da curva é menor e para Bakke (1988) é o ponto que representa a maior distância perpendicular em relação a uma reta unindo as extremidades da curva.

Com objetivo de eliminar a influência da escala dos eixos coordenados na determinação do ponto de máxima curvatura Lessman & Atkins (1963) propuseram uma alteração no método da máxima curvatura incorporando o coeficiente de heterogeneidade do solo de Smith (1938), pelo estabelecimento de uma relação entre coeficiente de variação ($CV_{(x)}$) e o tamanho da parcela, representada por uma equação de regressão do tipo potencial $Y = a/X^b$, em que Y representa o co-

eficiente de variação, e (X) correspondente ao tamanho da parcela em unidades básicas. Esta função possibilita explicar a relação entre o coeficiente de variação (Y) e o tamanho da parcela em unidades básicas (X) permitindo que o ponto que corresponde ao tamanho ótimo da parcela seja determinado algebricamente. Essa alteração foi denominada método da máxima curvatura modificado foi utilizado e aprimorado por Meier & Lessman (1971).

Por esse método, a relação entre o coeficiente de variação $(CV_{(x)})$ e o tamanho da parcela com (X) unidades básicas é explicado pelo modelo $CV = aX^{-b}$, em que a e b são os parâmetros a serem estimados. A partir da função de curvatura dada por esse modelo, Meier & Lessman (1971), determinaram que o valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura, X_c pode ser estimado por $X_c = [a^2b^2(2b + 1)/(b + 2)]^{1/(2b+2)}$ ou convertido por aplicação de logaritmo em $\log X_c = [1/(2b + 2)] \log [(ab)^2(2b + 1)/(b + 2)]$ ou ainda em $X_c = \exp \{ [1/(2b + 2)] \log [(ab)^2(2b + 1)/(b + 2)] \}$, em que X_c é o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura, o qual corresponde à estimativa do tamanho ótimo da parcela experimental (Meier & Lessman, 1971).

Outra metodologia que pode ser empregada para estimação do tamanho de parcela é aquela que utiliza modelos de regressão com platô de resposta. A regressão linear de platô foi desenvolvida para análise de métodos descontínuos, sendo classificada como uma regressão segmentada (Draper & Smith, 1998; Schabenberger & Pierce, 2002). A segmentação do modelo ocorre em um único ponto, o que proporciona a formação de um bi-segmento. Nesse aspecto, o primeiro segmento que é descrito por uma reta crescente ou decrescente, antes da divisão do segmento é representado por um modelo linear simples $(Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, \text{ se } X_i \leq X_c)$ e, na segunda parte ou segundo segmento ocorre o modelo de platô, representado por uma constante paralela ao eixo X , $(Y_i = P + \varepsilon_i, \text{ se } X_i > X_c)$.

Desse modo, tem-se que Y_i é a variável resposta; β_0 é o intercepto ou constante e β_1 é o coeficiente de regressão do primeiro segmento. O modelo de platô apresenta apenas a constante P como parâmetro, o que proporciona a formação de uma reta contínua; X_c é o ponto de junção dos dois segmentos e ε_i é o erro associado ao modelo considerado como tendo distribuição normal e independentemente distribuído com média 0 e variância σ_ε^2

O modelo geral possui um segmento de reta antes do ponto de junção (X_c) como o platô, e o uso de uma variável binária podem ser empregados para unir os dois modelos, conforme sugerido por Hoffmann & Vieira (1988) e Draper & Smith (1998), do seguinte modo $Y_i = (\beta_0 + \beta_1 X_i)Z_i + P(1 - Z_i) + \varepsilon_i$ em que Y_i é a variável dependente; β_0 e β_1 parâmetros na equação da reta; P , parâmetro na equação do platô; X_i é a variável independente; Z_i é a variável binária, que quando assume o valor de $Z_i = 1$, para $X_i \leq X_c$, o modelo de regressão linear é ativado e, quando assume o valor de $Z_i = 0$, para $X_i > X_c$, o modelo de platô é acionado.

Esses modelos foram denominados de modelos de platô linear por Anderson & Nelson (1975) ao estudarem uma família de modelos para descrever respostas à aplicação de nutrientes, enfatizando que processos como relação entre crescimento, produção de plantas e aplicação de nutrientes são biologicamente de resposta não-linear.

Braga (1983) utilizou a técnica de platô de resposta linear (LRP) em ensaio sobre fertilidade do solo, em que descreveu o modelo LRP, além de outros utilizados nas ciências dos solos. O autor argumenta que o modelo platô de resposta linear é um modelo descontínuo adequado na avaliação da produção, de modo que quando se aplicam doses muito elevadas de algum elemento, o modelo é capaz de estimar a diminuição de produção ocasionada pelo excesso deste elemento.

Euclides & Rostagno (2001) consideram que o LRP possa ser um modelo muito difundido na área animal. Com o uso deste modelo, assumi-se uma equação linear de resposta ao incremento do nível do nutriente até um ponto em que o animal passa a não apresentar resposta. O ponto entre a equação linear e o platô representa o nível ótimo de nutriente. O modelo LRP permite a comparação de combinações alternativas de retas e platôs e escolhe, como melhor opção de ajustamento, a combinação que tenha a menor soma de quadrado dos desvios.

O modelo platô de resposta quadrático (LRQ) é uma técnica que se baseia no modelo quadrático, que é um modelo mais elaborado e melhor do ponto de vista biológico que o modelo platô de resposta linear.

O modelo de regressão quadrática com platô de resposta é similar ao LRP. Ele é composto de uma fase decrescente ou crescente descrita por uma equação do segundo grau, e após a estabilização, por um platô. O nível ótimo de exigência é definido pelo ponto de encontro da função quadrática e o platô. A vantagem do uso da equação quadrática associada ao platô é que o nível ótimo encontrado não é alto, como geralmente estimado pela derivação da função quadrática simples, nem baixo como normalmente observado no modelo LRP, no ponto encontrado entre a equação linear e o platô.

Rezende et al. (2000) apresentaram um modelo não-linear exponencial utilizando a técnica platô de resposta, definido pela expressão $y = \hat{a} \exp(-\hat{c}(x-\hat{b})^2)$, em que $x < x_0$ e se $x > x_0$, então o modelo será $y = \hat{p}$, em que p é o ponto de platô. Eles comparam este modelo com o modelo platô de resposta quadrática. Os autores utilizaram o coeficiente de determinação para comparar os modelos, chegando a evidências de que, para os dados analisados, os dois modelos se comportam de forma semelhante, sendo o modelo exponencial uma boa opção para interpretar os resultados na área de nutrição animal.

O método da comparação de variâncias (Vallejo & Mendoza, 1992), utiliza dados de ensaio de uniformidade para determinação do tamanho de parcela experimental. Os tamanhos de parcela estimados por este método dependem do critério de classificação hierárquica utilizado para a análise dos dados. O método baseia-se inicialmente em adotar uma classificação hierárquica para definição dos diferentes tamanhos de parcelas, estimar as variâncias para os respectivos tamanhos de parcelas, e por meio da análise de variância corrigir e reduzir essas variâncias em relação à unidade de menor nível hierárquico dentro da classificação hierárquica adotada por Hatheway & Williams (1958).

Este método depende de um critério de classificação adotado para as análises de dados com o intuito de obter os tamanhos de parcela. As estimativas das variâncias originais (\hat{V}_i) para os tamanhos de parcelas obtidas por meio da análise de variância são corrigidas em relação à menor unidade de classificação hierárquica, da seguinte forma: $\hat{V}_{x=i} = \frac{S'^2_{x_i}}{x_i}$. Após estes procedimentos, aplicam-se consecutivos testes de Bartlett para testar a homogeneidade das variâncias (Gomez & Gomez, 1984; Nunes, 1998) e exclui-se em cada teste a menor parcela com variância significativamente diferente. Quando um grupo de parcelas de diferentes tamanhos com variâncias estatisticamente similares for obtido, o menor tamanho de parcela deste grupo representa o tamanho ideal da unidade experimental.

O método da comparação de variâncias não permite a obtenção de valores intermediários entre as unidades básicas e é limitado em termos de opções de tamanho de parcela a serem avaliados, em função do modelo hierárquico utilizado.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados para a realização deste trabalho foram provenientes de um experimento conduzido no **Laboratório de Biotecnologia Vegetal da Embrapa Mandioca e Fruticultura**, em Cruz das Almas, Bahia. Segmentos nodais de um (1) com de comprimento plantas de maracujazeiro *Passiflora giberti* N. E. Brown., oriundos do Banco Ativo de Germoplasma da Embrapa Mandioca e Fruticultura, foram cultivados *in vitro* em meio de cultura MS (Murashige & Skoog, 1962) suplementado com 30 g L⁻¹ de sacarose (MS padrão) por 120 dias.

Os segmentos de plântulas cultivados *in vitro*, foram dispostos em magentas[®] contendo 20 mL do meio de cultura MS, suplementado com 10, 20 e 40 g L⁻¹ de sorbitol combinados com 0, 15 e 30 g L⁻¹ de sacarose, mais uma testemunha com meio MS padrão, contendo 30 g L⁻¹ de sacarose. Todos os tratamentos foram gelificados com 2 g L⁻¹ de phytigel[®], ajustados a um pH de 5,8 e sem adição de fitoreguladores. O cultivo foi realizado sob condições de fotoperíodo de 16 horas, temperatura de 27 ± 1° C e densidade de fluxo de fótons 22 μE⁻²s⁻¹, permanecendo nessas condições por 60 dias.

Cada unidade experimental foi constituída de 1 explante por magenta[®]. A avaliação do comprimento foi realizada aos 60 dias após incubação, observando-se a altura das brotações (cm).

O delineamento experimental foi o inteiramente casualizado, com 20 repetições, e os tratamentos foram dispostos em esquema fatorial 3 × 3 + 1, sendo três concentrações de sacarose, três concentrações de sorbitol, mais uma testemunha (MS padrão), totalizando 10 tratamentos ou ensaios em branco.

Para estimação do tamanho de parcela utilizando diversos métodos, cada tratamento foi considerado como um ensaio em branco. Desse modo, utilizando-se as

TABELA 1: Dosagens de sacarose e sorbitol de acordo com os tratamentos, utilizadas no experimento de conservação *in vitro* de *Passiflora giberti* N.E.Brown.

Tratamentos	Sacarose.g.L.1.	Sorbitol.g.L.1.
T1	30	0
T2	0	10
T3	0	20
T4	0	40
T5	15	10
T6	15	20
T7	15	40
T8	30	10
T9	30	20
T10	30	40

20 unidades básicas, dispostas convenientemente em linhas e colunas nas grades, em cada um dos tratamentos, simularam-se 15 diferentes tamanhos de parcelas, formados por X_1 unidades básicas na linha e X_2 unidades básicas na coluna. Os tamanhos de parcela foram simulados pelo agrupamento de unidades de modo que X_2 correspondesse a X (tamanho da parcela em unidades básicas), conforme pode ser observado na Tabela 2.

Para as parcelas simuladas de diferentes formas, mas com o mesmo tamanho, foi considerada a média aritmética dos coeficientes de variação, provenientes de formas de diferentes parcelas.

TABELA 2: Tamanho da parcela (X), forma da parcela e número de parcelas totais para os ensaios de uniformidade de plantas de *P. giberti* N. E. Brown aos 60 dias de conservação *in vitro*.

Simulações	Tamanho.X.	Forma.X1xX2.	Número de Parcelas
1	1	1x1	20
2	2	2x1	10
3	2	1x2	8
4	3	3x1	5
5	3	1x3	4
6	3	2+1	4
7	3	1+2	4
8	4	2x2	4
9	5	4+1	2
10	6	2x3	2
11	6	3x2	2
12	7	4+3	2
13	8	2x4	2
14	8	4x2	2
15	10	2x5	2

3.1 Método da máxima curvatura

Para determinar o tamanho ótimo de parcelas por este método, calcularam-se inicialmente, os coeficientes de variação $CV_{(x)}$ dos dados de altura das brotações, para os tamanhos de parcelas pré-estabelecidos, em cada ensaio ou tratamento. Os valores percentuais dos $CV_{(x)}$ foram plotados contra seus respectivos tamanhos de parcela num sistema de eixos de coordenados, obtendo-se uma curva que representa a relação entre estas variáveis (Tabela 1A).

Pelo método original essa curva seria traçada à mão livre e o ponto de máxima curvatura localizado por inspeção visual, conforme Federer (1963); no entanto utilizou-se de instrumento computacional do programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008) na construção dos gráficos e obtenção das curvas mediante

união dos pontos coordenados por meio de segmentos de reta.

O tamanho ótimo da parcela foi considerado como sendo o valor da abscissa correspondente ao ponto sobre a curva no qual ocorre a maior taxa de mudança do coeficiente de variação em resposta ao aumento no tamanho de parcela de acordo com Federer (1963) e Le Clerg (1967).

3.2 Método da máxima curvatura modificado

O tamanho ótimo de parcela foi calculado conforme sugestão dada por Lessman & Atkins (1963) o qual consta de um aperfeiçoamento do método da máxima curvatura. Por esse método, a relação entre o coeficiente de variação (CV) e o correspondente tamanho da parcela com X unidades básicas foi estimada pelo modelo $CV = aX^{-b}$, em que a e b são os parâmetros a serem estimados. A partir da função de curvatura dada por esse modelo, determinou-se o valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura, sendo o estimador dado por esta expressão: $X_c = \exp \left\{ \left[\frac{1}{(2b + 2)} \right] \log \left[\frac{(ab)^2(2b + 1)}{(b + 2)} \right] \right\}$, em que X_c é o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura, o qual corresponde à estimativa do tamanho ótimo da parcela experimental (Meier & Lessman, 1971), a é a estimativa da constante de regressão e b é o coeficiente de regressão.

Também foram estimados os coeficientes de determinação para verificar a qualidade de ajuste do modelo.

3.3 Modelo de regressão linear com platô

Com a finalidade de estimar o tamanho de parcela, por meio de modelo linear segmentado com platô (LRP), utilizou-se o seguinte modelo de regressão:

$$CV_i = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i & \text{se, } X_i \leq X_c \\ P + \varepsilon_i & \text{se, } X_i > X_c \end{cases} \quad (3.1)$$

em que CV_i é o coeficiente de variação entre totais de parcela de tamanho de X_i unidades binárias; X_i é o tamanho da parcela em unidades básicas agrupadas; X_c é o tamanho ótimo de parcelas para o qual o modelo linear se transforma em um platô, em relação a abscissa; P é o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô; β_0 representa o intercepto e β_1 o coeficiente angular, do segmento linear e ε_i é o erro associado ao CV_i considerado independentes e normalmente e independentemente distribuídos com média 0 e variância σ_ε^2 constante. O tamanho ótimo de parcelas foi estimado pela expressão: $X_c = (\hat{P} - \hat{\beta}_0) / \hat{\beta}_1$ em que $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$ e \hat{P} , são os valores estimados dos parâmetros do modelo linear com resposta platô.

3.4 Modelo de regressão quadrático com platô

O modelo de regressão segmentado platô de resposta utilizado foi

$$CV_i = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \varepsilon_i & \text{se, } X_i \leq X_c \\ P + \varepsilon_i & \text{se, } X_i > X_c \end{cases} \quad (3.2)$$

em que β_0 , β_1 e β_2 , são parâmetros a serem estimados e os demais tem definição idênticas de LRP.

Para valores de $X_i \leq X_c$, os valores de CV_i são explicados por um modelo quadrático e para valores de $X_i > X_c$ a equação explicativa é uma constante e par-

alela a abscissa. O ponto X_c é considerado desconhecido e deve ser estimado juntamente com os demais parâmetros do modelo. Este ponto representa a junção do segmento quadrático com o segmento de platô. As curvas devem ser contínuas e suavizadas, de modo que as primeiras derivadas com relação a X nos dois segmentos devem ser a mesma no ponto X_c . O ponto e junção entre o modelo quadrático e o platô, o qual define o tamanho de parcela pode ser estimado pela expressão $X_c = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$. Substituindo X_c na expressão (9) por obtemos o máximo que corresponde ao platô almejado, dado por $P = \beta_0 - \frac{\beta_1^2}{4\beta_2}$. Neste caso, têm-se três parâmetros efetivos, pois tanto X_c quanto P são determinados a partir de β_0, β_1 e β_2 .

3.5 Método da comparação de variâncias

Este método depende de um critério de classificação adotado para as análises de dados com o intuito de obter os tamanhos de parcela. As estimativas das variâncias originais (\hat{V}_i') para os tamanhos de parcelas obtidas por meio da análise de variância foram corrigidas em relação à menor unidade de classificação hierárquica, da seguinte forma:

$$\begin{aligned}\hat{V}_1' &= \hat{V}_1 \\ \hat{V}_2' &= \frac{[e(d-1)\hat{V}_2 + (e-1)\hat{V}_1]}{[e(d-1) + (e-1)]} \\ \hat{V}_3' &= \frac{[ed(c-1)\hat{V}_3 + e(d-1)\hat{V}_2 + (e-1)\hat{V}_1]}{[ed(c-1) + e(d-1) + (e-1)]} \\ \hat{V}_4' &= \frac{[edc(b-1)\hat{V}_4 + ed(c-1)\hat{V}_3 + e(d-1)\hat{V}_2 + (e-1)\hat{V}_1]}{[edc(b-1) + ed(c-1) + e(d-1) + (e-1)]} \\ \hat{V}_5' &= \frac{[edcb(a-1)\hat{V}_5 + edc(b-1)\hat{V}_4 + ed(c-1)\hat{V}_3 + e(d-1)\hat{V}_2 + (e-1)\hat{V}_1]}{edcb(a-1) + edc(b-1) + ed(c-1) + e(d-1) + (e-1)}\end{aligned}$$

em que: $i = 1, \dots, 5$ considerando cinco (5) tamanhos de parcelas obtidos através da classificação hierárquica, \hat{V}_i , variância original das parcelas com X unidades básicas; \hat{V}'_i , variância corrigida; a , número de subparcelas em cada subparcela; b , número de subparcelas em cada parcela; c , número de parcelas em cada bloco; d , número de blocos em cada repetição; e , número de repetições.

As estimativas das variâncias reduzidas $\hat{V}(x_i)$ em relação a uma unidade básica foram obtidas dividindo-se as variâncias corrigidas (\hat{V}'_i), dos diferentes tamanhos de parcelas, pelos seus respectivos números de unidades básicas, como se segue:

$$\hat{V}_{x=i} = \frac{S'^2_{x_i}}{x_i}$$

Logo tem-se:

$$\hat{V}_{x=20} = \frac{\hat{V}'_1}{20}, \quad \hat{V}_{x=10} = \frac{\hat{V}'_2}{10}, \quad \hat{V}_{x=6} = \frac{\hat{V}'_3}{6}$$

$$\hat{V}_{x=4} = \frac{\hat{V}'_4}{4}, \quad \hat{V}_{x=2} = \frac{\hat{V}'_5}{2}$$

Sendo, 2, 4, 6, 10 e 20 a quantidade de unidades básicas composta em cada tamanho encontrado.

Após estes procedimentos, aplicaram-se consecutivos testes de Bartlett para testar a homogeneidade das variâncias (Gomez & Gomez, 1984; Nunes, 1998), excluindo-se em cada teste, a menor parcela com variância significativamente diferente. Quando um grupo de parcelas de diferentes tamanhos com variâncias estatisticamente similares foi encontrado, o menor tamanho de parcela deste grupo representou o tamanho ideal da unidade experimental.

A estatística do teste é dada por:

$$\chi_{calculado}^2 = \frac{M}{C} = \frac{2,3026 \left[\left(\sum_{i=1}^k f_i \right) \left(\log \frac{\sum_{i=1}^k (f_i)(S_i^2)}{\sum_{i=1}^k f_i} \right) - \sum_{i=1}^k (f_i)(\log S_i^2) \right]}{1 + \frac{1}{3(k-1)} \left(\sum_{i=1}^k \frac{1}{f_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k f_i} \right)}$$

em que: $\chi_{calculado}^2$ é a aproximação da distribuição Qui-quadrado com $(k - 1)$ graus de liberdade e representa o nível de significância, f_i número de graus de liberdade de cada estimativa de variância reduzida, $\hat{V}_{x_i} = S_i^2$, e k , número de estimativas. As hipóteses para testar homogeneidade das variâncias são: hipótese de nulidade $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$ e a hipótese alternativa pelo menos uma das variâncias diferem das demais. A conclusão do teste do qui-quadrado $H_a : pelomenosumadasvarinCIASdiferemdasmãis$ A conclusão do teste do qui-quadrado é, $\chi_{calculado}^2 \geq \chi_{(\alpha, k-1)}^2$, rejeita-se H_0 , caso contrário aceita-se.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura

Na estimação do tamanho de parcela por este método foram avaliadas 15 formas de parcelas, correspondendo a 9 diferentes tamanhos, cujos coeficientes de variação encontram-se na Tabela 1A. Os valores dos coeficientes de variação variaram de 5,75% a 68,67% no tratamento testemunha e de 0,73% a 95,53% nos demais tratamentos.

Na Figura 1, encontra a representação gráfica da curva obtida da relação entre o coeficiente de variação plotado contra seu respectivo tamanho de parcela, por meio da qual se estimou o tamanho ótimo de parcela para o experimento 1, as demais encontram-se nas Figuras 1B a 2B. Observa-se que houve redução no coeficiente de variação, à medida em que o tamanho de parcela foi aumentando, sendo que esse decréscimo não foi linear em relação ao aumento do tamanho da parcela, sendo mais acentuado no início (menores tamanhos de parcelas) e posteriormente (maiores tamanhos de parcelas) seguiu uma tendência à estabilidade. Este fato sugere que o aumento do tamanho de parcela é bom até certo valor, a partir do qual o uso de parcelas maiores não é compensada pelos baixos ganhos na precisão experimental.

O ganho em precisão, obtido com a redução no CV é expressivo quando se tem parcela pequena, mas depois que esta atinge um tamanho satisfatório pouco se ganha em precisão com o incremento da parcela. Portanto, de acordo com Federer (1963) e Bakke (1988) fazendo-se uma inspeção visual na Figura 1 observa-se que parcelas formadas por mais de seis (6) unidades básicas contribuem pouco para melhoria da qualidade experimental, no entanto provocaram aumento no tamanho do experimento.

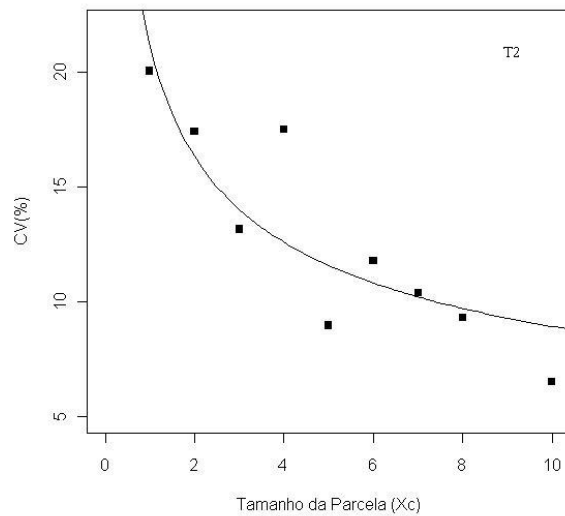
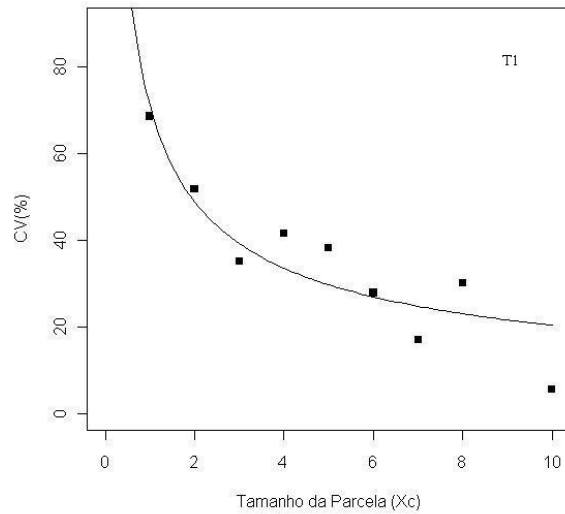


FIGURA 1: Relação entre coeficiente de variação $CV(x)$ e tamanho de parcela (X_c) para altura de brotação de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 1 e 2.

Conforme já relatado por Federer (1963), Viana et al. (2002) e Henriques

Neto et al.(2004) observaram também que este método tem uma dependência na escala usada na determinação do ponto de máxima curvatura, como era esperado, pois, essa é uma limitação inerente a esse método, pois este fato depende da forma de aplicação do método, já que a determinação do ponto de máxima curvatura o qual corresponde ao tamanho ótimo da unidade experimental é feito pela inspeção visual, que depende muito de como se faz essa utilização.

4.2 Tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura modificado

As estimativas dos parâmetros equações de regressão entre o coeficiente de variação e o seu correspondente tamanho de parcela em unidades básicas, com os respectivos coeficientes de determinação (R^2) como também a estimativa do tamanho adequado da parcela (X_c) para altura de brotação são apresentadas na Tabela 3. Os tamanhos adequados de parcelas variam de 3,60 (T4) a 12,03 (T9) unidades básicas. Os coeficientes de determinação (R^2) variaram de 0,58 (T9) a 0,93 (T5); exceto para o tratamento 9 que explica 58% das variações que ocorreram, os demais tratamentos revelaram um bom ajuste.

Pelo método da máxima curvatura modificado o tamanho ótimo de parcela é estimado algebricamente, e fornece resultados mais precisos que o método da máxima curvatura (Viana, 1999), pois estabelece que a relação entre coeficiente de variação e tamanho da parcela é explicada por meio da equação de regressão. Henriques Neto et al (2003) argumenta que, como o valor da constante "a"(intercepto da regressão) corresponde ao coeficiente de variação da parcela unitária, aparentemente o CV exerce influência no tamanho da parcela, e isso não é necessariamente desvantagem.

A determinação algébrica do ponto de máxima curvatura X_c , leva a obtenção de valores algebricamente arredondados, e esta opção de arredondar e feita para

cima. Na região superior ao ponto de máxima curvatura ainda pode ocorrer decréscimo nos valores de coeficiente de variação com o aumento do tamanho da parcela conforme pode-se observar na Figura 2. Em casos como este, conforme elucidaram Chaves (1955) e Henriques Neto et al. (2004), o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura deve ser interpretado como um limite inferior de tamanho de parcela, em vez de tamanho ótimo.

Analisando a Figura 2, observa-se que o tamanho adequado da parcela foi de 10 unidades básicas para o tratamento testemunha (T1) e de 4 unidades básicas para o (T2). Para os demais tratamentos, as estimativas se situaram entre 3,6 a 12,03 unidades básicas, logo após esses valores ainda ocorreram decréscimos nos valores dos coeficientes de variação.

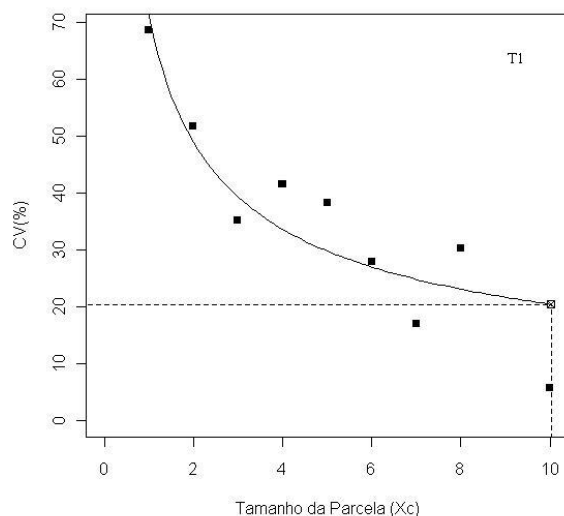


FIGURA 2: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas para o tratamento 1 de conservação *in vitro* de maracujá.

Pelas estimativas do coeficiente (a), intercepto da regressão, que estima o CV

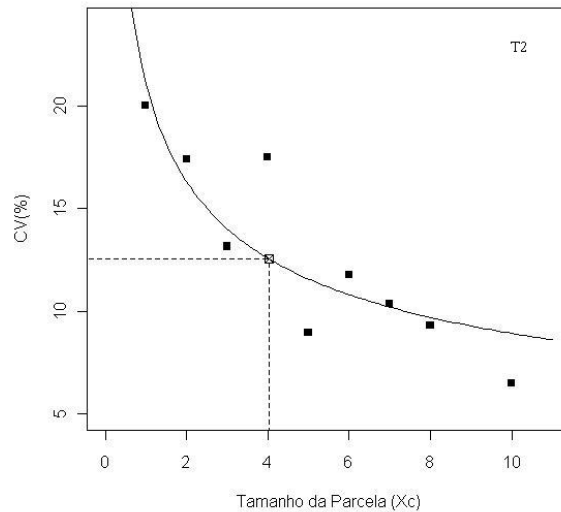


FIGURA 3: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas para o tratamento 2 de conservação *in vitro* de maracujá.

máximo, nota-se ampla variação de valores (Tabela 3) sugerindo ampla divergência entre os tratamentos. Com relação ao coeficiente de regressão (b) que pode ser visto como uma medida de variabilidade do material em estudo, de modo que valores próximos de zero, indicam baixa variabilidade e valores próximos de um indicam alta variabilidade, observa-se a ocorrência de menor variabilidade, como para os tratamentos 2, 6, 7 e 9, e maior nos tratamentos 4, 5 e 10 (Tabela 3).

Esperava-se que as estimativas dos tamanhos de parcelas não se diferissem de um tratamento para o outro, fato que não ocorreu, provavelmente em razão dos efeitos dos diferentes tratamentos. Estes fatos corroboram para que se tenha bastante cuidado e critério na escolha do tamanho adequado de parcela, pois podem comprometer a precisão dos resultados.

TABELA 3: Estimativas dos parâmetros da relação $CV_{(x)} = a/x^b$, usando-se o método da máxima curvatura modificado, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ($CV_{(x)}$) valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura (X_c), coeficientes de determinação (R^2) nos diferentes tratamentos (ensaios de uniformidade) de conservação *in vitro* de maracujá.

Tratamentos	a	b	$CV(\%)$	X_c	R^2
T1	71,2508	0,5402	20,51	10,03	0,8170
T2	21,1538	0,3741	12,56	4,02	0,7570
T3	57,1406	0,5615	16,69	8,68	0,8356
T4	13,4460	0,6865	5,58	3,60	0,8946
T5	80,0169	1,0180	8,68	8,86	0,9322
T6	51,0480	0,2407	32,66	6,39	0,7371
T7	28,5230	0,6570	9,17	5,62	0,7100
T8	93,4212	0,5116	26,18	12,03	0,8113
T9	45,9112	0,2922	26,61	6,46	0,5764
T10	20,7143	0,7226	6,81	4,66	0,9284

4.3 Tamanho de parcela pelo modelo regressão linear com platô

A aplicação da regressão segmentada com platô permitiu compreender o comportamento de variabilidade, ao longo de todos os tratamentos de parcelas realizados, observando se a quantificação da variável coeficiente de variação foi suficiente. Na Tabela 4, são encontradas as estimativas dos parâmetros para o modelo linear e o platô, na qual o coeficiente de determinação variou de 59,50% (T6) a 94,94% (T3), os quais reproduziram boas estimativas. A distribuição entre os pontos para cada tratamento ficou bem harmônica, não sendo encontrado nenhum tratamento com a ocorrência de platô no limite máximo de tamanho de parcela (Tabela 4).

TABELA 4: Estimativas dos parâmetros do modelo segmentado linear com resposta em platô, do platô de resposta correspondente ao ponto de máxima curvatura (P), do valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura (X_c) e do coeficiente de determinação (R^2) para os diferentes tratamentos de conservação *in vitro* de maracujá.

Tratamentos	β_0	β_1	CV(%)	X_c	R^2
T1	68,5628	-7,1179	18,03	7,10	0,8004
T2	20,5114	-1,5832	7,92	7,95	0,7773
T3	57,3200	-6,3625	11,70	7,17	0,9494
T4	13,1400	-1,7460	5,58	2,87	0,8212
T5	104,2175	-27,5700	12,75	3,32	0,9346
T6	51,2240	-3,5260	31,735	5,53	0,5950
T7	36,1400	-7,8450	8,5733	3,51	0,7536
T8	116,0533	-22,2950	36,6833	3,57	0,8113
T9	49,3340	-5,4497	12,1800	6,18	0,5684
T10	20,8940	-3,0260	4,0325	5,57	0,8742

Verificou-se que houve amplitude no tamanho de parcela suficiente para os dez tratamentos. As estimativas do tamanho de parcela variaram de 3 ub (T4) correspondente a um coeficiente de variação de 5,58% a 8 ub (T2) representando um platô no coeficiente de variação de 7,92% (Tabela 4).

Na Figura 4, foi estimado graficamente o comportamento da regressão linear com platô. A união das retas gerada pelo modelo linear em conjunto com a regressão de platô, expressa o tamanho de parcela adequado. Desse modo, a partir do ponto, o tamanho de parcela se faz suficiente, não havendo mais necessidade de aumentá-lo, pois não há ganho em aumento de precisão experimental.

Uma vez que para todos os tratamentos se atingiram o ponto adequado do tamanho de parcela, dentro dos limites avaliados, o comportamento da curva tende ao comportamento quase assintótico, de modo que o aumento no tamanho de parcela reproduz ganhos de precisão experimental continuamente. Contudo, após a formação do platô, o aumento no tamanho de parcela é reduzido e econômica-

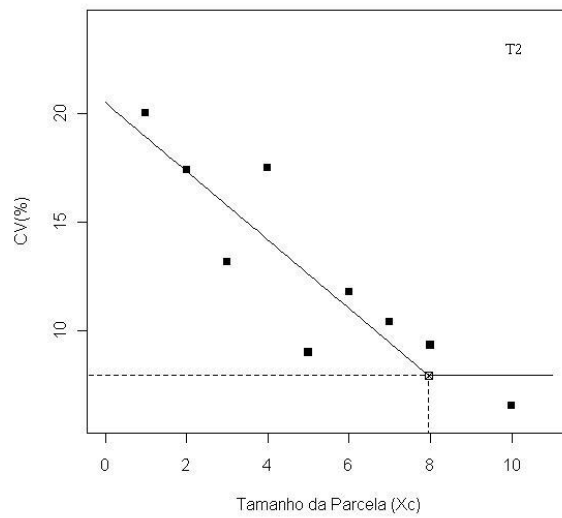
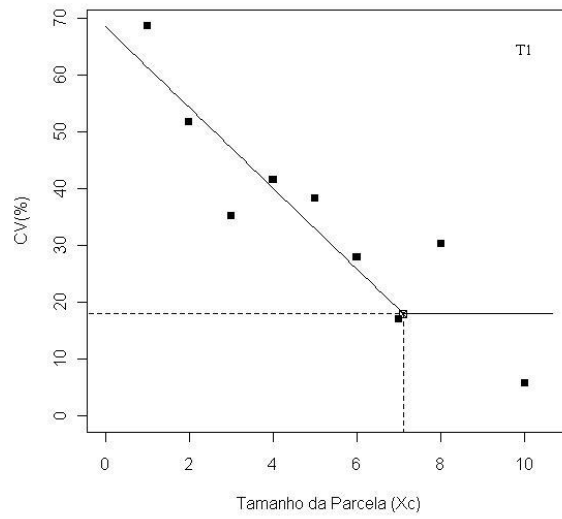


FIGURA 4: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas nos tratamentos 1 e 2 de conservação *in vitro* de maracujá.

mente desinteressante.

Como o interesse maior é sempre na avaliação global de todos os tratamentos, uma alternativa é utilizar o maior tamanho de parcela, nesse caso, 8 unidades básicas que vão constituir o tamanho de parcela adequado. Uma segunda opção seria utilizar o valor médio dos tamanhos de parcelas obtidos entre todos os tratamentos, assim, 5 unidades iriam constituir a parcela.

4.4 Tamanho de parcela pelo modelo regressão quadrático com em platô

De acordo com os resultados obtidos constata-se que, na maioria dos tratamentos foi possível estimar o tamanho de parcela dentro do intervalo de domínio da amplitude dos tamanhos estudados (Figura 5 e 6).

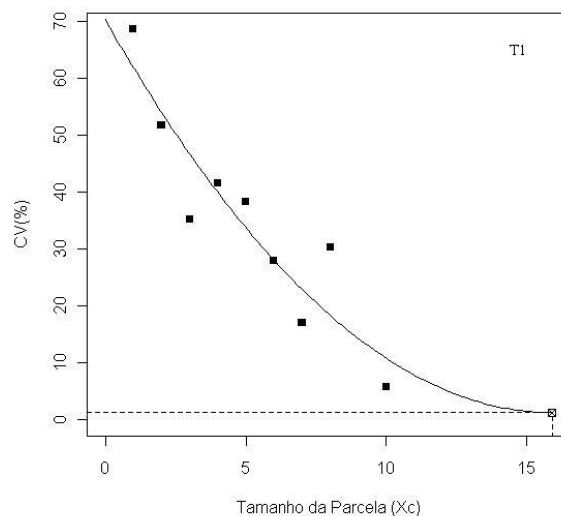


FIGURA 5: Relação entre coeficiente de variação $CV(x)$ e tamanho de parcela (X_c) para altura de brotação de conservação *in vitro* de maracujá para o tratamento 1.

Para os tratamentos 1, 2, 3 e 9, os tamanhos de parcelas estudados foram

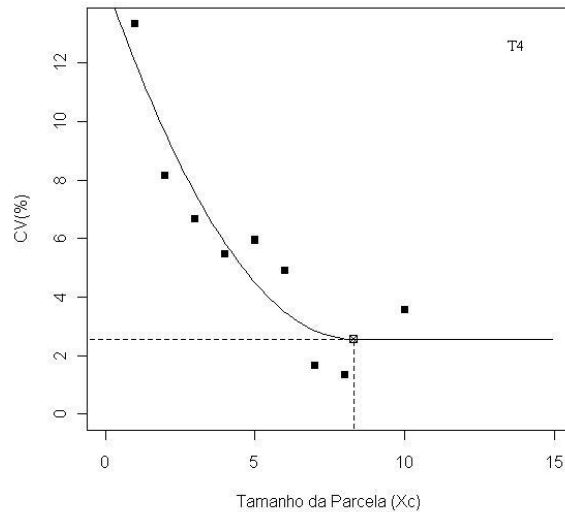


FIGURA 6: Relação entre coeficiente de variação CV(x) e tamanho de parcela (Xc) para altura de brotação de conservação *in vitro* de maracujá para o tratamento 4.

maiores do que 10 que seria o limite máximo, nesse caso. Para os demais tratamentos o método comportou-se de modo adequado, estimando parcelas com tamanhos de 4,9 ub (T8) a 8,9 ub (T6). Pelos valores do coeficiente de determinação (Tabela 4) pode-se considerar que os modelos foram bem ajustados, variando de 64,5% (T9) a 95,2%. (T3).

O método, utilizando o modelo de regressão quadrático com platô em geral, estima maiores tamanhos de parcelas, em razão provavelmente da curvatura do modelo no seu primeiro ponto numa tentativa de melhor ajuste dos dados, já que o decréscimo da variabilidade nem sempre é linear; devendo ser utilizado para aquelas situações em que se necessita de maiores precisões experimentais.

Uma análise comparativa dos métodos mostra que, com base nos valores dos coeficientes de determinação, o método de regressão quadrático proporciona mel-

TABELA 5: Estimativas dos parâmetros do modelo segmentado quadrático com resposta em platô, do platô de resposta correspondente ao ponto de máxima curvatura (P), do valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura (X_c) e do coeficiente de determinação (R^2) para os diferentes tratamentos de conservação *in vitro* de maracujá.

Tratamentos	β_0	β_1	β_2	CV(%)	X_c	R^2
T1	70,3444	-8,6834	0,2731	1,32	15,89	0,8489
T2	21,5457	-2,2250	0,0773	5,55	14,38	0,8081
T3	59,8392	-8,4989	0,3253	4,32	13,06	0,9525
T4	14,8046	-2,9554	0,1784	2,46	8,28	0,8778
T5	113,9888	-41,4250	4,1792	11,33	4,95	0,9518
T6	53,2467	-5,1290	0,2869	30,32	8,94	0,6566
T7	37,1050	-9,9413	0,8370	7,59	5,93	0,7957
T8	129,8211	-38,4760	3,9557	36,25	4,86	0,8901
T9	51,6288	-6,5719	0,2564	9,51	12,81	0,6446
T10	24,8153	-5,9924	0,4352	4,19	6,89	0,9169

TABELA 6: Amplitude da variação do coeficiente de determinação (R^2) para os métodos da máxima curvatura modificados (MC), do modelo linear segmentado com platô (LRP), do modelo quadrático segmentado com platô (LQP).

Métodos	R^2 (%)
MC	58 - 93
LP	59 - 95
QP	64 - 95

hores ajustes do que os demais. No entanto, um possível "falso" platô pode ser obtido ao se utilizar de modelos segmentados, pois nem sempre existe amplitude suficiente nos tamanhos de parcelas simulados para se alcançar um platô de resposta. A união das curvas geradas pelo modelo linear ou quadrático em conjunto com a regressão de platô, expressa o tamanho de parcelas adequado ou ótimo. Assim, a partir do valor X_c em diante, o aumento no tamanho de parcela não traz ganhos em precisão experimental com redução significativa na variabilidade, não havendo necessidade de se utilizar maiores tamanhos de parcelas.

Os tamanhos de parcelas estimados devem ser visto como tamanhos de parcelas ótimos, mas mínimos, pois suas estimativas variam em relação aos diferentes tratamentos, logo também irão apresentar variações entre experimentos. Para trabalhos em que melhores precisões experimentais são necessárias, pode-se sugerir utilização de maiores estimativas do tamanho de parcelas.

4.5 Tamanho de parcela pelo método da comparação das variâncias

As variâncias reduzidas para alturas de brotações *P. giberti* N. E. Brown para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (X_{ub}) para todos os tratamentos foram estimadas e são apresentadas nas Tabelas 7 e 8 . Aplicando-se consecutivos testes de homogeneidade de variâncias constatou-se que os tamanhos variando de 2 a 20 unidades básicas (todos os tratamentos), apresentaram variâncias estatisticamente iguais (Tabelas 7 e 8). Neste caso, considerou-se a parcela formada por 2 ub como sendo o melhor tamanho para as condições destes ensaios, uma vez que as variâncias não foram reduzidas significativamente quando parcelas maiores foram utilizadas.

Um dos problemas desse método refere-se a quantidade de unidades experimentais utilizadas (20 unidades) o que pode não viabilizar sua utilização em situ-

TABELA 7: Estimativas das variâncias reduzidas para uma unidade básica do ensaio de uniformidade para a altura de brotações P. giberti N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo in vitro para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (Xub) para os tratamentos 1 a 5.

Xub	Variâncias Reduzidas V(X)				
	T1	T2	T3	T4	T5
20	0,4119 a	0,0029 a	0,0108 a	0,0013 a	0,3372 a
10	0,4859 a	0,0034 a	0,0157 a	0,0017 a	0,2695 a
6	0,3602 a	0,0064 a	0,0191 a	0,0013 a	0,1510 a
4	0,3083 a	0,0059 a	0,0213 a	0,0012 a	0,1452 a
2	0,4028 a	0,0102 a	0,0251 a	0,0018 a	0,1691

*Valores seguidos de mesma letra, numa mesma coluna, não diferem entre si pelo teste de Bartlett, a 5% de probabilidade.

TABELA 8: Estimativas das variâncias reduzidas para uma unidade básica do ensaio de uniformidade para a altura de brotações P. giberti N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo in vitro, para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (Xub) para os tratamentos 6 a 10.

Xub	Variâncias Reduzidas V(X)				
	T1	T2	T3	T4	T5
20	0,0432 a	0,0058 a	0,3265 a	0,0384 a	0,0030 a
10	0,0532 a	0,0075 a	0,3789 a	0,0571 a	0,0021 a
6	0,0656 a	0,0097 a	0,4024 a	0,0654 a	0,0014 a
4	0,0129 a	0,0596 a	0,2359 a	0,0634 a	0,0013 a
2	0,0160 a	0,0630 a	0,6073 a	0,0681 a	0,0020

*Valores seguidos de mesma letra, numa mesma coluna, não diferem entre si pelo teste de Bartlett, a 5% de probabilidade.

ações similares. Poderia ser um método aconselhado para experimentos com maior numero de repetições, necessitando de estudos preliminares com material genético similar.

Sugere-se utilizar parcelas formadas por 10 ub, pois foi o número de unidades que satisfez todos os tratamentos testados.

5 CONCLUSÃO

Em experimentos com conservação *in vitro* da espécie *Passiflora giberti* N. E. Brown, o tamanho de parcela variou de acordo com o método utilizado. Para o método da máxima curvatura foram encontrados valores de 3 a 6 ub; de 4 a 10 ub para o método da máxima curvatura modificado, de 3 a 7 ub pelo modelo linear segmentado com platô, de 5 a 16 ub pelo modelo de regressão quadrático com platô e de 2 ub pelo método da comparação de variâncias.

Sugere-se utilizar parcelas formadas por 10 unidades básicas em experimentos com conservação *in vitro* da espécie *Passiflora giberti* N. E. Brown , pois foi o número de unidades que satisfaz todos os tratamentos testados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARAL, L. **Conservação e propagação *in vitro* de três cultivares híbridas de amarílis**. 2005. 93 p. Dissertação (Mestrado em Melhoramento Genético) - Instituto Agronômico de Campinas, Campinas.

ANDERSON, R.L.; NELSON, L.A. A family of models involving intersecting straight lines and concomitant experimental designs useful in evaluating response to fertilizer nutrients. **Biometrics**, Washington, v.31; n.2, p.303-318, Jun.1975.

BATES, D.M.; WATTS, D.G. **Nonlinear Regression Analysis and its Applications**. New York: J. Wiley, 1988. 365p. (Wiley series in probability e mathematical statistics).

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

BRAGA, J.M. **Avaliação da fertilidade do solo: ensaios de campo**. Viçosa: UFV, 1983. 101 p.

BRUCKNER, C.H.; MELETTI L.M.M.; OTONI, W.C.; ZERBINI; JUNIOR, F.M. Maracujazeiro. In: BRUCKNER., C.H. (Ed.). **Melhoramento de fruteiras tropicais**. Viçosa, MG: UFV. 2002. p. 373-409.

CHAVES, L.J. **Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (Zeamays L.)**. 1985, 148f. Tese. (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

CUNHA, M.A.P.; KRAMPE, R. Espécies do gênero Passiflora. In: LIMA, A. A. (Ed.). **O cultivo do maracujá**. Cruz das Almas, BA: EMBRAPA-CNPMPF, 1999. 129 p. (Embrapa Mandioca e Fruticultura. Circular Técnica, 35).

DRAPER, N.R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3. ed. New York.:J.Wiley, 1998. 706p.

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

EUCLYDES, R.F.; ROSTAGNO, H.S. **Estimativa dos níveis nutricionais via experimentos de desempenho** [mensagem pessoal]. Texto enviado por <rostagno@ufv.br> em 20 set. 2001. Palestra proferida no Workshop Latino Americano AnjinomotoBiolatina, em Foz do Iguaçu, 18-20 de junho de 2001.

FARIA, G. A. **Tamanho ótimo de parcelas para experimentos *in vitro* com maracujazeiro**. 2008. 101 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Universidade Estadual Paulista. Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Ilha Solteira.

FARIA, G.A.; COSTA, M.A.P.C.; LEDO, C.A.S.; JUNGHANS, T.G.; SOUZA, A.S.; CUNHA, M.A.P. Meio de cultura e tipo de explante no estabelecimento *in vitro* de espécies de maracujazeiro. **Bragantia**, Campinas, v.66, n.4, p. 535-543, 2007.

FARIA, G.A.; CUNHA, M.A.P. Banco ativo de germoplasma de maracujazeiro. In: SEMINÁRIO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA. 5, 2001, Cruz das Almas. **Anais...** Cruz das Almas: Embrapa Mandioca e Fruticultura, 2002. p. 35.

FARIAS, J.F.; SILVA, L.B. da; ARAÚJO NETO, S.E.; MENDONÇA, V. Qualidade do maracujá-amarelo comercializado em Rio Branco, Acre. **Revista Caatinga**, Mossoró, v.20, n.3, out. 2007. Disponível em:<<http://periodicos.ufersa.edu.br/index.php/sistema/article/view/481>>. Acesso em: 2 dez. 2008.

FEDERER, W. T. **Experimental design: theory and application**. 2nd ed. New York: Macmillan, 1963. 544p.

FISHER, R. A. **The design of experiments**. 7. ed. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1960. 248p.

GALLANT, A.R. **Nonlinear Statistical Models**. New York: J. Wiley, 1987. 624p. (Wiley series in probability e mathematical statistics)

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

HARDING, K.; BENSON, E.E.; CLACHER, K.; Plant conservation biotechnology: an overview. **Agro food industry hi-tech**, Milano, v.7, n.3, Jun., 1997..

HATHEWAY, W.H.; WILLIAMS, E.J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, Washington, v.4, n. 1, p.207-22, Mar. 1958.

HENRIQUES NETO, D. **Estimativas de tamanho e forma de parcelas experimentais para avaliação do rendimento de grãos em trigo**. 2003. 138f. Tese (Doutorado em Fitotecnia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

HENRIQUES NETO, D. et al. Tamanho de parcelas em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.39, n.6, p.517-524, jun. 2004..

HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v.53, n.2, p.279-280, Mar./Apr.1961.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Banco de dados agregados: produção agrícola municipal. Brasília, 2003. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda>>. Acesso em: 22 fev. 2008.

INTERNATIONAL BOARD FOR PLANT GENETIC RESOURCES **Directory of germplasm collections: 6.I - tropical and subtropical fruits and tree nuts**. Rome: IBPGR, 1992. 337p.

INTERNATIONAL BOARD FOR PLANT GENETIC RESOURCES. **Directory of germplasm collections: 6.II - temperate fruits and tree nuts**. Rome: IBPGR, 1989. 296p.

IZQUIERDO, J. A.; LOPEZ F. Y. Análisis e interpretación estadística de la experimentación *in vitro* In: ROCA, W. M.; MROGINSKI, L. A. **Cultivo de tejidos en la agricultura: fundamentos e aplicaciones**. Cali: CIAT, 1991. p. 375-399.

LE CLERG, E. L. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K. J. (Ed.). **Plant breeding symposium**. Ames: Iowa State University, 1967. p. 243-313.

LLESSMAN, K.J.; ATKINS, R.E. Comparisons of planning arrangements and estimates of optimum hill plot for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v.3, n.6, p.489-492, nov. 1963.

LÚCIO, A. D. et al. Estimativa de parâmetros para o planejamento de experimentos com a cultura do pimentão em áreas restritas. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v.22, n.4, p.766-770, out./dez. 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, Sep. 1971.

MORALES, E.A.V.; VALOIS, A.C.; NASS, L.L. **Recursos genéticos vegetales**. Brasília: Embrapa-SPI, 1997. 78 p.

MORAN ROBLES, M. J. Multiplication vegetative, *in vitro*, des bourgeons axillaires de *Passiflora edulis* var. *Flavicarpa* Deg. et de *P.mollissima* Bailey. **Fruits**, Paris, v. 33, n.10, p. 639-699, Oct. 1978.

MURASHIGE, T.; SKOOG, F. A revised medium for rapid growth and bioassays with tobacco tissue cultures. **Physiologia Plantarum**, Copenhagen, v. 15, p. 473-497, 1962.

NASS, L.L. Utilização de recursos genéticos vegetais no melhoramento. In: NASS, L.L.; VALOIS, A.C.C.; MELO, I. S. de, VALADARES-INGLIS, M.C. (Ed.). **Recursos Genéticos e melhoramento de plantas**. Rondonópolis: Fundação MT, 2001. p. 30-55.

NUNES, R. P. **Métodos para a pesquisa agrônômica**. Fortaleza: Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, 1998. 564p.

KANTHARAJAH, A. S.; DODD, W. A. *In vitro* micropropagation of *Passiflora edulis* (Purple passionfruit). **Annals of Botany**, Oxford, v. 65, n.3, p. 337-339, Mar. 1990.

PÁDUA, J.G.; FERREIRA, F. R. Recursos genéticos - conservação de germoplasma de espécies frutíferas no campo. **Toda Fruta**, Jaboticabal, 4 set. 2007. Disponível em: <http://www.giacometti.org.br/html/artigo_exibe.cfm?Id=30>. Acesso em: 14 nov. 2008.

PARANAÍBA, P.F. **Tamanho ótimo de parcelas em delineamentos experimentais**. 2007. 63 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

PASSOS, I.R. da S.; MATOS, G.V. da C.; MELETTI, L.M.M.; SCOTT, M.D.S.; BERNACCI, L.C.; VIEIRA, M.A.R. Utilização do ácido giberélico para a quebra de dormência de sementes de *Passiflora nitida* Kunth germinadas *in vitro*. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v.26, n.2, p.380-381, ago. 2004.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 14. ed. Piracicaba: ESALQ/USP, 2000. 477p.

R Development Core Team (2008). R: A language and environment for statistical computing. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 out. 2008..

RATKOWSKY, D.A. **Nonlinear Regression Modeling: a Unified Practical Approach**. New York: Marcel Dekker, 1983.

REZENDE, D. M.L.C.; MUNIZ, J.A.; FERREIRA, D.F. Proposição de um modelo não linear com response plateau. In: REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 45., 2000, São Carlos, SP. **Anais...** São Carlos: UFSCar, 2000. p. 96-99.

REZENDE, D. M. L. C. **Ajuste de modelos de platô de resposta aplicados ao estudo de exigência nutricional de frangos de corte**. 2002. 76 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

ROSSETTI, A. G. **Determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas**. 1979. 70 p. Dissertação. (Mestrado em Estatística e Experimentação Agrônômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

ROSSETTI, A.G.; PERREIRA, A.V.; PIMENTEL-GOMES, F. A amostragem na experimentação em viveiro de seringueira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.21, n.8, p.837-841, ago. 1986.

SALOMÃO, L.C.C.; VIEIRA, G.; MOTA, W.F. da. Tecnologia de colheita e pós-colheita. In: BRUCKNER, C.H.; PICANÇO, M. C. (Ed.). **Maracujá: tecnologia de produção, pós-colheita, agroindústria, mercado**. Porto Alegre: Cinco Continentes, 2001. p. 283-303.

SCHABENBERGER, O.; PIERCE, F.J. **Contemporary Statistical Models for the Plant and Soil Sciences**. Boca Raton: CRC Press, 2002. 738 p.

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

SOUZA, E. M. **Modelagem não linear da extração de zinco em um solo tratado com lodo de esgoto**. 2008. 95 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG

STORCK, L. **Estimativa para tamanho e forma de parcelas e número de repetições para experimentos com milho (Zea mays L.)**. 1979. 98 f. Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

STORCK, L.; OLIVEIRA, S. J. R.; GARCIA, D. C.; BISOGNIN, D. A.
Comprimento e largura do tamanho ótimo da parcela experimental em batata.
Ciência Rural, Santa Maria, v.35, n.5, p.1043-1048, ago. 2005.

TREVISAN, F. **Transformação genética de maracujazeiro (*Passiflora edulis* f. flavicarpa) para resistência ao vírus do endurecimento do fruto**. 2005.
Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

VALOIS, A.C.C.; NASS, L.L.; GOES, M. Conservação "ex situ" de recursos genéticos vegetais. In: NASS, L.L.; VALOIS, A.C.C.; MELO, I.S.; VALADARES-INGLIS, M.C. (Ed.). **Recursos genéticos & melhoramento: planta**. Rondonópolis: Fundação MT, 2001. p.123-158.

VALLEJO, R.L.; MENDOZA, H.A. Plot technique studies on sweet potato yield trials. **Journal of American Society for Horticultural Science**, Alexandria, v.117, n.3, p.508-511, May 1992.

VIANA, A.E.S.; JEDIYAMA, T.; CECON, P.R.; LOPES, S.C.; JEDIYAMA, M.A.N. Estimativas de tamanho de parcela em experimentos com mandioca. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v.20, p58-56, 2002.

VIEIRA, M.L.C.; GLÓRIA, B.A. Fundamentos e aplicações da cultura de tecidos no melhoramento. In: NASS, L.L.; VALOIS, A.C.C.; MELO, I.S. de; VALADARES-INGLIS, M.C. (Eds.). **Recursos genéticos e melhoramento de plantas**. Rondonópolis: Fundação MT, 2001. p. 911-938.

VIEIRA, M.L.C. Conservação de germoplasma *in vitro*. **Biotecnologia, Ciência e Desenvolvimento**, Brasília, v.3, n.14, p.18-20, maio 2000.

WITHERS, L.A.; WILLIAMS, J.T. Conservação in vitro de recursos genéticos de plantas. In: TORRES, C.A.; CALDAS, L.S.; BUSO, J.A. (Ed.). **Cultura de tecidos e transformação genética de plantas**. Brasília: Embrapa, 1998. v.1. p. 297-329.

WITHERS, L.A. Germplasm preservation through tissue culture: an overview. In: CELL AND CULTURE TECHNIQUES FOR CEREAL CROP IMPROVEMENT, Beijing, 1983, Beijing. **Proceedings...** Beijing: Science Press, 1983. p. 315-341.

WITHERS, L.A. Cryopreservation and storage of germplasm. In: DIXON, R.A. (Ed.). **Plant cell culture: a practical approach**. Oxford: Irl.Press, 1985. p.169-191.

ANEXOS

ANEXO A	Páginas
TABELA 1A	Número de parcelas totais para os ensaios de uniformidade de plantas (n), tamanho da parcela em unidades básicas (X), forma da parcela (X1xX2), média da parcela, variância da parcela (V(x)) e coeficiente de variação para a altura de brotações P. giberti N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo <i>in vitro</i> para o tratamento 1 a 10.....52
TABELA 2A	Estimativas das variâncias originais para uma unidade básica do ensaio de uniformidade para a altura de brotações P. giberti N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo <i>in vitro</i> para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (Xub) para os tratamentos 1 a 5. 53
TABELA 3A	Estimativas das variâncias reduzidas para uma unidade básica do ensaio de uniformidade para a altura de brotações P. giberti N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo <i>in vitro</i> , para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (Xub) para os tratamentos 6 a 10. 53

ANEXO B	Páginas
FIGURA 1B	Relação entre coeficiente de variação CV(%) e tamanho de parcela (Xc) para altura de brotação de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 3, 4, 5, 6.....54
FIGURA 2B	Relação entre coeficiente de variação CV(%) e tamanho de parcela (Xc) para altura de brotação de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 7, 8, 9 e 10. 55
FIGURA 3B	Relação entre o coeficiente de variação CV(x) da altura de brotação e tamanho de parcela (Xc) em unidades básicas de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 3, 4, 5 e 6. 56
FIGURA 4B	Relação entre o coeficiente de variação CV(x) da altura de brotação e tamanho de parcela (Xc) em unidades básicas de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 7, 8, 9 e 10. 57
FIGURA 5B	Relação entre o coeficiente de variação CV(x) da altura de brotação e tamanho de parcela (Xc) em unidades básicas de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 3, 4, 5 e 6. 58
FIGURA 6B	Relação entre o coeficiente de variação CV(x) da altura de brotação e tamanho de parcela (Xc) de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 7, 8, 9 e 10. 59
FIGURA 7B	Relação entre o coeficiente de variação CV(x) da altura de brotação e tamanho de parcela (Xc) de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 2, 3, 5 e 6.60
FIGURA 8B	Relação entre o coeficiente de variação CV(x) da altura de brotação e tamanho de parcela (Xc) de conservação <i>in vitro</i> de maracujá para os tratamentos 7, 8, 9 e 10. 61

ANEXO C

Páginas

PROGRAMA 1C	Rotina R utilizada para a obtenção da representação gráfica da curva obtidas da relação entre o coeficiente de variação plotado contra seu respectivo tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura.	62
PROGRAMA 2C	Rotina R, utilizada para a obtenção da representação gráfica da curva obtidas da relação entre o coeficiente de variação plotado contra seu respectivo tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura modificada.	62
PROGRAMA 3C	Rotina no R utilizado para a obtenção das estimativas dos parâmetros do modelo platô de resposta linear.	63
PROGRAMA 4C	Rotina R, programa utilizado para a obtenção das estimativas dos parâmetros do modelo platô de resposta quadrático. ...	65
PROGRAMA 5C	Rotina R, programa utilizado para a obtenção das estimativas das variâncias reduzidas pelo método da comparação de variâncias.	66

TABELA 1A: Número de parcelas totais para os ensaios de uniformidade de plantas (n), tamanho da parcela em unidades básicas (X), forma da parcela ($X1 \times X2$), média da parcela, variância da parcela ($V(x)$) e coeficiente de variação para a altura de brotações *P. giberti* N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo *in vitro* para o tratamento 1 a 10.

Xub	Variâncias Reduzidas V(X)				
	T1	T2	T3	T4	T5
20	8,2396	0,0573	8,2396	0,0573	8,2396
10	4,5029	0,0414	4,5029	0,0414	4,5029
6	1,6253	0,0376	1,6253	0,0376	1,6253
4	0,9239	0,0187	0,9239	0,0187	0,9239
2	0,3781	0,0173	0,3781	0,0173	0,3781

TABELA 2A: Estimativas das variâncias originais para uma unidade básica do ensaio de uniformidade para a altura de brotações *P. giberti* N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo in vitro para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (Xub) para os tratamentos 1 a 5.

Xub	Variâncias Reduzidas V(X)				
	T1	T2	T3	T4	T5
20	8,2396	0,0573	8,2396	0,0573	8,2396
10	4,5029	0,0414	4,5029	0,0414	4,5029
6	1,6253	0,0376	1,6253	0,0376	1,6253
4	0,9239	0,0187	0,9239	0,0187	0,9239
2	0,3781	0,0173	0,3781	0,0173	0,3781

TABELA 3A: Estimativas das variâncias originais para uma unidade básica do ensaio de uniformidade para a altura de brotações *P. giberti* N. E. Brown conservadas até os 60 dias de cultivo in vitro para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (Xub) para os tratamentos 6 a 10.

Xub	Variâncias Reduzidas V(X)				
	T1	T2	T3	T4	T5
20	0,8646	0,1164	6,5304	0,7675	0,0604
10	0,4977	0,0707	3,4996	0,5512	0,0171
6	0,3661	0,0552	2,1411	0,3564	0,0059
4	0,3460	0,0497	1,4138	0,2077	0,0044
2	0,3156	0,0123	0,7655	0,0185	0,0028

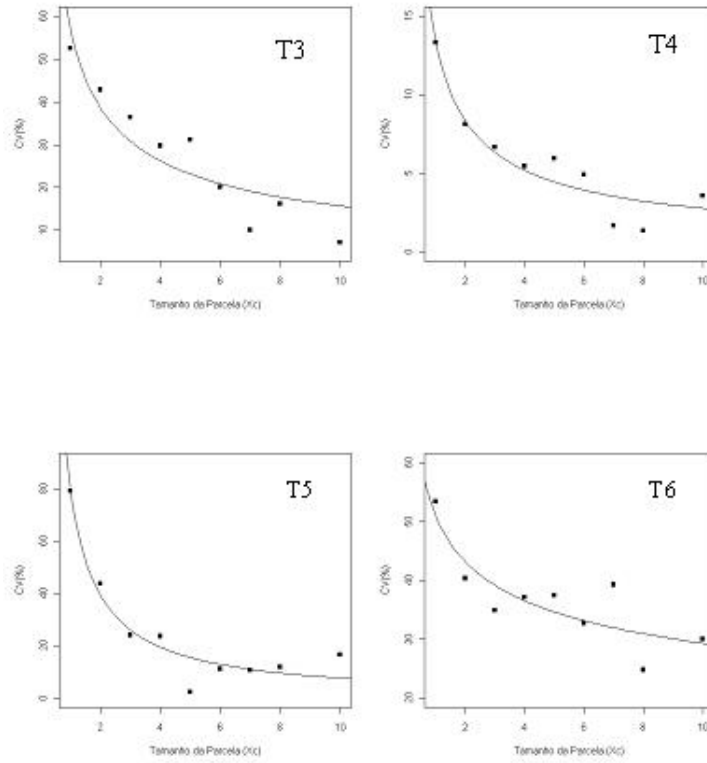


FIGURA 1B: Relação entre coeficiente de variação CV(%) e tamanho de parcela (Xc) para altura de brotação de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 3, 4, 5, 6.

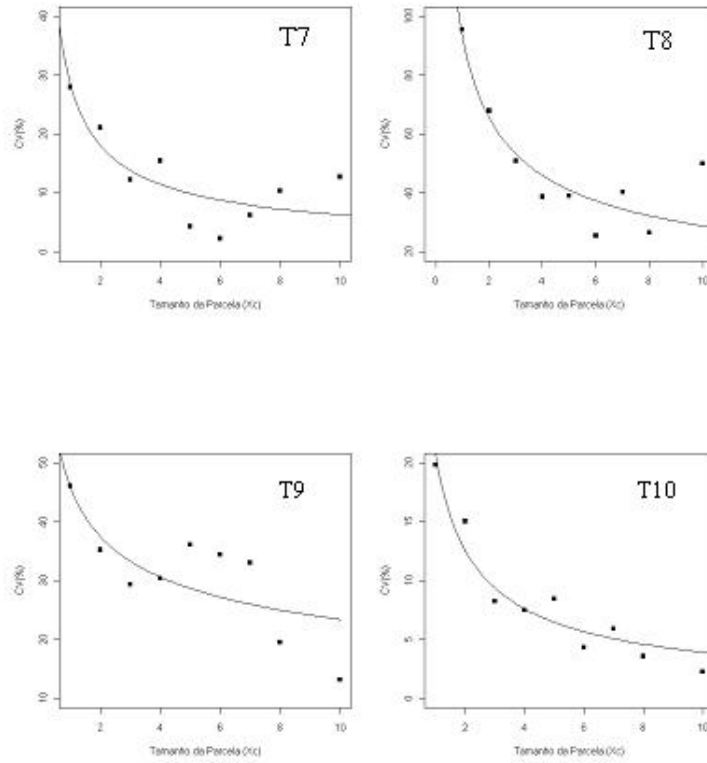


FIGURA 2B: Relação entre coeficiente de variação CV(%) e tamanho de parcela (Xc) para altura de brotação de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 7, 8, 9 e 10.

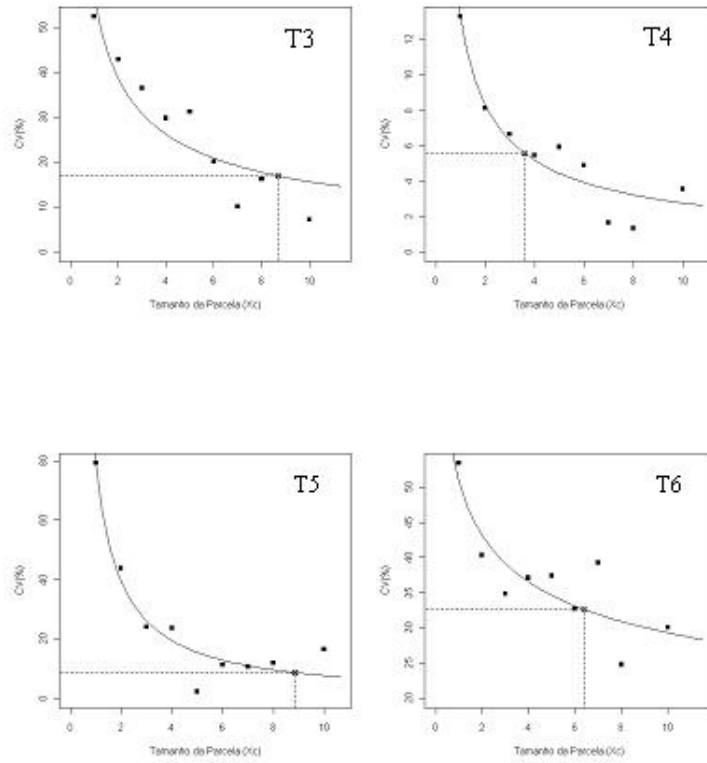


FIGURA 3B: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 3, 4, 5 e 6.

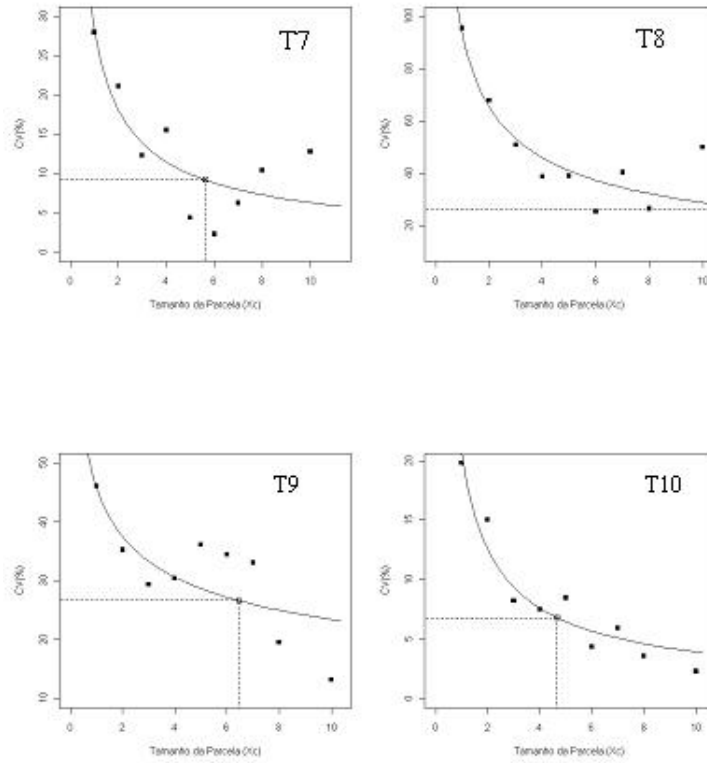


FIGURA 4B: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 7, 8, 9 e 10.

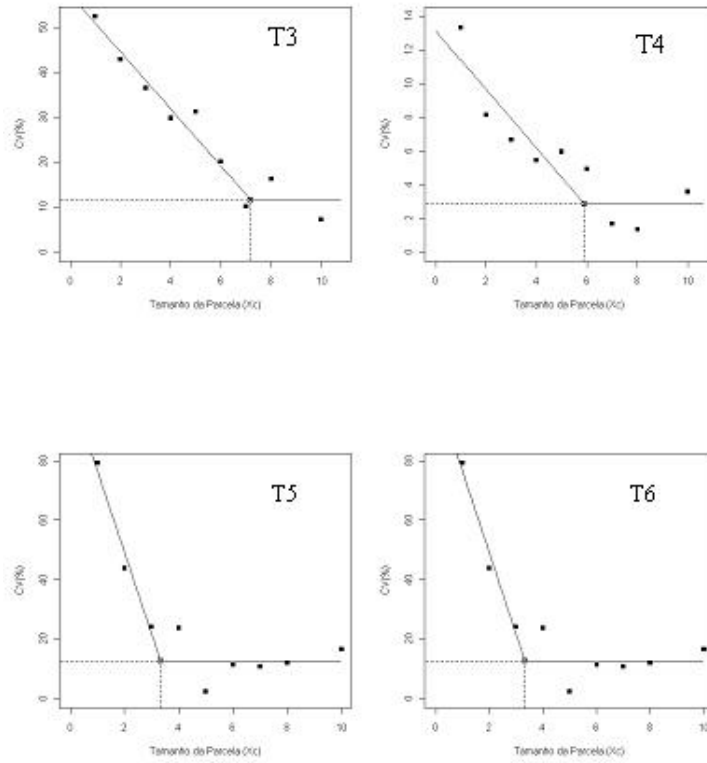


FIGURA 5B: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 3, 4, 5 e 6.

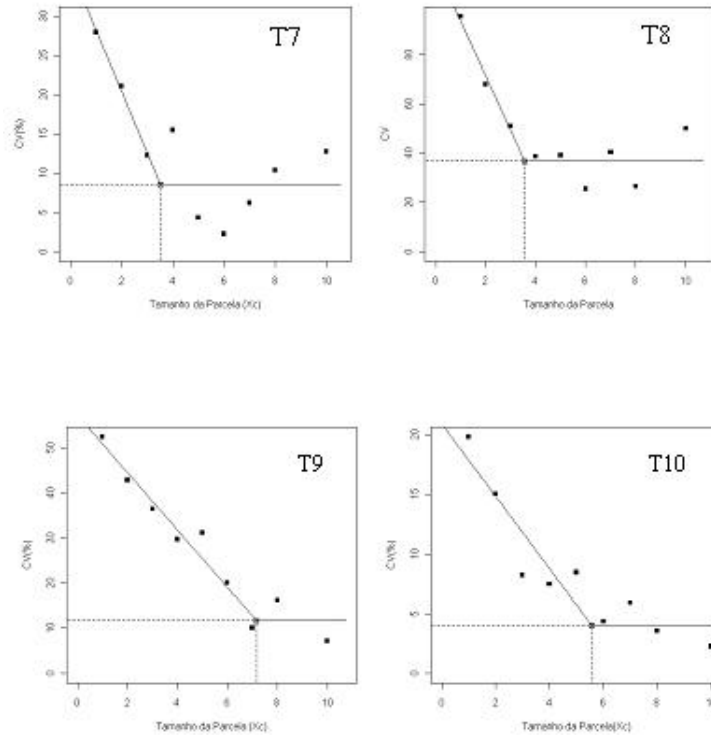


FIGURA 6B: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) em unidades básicas de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 7, 8, 9 e 10.

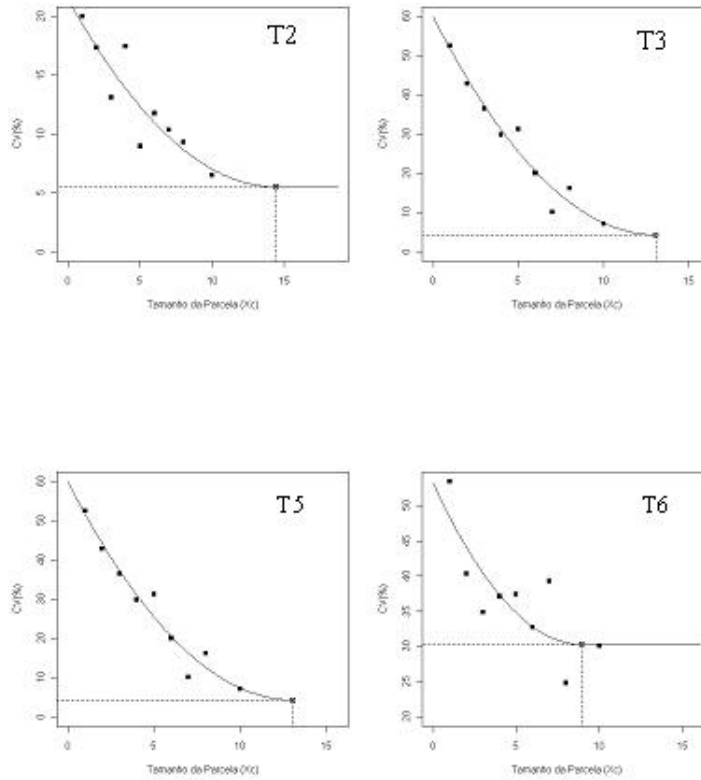


FIGURA 7B: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 2, 3, 5 e 6.

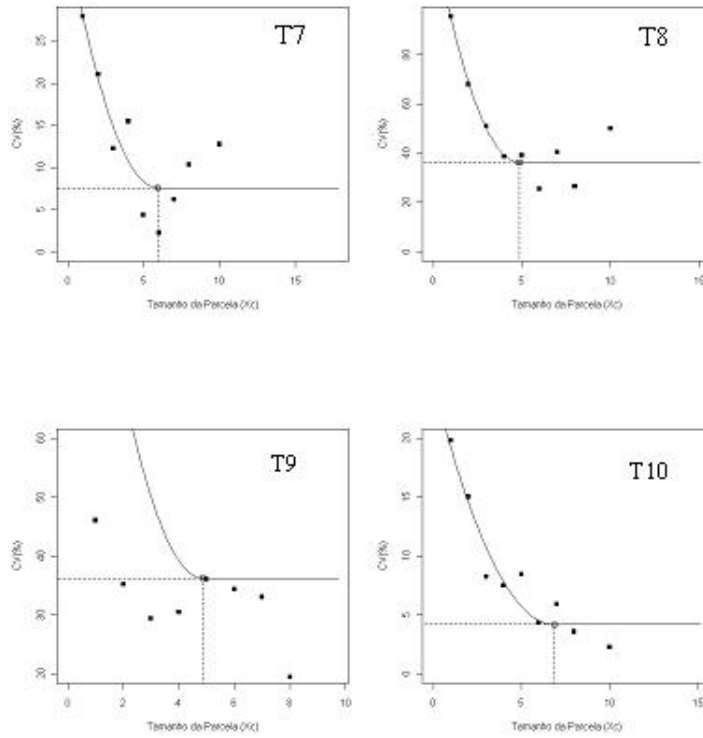


FIGURA 8B: Relação entre o coeficiente de variação $CV(x)$ da altura de brotação e tamanho de parcela (X_c) de conservação *in vitro* de maracujá para os tratamentos 7, 8, 9 e 10.

PROGRAMA 1C: Rotina R utilizada para a obtenção da representação gráfica da curva obtidas da relação entre o coeficiente de variação plotado contra seu respectivo tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura.

```
# Modelo exponencial - máxima curvatura tratamento 1
x=c(1,2,3,4,5,6,7,8,10)
y=c(68.67,51.82,35.17,41.61,38.31,27.97,17.09,30.30,5.75)

#MEDIDAS DE CURVATURA

library(MASS)
mmcurve <- deriv3(~ theta1*(x^(-theta2)), \verb("theta1","
theta2),"
function(theta1, theta2, x)
NULL) (exponencial2 <- nls(y ~ mmcurve(theta1, theta2, x),
  start = list(theta1=87,theta2=0.3))
rms.curv(exponencial2) u=predict(exponencial2)
confint(exponencial2)

#Encontrando o R2
(resul=summary(exponencial2))
res=resul$residual
SQR=sum(res^2) SQTcorrigida=sum((y-mean(y))^2)
R2=1-SQR/SQTcorrigida

#Encontrando o ponto de maior curvatura
parametro=resul$parameters a=parametro[1,1] b=parametro[2,1]
aux1=1/(2*b+2) aux2=((a*b)^2)*(2*b+1) aux3=b+2
X0=exp(aux1*log((aux2/aux3)))

plot(x, y, type="o",xlab="Tamanho da Parcela"
(Xc),ylab="CV(%)",ylim=c(0,90),xlim=c(0,10),pch=15)"
plot(x, y, xlab="Tamanho da Parcela"
,ylab="CV(%)",ylim=c(0,90),xlim=c(0,10),pch=15)"
curve(a*(x^(-b)), 0, 10, add=T)
```

PROGRAMA 2C: Rotina R, utilizada para a obtenção da representação gráfica da curva obtidas da relação entre o coeficiente de variação plotado contra seu respectivo tamanho de parcela pelo método da máxima curvatura modificada.

```
# AJUSTE PELO MODELO EXPONENCIAL Tratamento 1
```

```

x=c(1,2,3,4,5,6,7,8,10)
y=c(68.67,51.82,35.17,41.61,38.31,27.97,17.09,30.30,5.75)
# Obtendo chutes iniciais
chute=lm(log(y)~1+log(x))
#considerando modelo como linear(obter chutes)
vetor=as.vector(chute$coefficients)
chutea=exp(vetor[1])chute inicial para o a
#chuteb=-vetor[2] chute inicial para o b1
# ajustando o modelo não linear
qrp.fit=nls(y~a*x^(-b),
start=list(a=chutea, b=chuteb),trace=F)
qrp.fit
qrp.coef=coef(qrp.fit) # armazenando somente os coeficientes
qrp.coef
a=qrp.coef[1]
b=qrp.coef[2]
# Observando em detalhes os resultados do ajuste
(resul=summary(qrp.fit))
#Encontrando o R2
res=resul$residual SQR=sum(res^2)
SQTcorrigida=sum((y-mean(y))^2)
R2 = 1 - SQR/SQTcorrigida
# Intervalo de confiança
confint(qrp.fit, level=0.95)
# valores preditos fitted(qrp.fit)
#Encontrando ponto de maior curvatura aux1=1/(2*b+2)
aux2=((a*b)^2)*(2*b+1) aux3=b+2 X0=exp(aux1*log((aux2/aux3)))
# Coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima
curvatura P=a*X0^(-b) # Fazendo o gráfico
plot(x,y,xlim=c(0,1*X0),ylim=c(0,max(y)),
xlab="Tamanho da Parcela (Xc)",ylab="CV(
curve(a*x^(-b),0,1*X0,add=T) points(X0,P,pch=7)
segments(X0, -3, X0, P,lty=2)
segments(-3, P, X0, P,lty=2)

```

PROGRAMA 3C: Rotina no R utilizado para a obtenção das estimativas dos parâmetros do modelo platô de resposta linear.

```

# MODELO DE PLATÔ DE RESPOSTA 1º GRAU Tratamento 1
# Dados
x=c(1,2,3,4,5,6,7,8,10)
y=c(68.67,51.82,35.17,41.61,38.31,27.97,17.09,30.30,5.75)
# Obtendo chutes iniciais chute=lm(y~1+x)
#considerando o modelo como se fosse linear (obter chutes)
vetor=as.vector(chute$coefficients)
chuteb0=vetor[1] # chute inicial para o b0
chuteb1=vetor[2] # chute inicial para o b1
chuteb2=5 # chute inicial para o b2
# Ajustando o modelo não linear
qrp.fit=nls(y~(b0+b1*x)*(x<=X0)+(b0+b1*X0)*(x>X0),
start=list(b0=chuteb0, b1=chuteb1, X0=chuteb2),trace=F)
qrp.fit
qrp.coef=coef(qrp.fit) # armazenando somente os coeficientes
# Encontrando a abscissa do platô
b0=qrp.coef[1]
b1=qrp.coef[2]
X0=qrp.coef[3]
# Obtendo o Platô
P=b0+X0*b1
#observando em detalhes os resultados do ajuste
summary(qrp.fit)
#Intervalo de confiança
confint(qrp.fit, level=0.95)
# valores preditos
fitted(qrp.fit)
# Obtendo R2
SQE=summary(qrp.fit)$sigma^2*summary(qrp.fit)$df[2]
SQT=var(y)*(length(y)-1)
R2=1-SQE/SQT
# Fazendo o gráfico
plot(x,y,xlim=c(0,1.3*X0),ylim=c(0,max(y)), xlab="Tamanho
da"
Parcela,ylab="CV",pch=15)"
curve((b0+b1*x)*(x<=X0)+(b0+b1*X0)*(x>X0),0,1.3*X0,add=T)
points(X0,P,pch=7)
segments(X0,-3,X0,P,lty=2)
segments(-3,P,X0,P,lty=2)

```

PROGRAMA 4C: Rotina R, programa utilizado para a obtenção das estimativas dos parâmetros do modelo platô de resposta quadrático.

```
# MODELO DE PLATÔ DE RESPOSTA QUADRÁTICA Tratamento 1
# Dados x=c(1,2,3,4,5,6,7,8,10)
y=c(68.67,51.82,35.17,41.61,38.31,27.97,17.09,30.30,5.7)
# Obtendo chutes iniciais
chute=lm(y~1+x+I(x^2))
#considerando o modelo comose fosse linear
vetor=as.vector(chute$coefficients)
chuteb0=vetor[1] # chute inicial para o b0
chuteb1=vetor[2] # chute inicial para o b1
chuteb2=vetor[3] # chute inicial para o b2
# Ajustando o modelo não linear
qrp.fit=nls(y~(b0+b1*x+b2*I(x^2))*(x<=-0.5*b1/b2)
+(b0+I(-b1^2/(4*b2)))*(x>-0.5*b1/b2),
start=list(b0=chuteb0, b1=chuteb1, b2=chuteb2),trace=F)
qrp.coef=coef(qrp.fit) # armazenando somente os coeficientes
# Encontrando a abscissa do platô
b0=qrp.coef[1] b1=qrp.coef[2] b2=qrp.coef[3]
X0=-0.5*(b1/b2)
# Obtendo o Platô
P=b0-(b1^2)/(4*b2)
# Observando em detalhes os resultados do ajuste
summary(qrp.fit)
# Intervalo de confiança
confint(qrp.fit, level=0.95)
# valores preditos fitted(qrp.fit)
# Obtendo R2
SQE=summary(qrp.fit)$sigma^2*summary(qrp.fit)$df[2]
SQT=var(y)*(length(y)-1)
R2=1-SQE/SQT
# Fazendo o gráfico
plot(x,y,xlim=c(0,1.3*X0),
ylim=c(0,max(y)),xlab="Tamanho de "Parcela",ylab="CV",pch=15)"
curve((b0+b1*x+b2*x^2)*(x<=X0)
+(b0-(b1^2)/(4*b2))*(x>X0),0,1.3*X0,add=T)
points(X0,P,pch=7)
segments(X0,-3,X0,P,lty=2)
```

```
segments(-3, P, X0, P, lty=2)
```

PROGRAMA 5C: Rotina R, programa utilizado para a obtenção das estimativas das variâncias reduzidas pelo método da comparação de variâncias.

```
#Método da comparação de variâncias - tratamento 1
# Variâncias originais para os tamanhos estabelecidos
V1=8.2396
V2=4.5029
V3=1.6253
V4=0.9239
V5=0.3781
# Numero de repetições
e=20
d=10
c=6
b=4
a=2
# Graus de liberdade
f1=19
f2=9
f3=5
f4=3
f5=1
f11=1/f1
f22=1/f2
f33=1/f3
f44=1/f4
f55=1/f5
fii=sum(f11, f22, f33, f44, f55)
#Varaincias corrigidas
V11=V1
V22=( (e*(d-1)*V2+(e-1)*V1) / (e*(d-1)+(e-1)) )
V33=( (e*d*(c-1)*V3+e*(d-1)*V2+(e-1)*V1)
/ (e*d*(c-1)+e*(d-1)+(e-1)) )
V44=( (e*d*c*(b-1)*V4+e*d*(c-1)*V3+e*(d-1)*V2
+(e-1)*V1) / (e*d*c*(b-1)+e*d*(c-1)+e*(d-1)+(e-1)) )
V55=( (e*d*c*b*(a-1)*V5+e*d*c*(b-1)*V4+e*d*
(c-1)*V3+e*(d-1)*V2+(e-1)*V1) / (e*d*c*b*(a-1)
```



```

+e*d*c*(b-1)+e*d*(c-1)+e*(d-1)+(e-1))
# Estimativas das variâncias reduzidas
v1=V11/e
v2=V22/d
v3=V33/c
v4=V44/b
v5=V55/a
# Logaritmo das variâncias reduzidas
v11=log(v1)
v22=log(v2)
v33=log(v3)
v44=log(v4)
v55=log(v5)
# Teste de Bartlett: Qui- quadrado calculado
k=4
c=2.3026
fi=sum(f1, f2, f3, f4, f5)
aux1=(f1*v1)+(f2*v2)+(f3*v3)+(f4*v4)+(f5*v5)
aux2=aux1/fi
aux3=log(aux2)
aux4=(f1*v11)+(f2*v22)+(f3*v33)+(f4*v44)+(f5*v55)
M=c*((fi*aux3)-aux4) C=1+(1/3*(k-1))*(fii-1/fii)
# Qui- quadrado calculado=X2
X2=M/C
# Qui-quadrado tabelado
chisq.tab=qchisq(0.95,gl)
chisq.tab

```